

JOÃO VIEIRA NETO

**AMOSTRAGEM SEQÜENCIAL PARA O MONITORAMENTO DO
BICHO-MINEIRO DO CAFEIRO *Perileucoptera coffeella*
(LEPIDOPTERA:LYONETHIDAE) EM LAVRAS, MINAS GERAIS.**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do **Curso** de Mestrado em Agronomia: **área** de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, para obtenção do título de “Mestre”.

Orientador

Prof. Luiz Henrique de Aquino

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
1998

Ao meu pai, Agenor Vieira Quaresma (**in memoriam**); à minha mãe, Alzira Vieira Seles; aos meus irmãos e irmãs; à minha esposa, Roseane Mana de Jesus Vieira e ao meu amigo, Henrique Baltusen (**in memoriam**).

DEDICO

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Lavras (UFLA), pela **oportunidade** de realizar este curso.

Aos Professores do Departamento de Ciências Exatas da UFLA, Luiz Henrique de Aquino e Eduardo Bearzoti, pelo trabalho dedicado de orientação e pela amizade.

Aos Professores, **membros da comissão** responsável pela criação do Curso de Mestrado em Agronomia, **area** de concentração em Estatística e Experimentação Agropecuária, em especial **ao** Prof. Joel Augusto Muniz, responsável pela coordenação do Curso.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoa! de Nivel Superior (CAPES) pela **concessão** de bolsa de estudo.

Aos Pesquisadores da Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG), Júlio César de Souza e Paulo Rebelles Reis, que tão gentilmente cederam **os** dados **para a** realização deste trabalho.

Aos colegas do curso de Mestrado da UFLA pela amizade, estímulo a **companheirismo**.

A colega de trabalho, Lúcia **A.** Mendonça, pela amizade e colaboração.

A todos os professores e funcionarios do Departamento de **Ciências** Exatas que de **uma** forma ou outra, colaboraram **para a** realização deste trabalho.

SUMÁRIO

Página

RESUMO	i
ABSTRACT.....	ii
1 INTRODUÇÃO	01
2 REFERENCIAL TEÓRICO	03
2.1 Danos causados ao cafeeiro por <i>P. coffeella</i> e época de ocorrência.....	03
2.2 Amostragem de pragas e disposição espacial dos insetos	06
2.3 Nível de controle e amostragem de <i>P. coffeella</i>	08
2.4 Amostragem seqüencial	10
2.4.1 Teste seqüencial da razão de probabilidades	10
2.4.2 Intervalo de confiança de Iwao	13
3 MATERIAL E MÉTODOS	17
3.1 Obtenção dos dados	17
3.2 Análises estatísticas	17
3.3 Planos de amostragem seqüencial	19
3.4 Avaliação dos planos de amostragem seqüencial	20
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	22
4.1 Relação entre a variância e a média	22
4.2 Região da planta do cafeeiro mais atacada por <i>P. coffeella</i>	27
4.3 Planos de amostragem seqüencial para <i>P. coffeella</i>	33
5 CONCLUSÕES.....	54
5.1 Intervalo de confiança de Iwao	54
5.2 Plano de amostragem seqüencial para os terços medio e superior.....	54

5.3 Plano de amostragem seqüencial para o terço médio.....	C4
5.4 Números mínimo e máximo de amostras	55
ANEXOS	56
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	61

RESUMO

VIEIRA NETO, J. **Amastragem seqüencial para o monitoramento do bicho-mineiro do cafeeiro *Perileuoptera coffeella* (Lepidoptera:Lyonetiidae) em Lavras, Minas Gerais. Lavras:UFLA, 1998. 72p. (Dissertação – Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária)**

O presente trabalho teve como objetivo estudar a metodologia de Iwao (1975) e utilizá-la para construir um plano de amostragem seqüencial para avaliar a infestação do bicho-mineiro, *Perileuoptera coffeella* (Guérin-Ménéville, 1842) em lavouras de café, em Lavras, MG. Para tanto, amostragens foram realizadas quinzenalmente, de janeiro a dezembro nos anos de 1994 a 1997. O número total de datas amostradas foi de 93. Em cada data de amostragem foram coletadas 60 folhas pos cova, em 10 covas; sendo 20 no terço superior, 20 no terço médio e 20 no terço inferior. As folhas foram coletadas a esmo, a partir do segundo ao quinto pares do ramo, em todos os quadrantes da copa. Com base nestes dados foram calculados a média (m), a variância (S^2) e o índice de agrupamento m^* de Lloyd, referentes ao número de folhas minadas. Essas estimativas foram obtidas para cada data de amostragem e para duas regiões da planta: a região do terço médio e a região formada pelos terços médio e superior. A unidade amostral considerada foi de 10 folhas por cova, segundo recomendações atuais da EPAMIG (Souza e Reis, 1992). Os dados foram ajustados a lei da potência de Taylor e ao modelo de Lloyd. O segundo modelo foi utilizado na elaboração dos planos seqüenciais através do intervalo de confiança de Iwao (1975). Através da geração das curvas característica de operação (CO) e do número medio de amostras (NMA), mediante simulação em computador, verificou-se que o plano desenvolvido para a região dos terços médio e superior apresentou melhor desempenho, requerendo um menor número médio de amostras para a tomada de decisão de controlar ou não o bicho-mineiro, oferecendo menor risco de decisões erradas. Observou-se, também, que a simulação foi uma técnica eficiente para avaliar os planos de amostragem seqüencial, permitindo um maior conhecimento da metodologia de Iwao.

Comitê Orientador: Luiz Henrique de Aquino – UFLA (Orientador), Eduardo Bearzoti – UFLA, Marcelo Silva de Oliveira – UFLA e Júlio César de Souza – EPAMIG

ABSTRACT

SEQUENTIAL SAMPLING FOR MONITORING COFFEE LEAF MINER *Perileucoptera coffeella* (LEPIDOPTERA:LYONETIIDAE) IN LAVRAS, MG.

This work aimed to study the Iwao methodology (1975) and use it to build a sequential sampling plan to evaluate the infestation of the coffee leaf miner *Perileucoptera coffeella* (Guérin-Ménéville, 1842) in coffee crops in Lavras, MG. Samplings were carried out every two weeks from January to December in 1994 to 1997. Total number of dates sampled was 93. In each sampling date 60 leaves per plant were collected, in 10 plants, being 20 in the upper one-third, 20 in the medium one-third and 20 in the lower one-third. Leaves were randomly collected from the second to the fifth pair of branches in every quadrant of the crown. From these data, the mean (\bar{m}), variance (S) and Lloyd's mean crowding m^* were calculated. These estimates were obtained for each sampling date and two regions of the plant: the region of the medium one-third and the region made up by the medium and upper one-third. The sampling unit consisted of 10 leaves per plant, according to current recommendations by EPAMIG (Souza and Reis, 1992). Data were fitted to Taylor's power law and Lloyd's model. The latter was used to construct the sequential plans through Iwao's confidence interval (1975). Through the generation of the curves operation characteristic (OC) and of the average sample number (ASN), by means of simulation in computer, it was verified that plan developed for the region of the medium and upper one-third showed best performance, demanding lower average number of samples for decision-making to control or not the coffee leaf miner, providing greaser protection against wrong decisions. It was observed, also, that the simulation was an efficient technique to evaluate the sequential sampling plans, allowing a larger knowledge of the methodology of Iwao.

Guidance Committee: Luiz Henrique de Aquino – UFLA (Major Professor). Eduardo Bearzoti – UFLA. Marcelo Silva de Oliveira – UFLA and Júlio César de Souza – EPAMIG

1 INTRODUÇÃO

O café é um dos produtos agrícolas da mais alta expressão econômica e social, constituindo-se em um dos principais produtos de exportação no cenário nacional. Em 1997, foi responsável por 6% do total das exportações brasileiras, gerando para o país US\$1.533 bilhões (Anuário Estatístico do Café, 1997).

O Estado de Minas Gerais destaca-se como o principal produtor nacional, tanto em produção como em área cultivada. A região do Sul de Minas é responsável por 50% da produção mineira e 25% da produção nacional. Apesar do bom desempenho, Minas Gerais ocupa o sexto lugar em termos de rendimento médio (694 kg/ha de café beneficiado), sendo 1,87 vezes menor do que o rendimento médio de Santa Catarina (1.300 kg/ha), estado com melhor rendimento médio nacional (IBGE, 1996).

Entre os fatores que contribuem para a baixa produtividade, inclui-se a incidência de pragas e doenças. Dentre as pragas, as responsáveis pelas maiores perdas na produção, estão o bicho-mineiro, a broca-do-café e as cigarras.

A partir de 1970 o bicho-mineiro *Perileucoptera coffeella* (Guérin-Ménéville, 1842) tem sido considerado a praga mais importante do cafeeiro, devido aos ataques frequentes e contínuos, podendo causar prejuízos na produção em tomo de 52,5% no Sul de Minas Gerais, dependendo da intensidade de infestação (Reis et al., 1976).

Para a adoção de práticas racionais de manejo de pragas, entre outros fatores, é necessário conhecer o nível de controle e fazer o monitoramento dos

níveis de infestação (Gravena, 1984), sendo este último, tradicionalmente, obtido a partir dos métodos de amostragem convencional e seqüencial.

Na amostragem convencional, o número de amostras é fixo, independentemente do nível de infestação da praga, exigindo, normalmente, muito tempo para a tomada de decisão. Além disso, no dimensionamento da amostra, geralmente leva-se em consideração apenas o erro tipo I.

A amostragem seqüencial se constitui em um método simples, pelo qual o número requerido de unidades amostrais avaliadas é variável, sendo função do nível de infestação da praga (Shepard, 1980). Quando a densidade da praga está muito abaixo ou muito acima do nível de controle, a decisão de controlar, ou não, é tomada com menor número de amostras (Shepard, 1980; Hollingsworth e Gatsonis, 1990). Segundo Pieters e Sterling (1975), isso permite uma redução no tempo de amostragem em torno de 50%, diminuindo o seu custo. Entretanto, em níveis intermediários de infestação, o plano seqüencial exige tamanhos maiores de amostras, pois nesse caso, é necessária uma maior precisão para saber se o nível de controle foi ou não atingido.

Vários autores têm utilizado a amostragem seqüencial para construir planos de amostragem visando o manejo de pragas. Entretanto, há uma lacuna no que se refere a planos para o bicho-mineiro do cafeeiro, tendo em vista as atuais recomendações de nível de controle e metodologias de amostragem para o Sul de Minas Gerais.

Este trabalho teve como objetivo realizar um estudo da metodologia de Iwao (1975) e construir um plano de amostragem seqüencial para o monitoramento do bicho mineiro do cafeeiro nas condições do município de Lavras, Minas Gerais, bem como, a avaliação do mesmo através das curvas característica de operação e do número médio de amostras.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Danos causados ao cafeeiro por *P. coffeella* e época de ocorrência

O bicho-mineiro, *Perileucoptera coffeella* (Guérin-Ménéville, 1842), tem causado muitos danos em lavouras de café. Grandes surtos esporádicos da praga foram registrados no Brasil em 1860-1862, 1870 e 1944, nos cafezais do estado do Rio de Janeiro e São Paulo. No entanto, foi a partir de 1970 que os ataques tornaram-se mais frequentes e contínuos, sendo considerada, a partir de então, a principal praga da cultura (Reis et al. 1984).

Devido ao hábito de fazer minas nas folhas do cafeeiro, o bicho-mineiro provoca redução na área foliar, queda de folhas e, conseqüentemente, diminuição na fotossíntese, o que resulta em queda na produção. Além disso, também pode haver redução da longevidade da planta e no rendimento do café produzido (Reis et al., 1984).

Em estudo realizado no município de Lavras, Sul do estado de Minas Gerais, entre 1974 e 1976, para avaliar a eficiência de inseticidas no controle do bicho-mineiro, Reis et al. (1974) constataram uma redução na produção de café de até 52,5%, devido a um grau de desfolha de 67,8%, ocorrido no mês de outubro. Mais recentemente, Reis e Souza (1994) conduziram um experimento em São Sebastião do Paraíso no período de 1987 a 1993, identificando uma redução na produção média de café entre 34,3 e 41,5%.

Em trabalho conduzido no estado de São Paulo, Almeida (1973) observou uma redução de 37%, na real capacidade de produção dos cafeeiros, causada pelo ataque do bicho-mineiro.

No estado do Espírito Santo, Paulini et al. (1977) concluíram que, para **níveis de desfolha superior a 50% no mês de julho**, a redução na produção chegou a 80% em relação a maior produtividade.

Em levantamentos efetuados pela EPAMIG, no Sul de Minas Gerais, de agosto de 1973 a agosto de 1981, foi constatada a ocorrência de lesões foliares causadas pelo bicho-mineiro durante o ano todo, aumentando, sensivelmente, a partir dos finais de junho-julho. O pico máximo ocorreu nos meses de setembro-outubro, período que coincide com a época mais seca do ano. Na ocorrência de veranicos, no mês de janeiro e/ou fevereiro, verificou-se que pode haver um aumento da população do inseto em abril-maio. Para as regiões do Estado, de clima mais quente e favorável ao bicho-mineiro, como Triângulo Mineiro, Alto Paranaíba, Jequitinhonha e Rio Doce, existem dois picos populacionais em abril-maio e setembro-outubro (Reis et al. 1984).

Ainda no Sul de Minas, nos municípios de São Gonçalo do Sapucaí e Arceburgo, C^o Antonio et al. (1976) constataram que os maiores índices de folhas atacadas pelo bicho-mineiro para os respectivos municípios, ocorreram nos meses de setembro a novembro e nos meses de julho-agosto.

No município de Paula Cândida, Zona da Mata do estado de Minas Gerais, a época de maior ocorrência do bicho-mineiro foi durante o período seco do ano, de março a maio, com menores infestações no período chuvoso, conforme os estudos de Avilés (1991).

Nas cidades de Campinas e Pindorama, estado de São Paulo, foi verificado que os picos populacionais variaram de acordo com a localidade e com os anos estudados (Parra et al., 1974).

Ensaio realizados na região cafeeira do estado do Espírito Santo e Paraná mostraram que a maior incidência do bicho-mineiro ocorreu no período de janeiro a maio (Paulini et al., 1975).

No estado da Bahia, Lima *et al.* (1977) verificaram a ocorrência de lesões foliares causadas pelo bicho-mineiro o ano todo, aumentando durante e após a época da seca, nos meses de abril a julho e uma redução durante o período chuvoso, outubro a novembro.

Na região cafeeira do Ceará, Machado *et al.* (1978) registraram aumento da infestação do bicho-mineiro na época seca e diminuição na estação chuvosa, atingindo o pico nos meses de outubro-novembro.

No estado do Mato Grosso do Sul, Seixas *et al.* (1980) observaram uma elevação significativa do nível de infestação do bicho-mineiro a partir de janeiro-fevereiro, sendo que o máximo de folhas minadas foi atingido nos meses de fevereiro, março e maio.

No estado do Mato Grosso, Batistella Sobrinho *et al.* (1983) observaram baixa ocorrência do bicho-mineiro nos meses de janeiro a março devido, provavelmente, à elevada pluviosidade ocorrida neste período, vindo a subir nos meses de abril a julho.

Na região cafeeira de Pernambuco, Dantas *et al.* (1983) concluíram que o período de evolução máxima do bicho-mineiro vai da outubro até janeiro ou, até março em anos mais secos, ocorrendo uma redução brusca da infestação com a entrada do período chuvoso.

No estado do Paraná, Guimarães (1983) observou a ocorrência do pico populacional do bicho-mineiro nos meses de março-abril, considerado típico; e, no mês de outubro, considerado atípico para a região estudada.

Os prejuízos provocados por bicho-mineiro são expressivos em todas as regiões produtoras de café, principalmente nos estados com maior tradição na cultura. O conhecimento do período de maior ocorrência da praga permite adotar medidas de controle na época que realmente se fazem necessárias, reduzindo custos e minimizando impactos ambientais.

2.2 Amostragem de pragas e disposição espacial dos insetos.

O processo de verificar se a **densidade populacional** de uma praga está **sob nível tolerado** de infestação é considerado um aspecto crucial **em um programa de manejo integrado de pragas (MIP)**. Normalmente, a avaliação da densidade populacional requer a **contagem de insetos** por unidade amostral (**amostragem enumerativa**), ou, **de maneira alternativa**, verificar se a **praga está ou não presente na unidade amostral (amostragem binomial)**. Neste conteúdo, a **amostragem exerce um importante papel** no monitoramento de pragas (Ruesink, 1980; Wilson e Room, 1983a; Binns e Nyrop, 1992).

Não **existe um método de amostragem universal para avaliar insetos**. A escolha de **um método de amostragem depende**, entre outros fatores, do **custo operacional e da proteção que ele oferece contra tomada de decisões errada**, ou, da **combinação entre esses fatores (Silveira Neto et al., 1976; Ruesink, 1980)**.

A **disposição espacial dos indivíduos em seu habitat tem uma grande influência em planos de amostragem**. Dependendo **do tipo de disposição do inseto**, **métodos diferenciados de amostragem são necessários (Ruesink, 1980)**.

Em geral os entomologistas classificam a disposição espacial dos insetos em três padrões básicos: uniforme, aleatório e agrupado. No **padrão uniforme, existe uma tendência de os insetos apresentarem a mesma infestação por unidade espacial**. Já, no **padrão aleatório**, o número de insetos **em certas unidades espaciais não afeta a ocorrência de insetos nas unidades vizinhas**. No **padrão agrupado**, a presença de insetos é afetada pela maior ou menor **densidade na vizinhança, com tendência à formação de grupos**. Estatisticamente, este fenômeno é chamado de **contágio** e é típico de **algumas espécies de insetos, cuja mobilidade é reduzida, como certos pulgões e cochonilhas**. Assim, **à medida que se reproduzem, os grupos vão sendo formados (Binns e Nyrop, 1992)**.

Segundo Quinteros (1984), quando ocorre disposição uniforme, os dados referentes à contagem de insetos ou, de seus danos **podem** ser estudados através da **distribuição** de probabilidade **discreta** binomial, que caracteriza-se por apresentar variância menor que a média. Para disposição aleatória **pode-se** utilizar a distribuição discreta de Poisson, cujos dados apresentam variância e media semelhantes. No caso de disposição agregada, utiliza-se distribuições discretas **de contágio** (variância maior que a média), sendo mais comum, a **distribuição binomial negativa**.

Varios indices **existem para descrever a** disposição espacial de insetos, sendo que os mais freqüentemente utilizados são: o coeficiente b obtido **pos** regressão através da lei da potencia de Taylor (Taylor, 1961), a qual estabelece que a relação **entre** a variância e a média de populações é expressa **por** $S^2 = am^b$; o coeficiente β **estimada** por regressão do índice de agrupamento m^* **Lloyd** (1967) pela média populacional, através do modelo $m^* = a + \beta m$; e o parâmetro k da distribuição **binomial** negativa (Anscombe, 1949; Myers, 1978).

Segundo Taylor (1961) e Iwao (1972), valores iguais a 1, ou não diferentes estatisticamente de 1, para os coeficientes b e β , respectivamente, indicam **que a** distribuição é ao acaso. Para b e $\beta > 1$ tem-se uma distribuição agregada e para b e $\beta < 1$ tem-se uma **distribuição** uniforme. Esta mesma relação é válida para o parâmetro k da distribuição binomial negativa, **segundo** Anscombe (1949) e Myers (1978). Para $k = 1$, tem-se uma distribuição **ao acaso**, para $k > 1$ tem-se uma distribuição agregada, e para $k < 1$, tem-se uma distribuição uniforme.

Outros índices, também utilizados, são: a relação entre a variância e a média (S^2/m) (Greig-Smith, 1952) e o índice de Morisita (1959). Uma revisão bibliográfica com maiores detalhes sobre os índices de dispersão foi realizada por Farias (1996)

A disposição espacial do bicho-mineiro, em **lavouras de café**, pode ser **determinada através da relação entre as médias de folhas minadas** per unidade de amostragem e **suas** respectivas variâncias.

23 Nível de controle e amostragem de *P. coffeella*

O uso da porcentagem de folhas minadas tem sido preferido como **estratégia para avaliar o grau** de infestação de *P. coffeella*, **em detrimento da contagem do número de lesões por folha**. A equivalência **entre as duas formas de avaliação** foi **verificada** por Atique (1979); Gravena (1983) e Bearzoti e Aquino (1994). **Segundo esses** autores, o uso da porcentagem de folhas minadas é mais rápido e prático do que a contagem do número de lesões por folhas, sugerido por Villacorta e Tornero (1982).

Para o Sul de Minas, **segundo Souza e Reis (1992)**, quando ocorrerem mais de 30% de folhas minadas não predadas, **geralmente nos meses de junho a agosto**, deve-se recorrer ao controle químico. **Essa** porcentagem é determinada, **quinzenalmente, para** cada talhão, coletando-se aproximadamente 200 **folhas em** 20 covas (10 folhas por cova). **As folhas** devem ser coletadas, a esmo, a partir do **segundo ao quinto pares**, dentre os pares de folhas dos ramos, localizados nos terços médio e superior da planta.

No estado do Espírito Santo, Paulini *et al.*(1978) **concluíram que o controle químico** feito para níveis de infestação de 10 a 40% de folhas minadas apresentou melhores **resultados** do que o controle realizado para **níveis** de infestação próximo a 60%. **Esses** autores comentam que **as folhas minadas resultantes** de anos anteriores ao ano agrícola corrente **não** devem ser computadas nos levantamentos **para determinar a porcentagem** de folhas minadas, pois, **estas não** apresentam importância na evolução do inseto para o ano que se **está avaliando**.

Para as condições do estado de São Paulo, Gravena (1984) recomenda, como nível de controle para o bicho-mineiro, 40% de folhas minadas, quando estas apresentarem menos de 40% de folhas predadas. A avaliação, na amostragem convencional, é feita tomando-se 5 folhas por cova, em 20 covas por talhão (talhão constituído por 2.000 covas), e para a amostragem seqüencial, apenas uma folha por cova, sendo que o número de covas deve variar de 20 a 30. Em ambos os tipos de amostragem, deve-se examinar o quarto par de folhas maduras a partir do ápice dos ramos da saia.

Figueiredo (1996), em trabalho realizado no estado de São Paulo, verificou que a maior infestação do bicho-mineiro ocorreu sempre na parte superior da planta, recomendando que as amostragens de folhas para análise de infestação do bicho-mineiro, visando o Manejo Integrado, devem ser realizadas no terço superior.

Villacorta e Tomero (1982), no estado do Paraná, elaboraram um plano de amostragem seqüencial para o número de lesões causadas pelo bicho-mineiro, considerando como nível de controle 1,5 lesões por folha e tendo como base duas unidades amostrais; sendo: uma composta por 25 folhas (coletada na parte superior ou inferior) e, a outra, por 50 folhas por covas (25 da parte superior e 25 da parte inferior). Posteriormente, Villacorta e Gutierrez (1989) transformaram o plano de amostragem seqüencial, baseado no número de lesões, para um plano de amostragem seqüencial de presença-ausência de lesões.

Bearzoti e Aquino (1994) elaboraram um plano de amostragem seqüencial para as condições do Sul de Minas Gerais. O estudo foi realizado em duas localidades: Lavras e São Sebastião do Paraíso, para o período de um ano. O nível de controle adotado para construção das linhas de decisão do plano foi de 40% de folhas minadas. A unidade amostral utilizada para construção do plano e

recomendada para o monitoramento da praga foi de 60 folhas por planta: sendo 20 coletadas no terço superior, 20 no terço médio e 20 no terço inferior.

Para a elaboração de um plano de amostragem, seja seqüencial ou convencional, é necessário conhecer ou determinar, através de pesquisa científica, o nível de controle, a unidade amostral e o melhor procedimento para fazer o monitoramento dos níveis de infestação da praga.

2.4 Amostragem seqüencial

2.4.1 Teste seqüencial da razão de probabilidades

A metodologia baseada no teste seqüencial da razão de probabilidades para a construção de planos de amostragem seqüencial, foi proposta por Wald em 1943 e divulgada, posteriormente, em 1945 e 1947, Wald (1945, 1947). O método foi desenvolvido inicialmente para a indústria de produtos manufaturados e, posteriormente, adaptada por biólogos e entomologistas para a amostragem de peixes e insetos (Oakland, 1950; Morris, 1954).

Waters (1955), Estefanel (1977), Fowler e Linch (1987) apresentam fórmulas para a confecção de planos para as distribuições binomial, binomial negativa, Poisson e normal. Estas fórmulas têm sido utilizadas por muitos autores para várias espécies de artrópodos, como: *Epitrix tuberis* (Cusson et al., 1990), *Choristoneura fumiferama* (Cole, 1960; Lynch et al., 1990), *Pseudoplusia includens* (Stuebaker et al., 1991), *Orius* spp (Shipp et al., 1992), *Eumargarodes laingi* e *Promargarodes* spp (Walker e Allsopp, 1993), *Bemisia tabaci* (Naranjo e Flint, 1994), *Phyllocoptruta oleivora* (Hall et al., 1994), *Smicromyx fulvus* (Peng e Brewer, 1995). No Brasil, esta metodologia foi utilizada para o levantamento da lagartada-soja (Estefanel, 1977); para o bichomineiro (Villacorta e Tornero, 1982); para as pragas do algodoeiro (Sterling et

al., 1983); para os ácaros da falsa ferrugem e da leprose dos citros (Gravena et al., 1988); para *Diatraea saccharalis* (Barbosa, 1985); e, para *Spodoptera frugiperda* (Torres, 1981; Barbosa e Perecin, 1982; Fuxa et al., 1989; Bianco, 1995; Farias, 1996).

Para se aplicar este método, inicialmente, deve-se conhecer o modelo probabilístico que descreve a distribuição da praga. Porém, existem situações nas quais os dados de contagem de insetos ou de seus danos não se ajustam, de maneira satisfatória, a nenhum modelo probabilístico (Farias, 1996). Segundo Estefanel (1977), a distribuição espacial dos insetos depende, entre outros fatores, da unidade amostral, do comportamento da espécie e do tipo de avaliação que é feita.

Nyrop e Wright (1985) e Hollingsworth e Gatsonis (1990) alertam para o fato de que, em aplicações práticas, para contornar dificuldades de cálculo, deve-se trabalhar com distribuições de frequências que descrevem a população de insetos indexadas por um único parâmetro. Na realidade, esta condição pode ser comprometida, especialmente, quando os dados apresentam variância maior do que a média, caracterizando uma agregação dos indivíduos (contágio). Em entomologia, a distribuição de contágio, mais frequentemente usada, é a distribuição binomial negativa (Ruesink, 1980). No entanto, esta distribuição é definida por dois parâmetros: a média (m) e o parâmetro (k). Anscombe (1949) e Myers (1978) encontraram correlações de k com a densidade populacional. Nessas circunstâncias, o Teste Sequencial da Razão de Probabilidade apresenta a limitação de assumir uma falsa constância do parâmetro k ; o que pode ocorrer, também, com as demais distribuições de contágio como: Neyman Tipos A, B, C; Polya-Aeppli; Thomas, entre outras, com mais de um parâmetro. Pieters e Sterling (1975), bem como Binns e Nyrop (1992), consideram este requisito como

uma limitação deste método, embora, não necessariamente, seja motivo que impeça o seu uso.

Para desenvolver um plano de amostragem seqüencial através da teoria de Wald (1947), considerando uma variável qualquer x associada a uma população, primeiramente deve-se estabelecer o parâmetro populacional θ , a ser analisado em forma de duas densidades críticas θ_0 e θ_1 , de tal forma que seja possível testar a hipótese $H_0: \theta < \theta_0$ contra a hipótese alternativa $H_1: \theta \geq \theta_1$. Em seguida deve-se estabelecer os riscos de tomar decisões erradas, ou seja, α (probabilidade de rejeitar H_0 sendo ela verdadeira) e β (probabilidade de aceitar H_0 sendo ela falsa). O teste seqüencial da razão de probabilidades parte do pressuposto que se x representa uma variável aleatória, então $f(x; \theta)$ refere-se à distribuição dessa variável. Quando se tem a hipótese $H_0: \theta = \theta_0$ como verdadeira, a distribuição de x é dada por $f(x; \theta_0)$, e para $H_1: \theta = \theta_1$ a distribuição de x é dada por $f(x; \theta_1)$. Assim, a coleta de dados representa uma seqüência de variáveis aleatórias x_1, x_2, \dots, x_n , com probabilidade de obter uma amostra dada por

$$P_{1n} = f(x_1; \theta_1) \cdot f(x_2; \theta_1) \dots f(x_n; \theta_1), \text{ quando } H_1 \text{ for verdadeira e por}$$

$$P_{0n} = f(x_1; \theta_0) \cdot f(x_2; \theta_0) \dots f(x_n; \theta_0), \text{ quando } H_0 \text{ for verdadeira}$$

A razão de probabilidades é definida como:

$$\frac{P_{1n}}{P_{0n}} = \prod_{i=1}^n \frac{f(x_i; \theta_1)}{f(x_i; \theta_0)}$$

Duas constantes A e B são determinadas de tal forma que as probabilidades de se cometer erros seqüenciais sejam mantidas, conforme os valores pré-estabelecidos de α e β .

O teste consiste em comparar a razão de probabilidades com os valores A e B , em cada etapa da amostragem. Se

$$B < \frac{P_{In}}{P_{On}} < A$$

outra amostra dever ser retirada, e calculada novamente a razão de probabilidades. Se

$$\frac{P_{In}}{P_{On}} \geq A$$

cessa-se a amostragem e rejeita-se H_0 ao nível α de significância. Se

$$\frac{P_{In}}{P_{On}} \leq B$$

a amostragem é concluída com a aceitação de H_0 com uma probabilidade β de incorrer em erro.

2.4.2. Intervalo de confiança de Iwao

Tentando contornar as limitações do Teste Seqüencial da Razão de Probabilidades? Iwao (1975) propôs uma metodologia para a construção de planos de amostragem seqüencial que independe do modelo probabilístico que descreve a distribuição da praga. Apoiando-se no teorema do limite central, a metodologia consiste em adaptar um intervalo de confiança em torno da média (nível de controle), gerando duas curvas divergentes, chamadas linhas de decisão. Os valores acima da linha superior representam situações nas quais o controle da praga se faz necessário e os valores abaixo da linha inferior, aquelas em que o controle não é recomendado. Desta forma, o plano de amostragem seqüencial é construído para testar a hipótese de que a infestação da população está abaixo do nível de controle ($H_0 : \mu < m'$), contra a hipótese alternativa de que a infestação da população está igual ou acima do nível de controle ($H_1 : \mu \geq m'$).

As linhas do plano são dadas a partir da expressão:

$$T_n = n.m' \pm t(n.S^2)^{1/2} \quad (1)$$

em que:

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 **ate o momento**; M' corresponde ao nível de controle da praga; t é um valor da tabela de Student para um nível α de significância e infinitos graus de liberdade e S^2 é a variância em torno do nível de controle (m').

Esse intervalo de confiança tem sido construído geralmente fazendo-se uso da lei da potência de Taylor (1961), que expressa a relação existente entre a variância e a média em diferentes níveis de infestação da praga (Maiteki e Lamb, 1987; Shelton et al., 1987). A partir dessa informação, pode-se estimar o erro padrão adequado para ser utilizado no intervalo de confiança (1).

Segundo Taylor(1961), a variância é uma função crescente da média segundo a chamada lei de potência, dada por:

$$S^2 = am^b \quad (2)$$

em que:

a e b são parâmetros característicos da praga e da unidade de amostragem, estimados por regressão; m = média populacional; S^2 = variância populacional.

Iwao (1975) recomenda o uso da regressão do índice de agrupamento m^* (Lloyd, 1967) pela média populacional (m) para estimar a variância correspondente ao nível de controle.

O modelo de regressão é baseado na relação:

$$m^* = \alpha + \beta m \quad (3)$$

em que:

α e β são parâmetros característicos da praga e da unidade de amostragem, estimados por regressão linear e m^* corresponde a:

$$m^* = m + (S^2 / m) - 1 \quad (4)$$

A relação entre variância e média é dada por:

$$S' = (\alpha + 1)m + (\beta - 1)m^2 \quad (5)$$

Esta metodologia foi utilizada por Boivin e Sauriol (1984) para o monitoramento de *Botrytis squamosa* em cebola; por Bearzoti e Aquino (1994) para o bicho-mineiro *P. coffeella* no Sul de Minas Gerais e por Scorza Jr., Aquino e Bueno (1996) para *Therioaphis trifolii*.

A principal contra-indicação do uso do intervalo de confiança de Iwao, está relacionada ao desconhecimento dos princípios estatísticos aos quais ela se apoia e à falta de conhecimento dos erros que podem ser cometidos através de sua aplicação.

Um relato sobre estes dois aspectos relacionados à metodologia de Iwao pode ser encontrado em Nyrop e Simmons (1984). Estes autores demonstraram as limitações do método de Iwao, ao ser aplicado como um procedimento de amostragem seqüencial, como concebido originalmente. Quando se aplica um intervalo de confiança, como critério de decisão seqüencial, o nível de significância nominal α (probabilidade de rejeitar H_0 sendo verdadeira) não se mantém constante. Estes desvios resultam da incorreta aplicação dos intervalos de confiança, pois, assume-se erroneamente que T_n (T_n = soma de indivíduos em n observações) é distribuído normalmente e a variância (S^2) é considerada constante em relação à média (m).

O verdadeiro erro de decisão é, na verdade, uma soma de probabilidades condicionais que pode ser maior do que o erro nominal previamente estabelecido. O procedimento seria determinar o erro envolvido no processo de decisão, para

cada nível de infestação da **praga**, o **qual e** difícil de ser obtido analiticamente. **Isso pode** ser conseguido **através da** técnica de simulação **para geras as curvas** característica operacional (CO) e, do número médio de amostras (NMA). **A CO** fornece **a proteção** que o **planc** oferece contra decisões **erradas** e retrata **o** seu poder, enquanto que **a NMA apresenta o** tamanho médio de **amostras, necessário para** tornar uma decisão.

Ainda segundo esses autores, uma maneira de diminuir **a** ocorrência de erros de decido **pode** ser obtida com **o** aumento do **n mínimo** (menortamanho de **amostra para** iniciar o processo de decido) e **do o n máximo** (tamanho de amostra **limite** para encerrar o processo).

Em estudo realizado por Shields *et al.*(1991) e Perecin e Barbosa (1995), para **comparar** a eficiência do método de Wald e de Iwao, foi **possível verificar** uma relação **empírica** de **certa equivalência** entre **as duas metodologias**. No entanto, recomendam **o** uso preferencial **da** metodologia de Wald **para** a **geração dos planos** seqüenciais, **por** ser mais flexível e **com propriedades** estatísticas **mais conhecidas**. Bates *et al.* (1991), também, concluíram **que** ambas **as** metodologias tiveram **comportamento** similar.

Através da técnica de simulação, pode-se avaliar o intervalo de **confiança** de Iwao, **a partir do** conhecimento dos verdadeiros riscos de se cometer **erros no** processo de amostrasem.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Obtenção dos dados

Os dados necessários, para realizar o presente estudo, foram fornecidos pela Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG), obtidos em Lavras, Sul de Minas Gerais, em cafezal estabelecido com a cultivar Catuai no espaçamento de 4,0 x 1,0 m, sendo uma planta por com, com cerca de 12 anos de idade.

O município de Lavras situa-se nas coordenadas geográficas: 21°14' de latitude S e 45°00' de longitude W Gr, a uma altitude média de 910 m. O clima é do tipo Cwa, de acordo com a classificação de Köpen (Brasil, 1992).

As amostras foram coletadas quinzenalmente, no período de janeiro a dezembro nos anos de 1994 a 1997. O número total de datas amostradas foi de 93, sendo: 23 em 1994; 23 em 1995; 24 em 1996 e 23 em 1997. Em cada data de amostragem, foram coletadas 40 folhas por cova, em 10 covas, sendo: 20 no terço superior, 20 no terço médio e 20 no terço inferior. As folhas foram coletadas a esmo, a partir do segundo ao quinto pares, dentre os pares de folhas do ramo, em todos os quadrantes da copa. O número de folhas minadas foi tabulado para cada data de amostragem.

3.2 Análises estatísticas

Os dados de campo foram utilizados para verificar, através de uma análise de variância, qual terço da planta foi mais atacado, considerando um delineamento inteiramente casualizado, em parcela subdividida, com os fatores

ano e data na parcela e, terço na subparcela. Para este estudo, foram considerados quatro anos, 22 datas, três terços e dez repetições. O número de folhas minadas foi transformado para $(x+0,5)^{1/2}$, a fim de garantir a normalidade dos erros, resultantes dos fatores não controlados pelo modelo.

A partir dos dados não transformados, foram calculados a média (\bar{m}), a variância (S') e o índice de agrupamento m^* Lloyd (1967), referentes ao número de folhas minadas. A unidade amostral considerada foi de T0 folhas por cova, segundo as atuais recomendações da EPAMIG (Souza e Reis, 1992). O cálculo dessas estimativas foi realizado para cada data de amostragem e para duas regiões da planta: a região do terço médio (Tabela A1) e a região formada pelos terços médio e superior (Tabela A2). Em seguida, os dados foram ajustados à lei da potência de Taylor (1961) e ao modelo de Lloyd (1967), a fim de estimar os parâmetros a , b e α , β , respectivamente.

As análises de variância e de regressão foram feitas através do software SAS[®], pelo uso dos procedimentos GLM e REG (SAS Institute, 1997). As médias foram comparadas pelo teste de Scott e Knott (1974) por meio do software SISVAR*.

A qualidade do ajuste dos dados, a lei de potência de Taylor (2) e ao modelo de Lloyd (3), foi verificada através do coeficiente de determinação (R^2) e pela análise de resíduos da regressão, segundo procedimentos descritos por Draper e Smith (1981).

Os cálculos das estatísticas descritivas e elaboração de gráficos, foram realizados nos softwares STATÍSTICA V 5.0 e EXCEL V 7.0

*FERREIRA, D. F. Sistema de análise de variância. Lavras:UFLA, 1998 (não publicado)

3.3 Planos de amostragem seqüencial

Os planos seqüenciais foram construídos utilizando-se a metodologia baseada no intervalo de confiança de Iwao (1975), com 90% de probabilidade. O nível de controle adotado seguiu as recomendações da EPAMIG para o Sul de Minas Gerais (Souza e Reis, 1992), o qual varia de acordo com a região da planta, sendo: 10% de folhas minadas não predadas, por cova, para os terços médio e inferior e, 20% para o terço superior, quando analisados individualmente. Quando os terços médio e superior forem mostrados simultaneamente, o nível de controle passa a ser 30%.

Um plano de amostragem seqüencial foi construído, tendo como unidade amostral 10 folhas, tomadas nas regiões dos terços médio e superior da planta para testar a hipótese: o número de folhas minadas está abaixo do nível de controle, 30%, ($H_0: \mu < 3$), contra a hipótese alternativa de que o número de folhas minadas é igual ou superior ao nível de controle ($H_1: \mu \geq 3$).

Segundo técnicos da EPAMIG, para a região do Sul de Minas, amostrar apenas a região do terço médio da planta, para avaliar a infestação do bichomineiro, pode ser mais prático nas situações em que o cafezal apresenta plantas de porte elevado, dificultando a amostragem da região do terço superior. Assim, um plano foi construído, considerando apenas a amostragem desta região, onde o nível de controle é de 10% de folhas minadas, ou seja, 1 (uma) folha minada em amostras de 10 folhas. A hipótese a ser testada, neste caso, é: o número de folhas minadas está abaixo do nível de controle, ($H_0: \mu < 1$), contra a hipótese alternativa de que o número de folhas minadas é igual ou superior ao nível de controle ($H_1: \mu \geq 1$).

3.4 Avaliação dos planos de mostragem seqüencial

A avaliação dos planos gerados foi feita pela simulação da mostragem seqüencial, sob diferentes níveis de infestação de folhas minadas por bichomineiro.

Considerando que em cada etapa da amostragem seqüencial, o número de folhas minadas (x_i) é contado em uma amostra de 10 folhas/planta, pode-se, pensar em definir uma variável aleatória, associada ao número de folhas minadas com distribuição binomial, caracterizada pelos parâmetros $n = 10$ e p variável, conforme a infestação.

Dessa forma, no processo de simulação, para cada planta amostrada, foi gerada uma variável binomial com probabilidade de sucesso p (ocorrência de folhas minadas), correspondente ao nível de infestação considerado, dividido por 10, ou seja, $p = \text{infestação considerada/número de folhas amostradas}$. Durante a simulação, a variável x_i gerada para uma segunda planta C somada à da primeira e, assim por diante, ate atingir o número limite de amostras, caso nenhuma decido seja tomada em etapas anteriores. O critério de decido corresponde a:

Cessar a amostragem se $\sum_{i=1}^n x_i < n.m' - 1,645(n.S^2)^{1/2}$ e aceitar H_0 ;

Cessar a amostragem se $\sum_{i=1}^n x_i > n.m' + 1,645(n.S^2)^{1/2}$ e rejeitar H_0 ;

Continuar amostrando se $\sum_{i=1}^n x_i$ permanecer dentro do intervalo

Esse procedimento foi repetido 10.000 vezes, em cada nível de infestação. O número de vezes que a hipótese H_0 foi aceita e o número médio de amostras necessários para tomar uma decisão, foram registrados.

Para definir a cuna característica operacional (CO), o numero de vezes que a hipótese H_0 foi aceita foi dividido por 10.000, para estimar a probabilidade

de aceitar H_0 em diferentes níveis de infestação. A curva do número médio de amostras (NMA) foi construída através do número de amostras requerido para tomar uma decisão, ou seja, aceitar ou rejeitar H_0 em diferentes níveis de infestação, para uma dada infestação.

TABLE O menor e o maior número de amostras, para iniciar e encerrar o processo de amostragem foram estabelecidos avaliando-se diferentes números mínimos e máximos de amostras. A partir da CO, foi possível identificar, em cada nível de infestação, a probabilidade de cometer erros nas tomadas de decisão.

O programa utilizado para construir os planos de amostragem seqüencial, e, realizar as simulações para gerar as curvas CO e NMA, foi escrito em Linguagem Pascal, versão 5.5*.

*BEARZOTI, E. Programa OC. Lavras:UFLA, 1998 (não publicado)

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Relação entre a variância e a média

Os resultados referentes ao ajustamento aos dois modelos estão apresentados na TABELA 1 e nas FIGURAS 1 e 2. Através dos coeficientes de determinação (R^2), observa-se que o modelo de regressão m^*/m (Lloyd, 1967) pode ser utilizado para explicar adequadamente a relação entre a variância e a média, referentes ao número de folhas minadas por bicho-mineiro do cafeeiro; tanto para a região do terço médio ($R^2 = 0,94$), como para a região dos terços medio e superior, analisados em conjunto ($R^2 = 0,98$). A análise de resíduo da regressão foi utilizada como ferramenta para testar as pressuposições acerca dos desvios da regressão, além de detectar a ocorrência de valores discrepantes.

A identificação do modelo de Lloyd, como o mais apropriado, para explicar a relação entre a variância e a média e, portanto, o mais indicado para elaboração do plano seqüencial, também foi constatada por Bearzoti e Aquino (1994), embora, tenham trabalhado com unidades amostrais diferentes.

Os valores do coeficiente β , para a região do terço médio (0,9294), e para as regiões dos terços medio e superior (0,9648) são, estatisticamente, diferentes de E, pelo teste t de Student ao nível de 5% de probabilidade, o que evidencia uma tendência de padrão de disposição espacial uniforme da praga na lavoura de café. Isso sugere que os dados, referentes à contagem do número de folhas minadas por bicho-mineiro, possam ser estudados através da distribuição binomial (Quinteros, 1984). Portanto, justifica-se o uso da distribuição binomial no processo de

simulação, para avaliar os planos de amostragem seqüencial para o bichomineiro.

Esse tipo de padrão de distribuição, uniforme ou regular, é típico em situações onde a variância é menor que a média. Os dados apresentados nas TABELAS A1 e A2 reforçam a coerência dos resultados. O fato de o bichomineiro do cafeeiro apresentar uma distribuição regular é bastante compreensível, face a sua grande capacidade de dispersão. Bianco (1995) faz uma ampla discussão das implicações do tipo de disposição espacial dos insetos sobre o processo de amostragem, relatando que quando a disposição é do tipo ao acaso ou uniforme, o tamanho e o número de unidades amostrais são menores, quando comparados com a disposição agregada (formação de reboleiras). Neste sentido, o uso de unidades amostrais, correspondendo a 10 folhas/planta pode ser, a princípio, considerado apropriado.

O coeficiente b não foi considerado como indicador do padrão de disposição espacial da praga, uma vez que, o modelo de regressão da lei da potência de Taylor não apresentou um bom ajuste entre a variância e a média (TABELA 1).

TABELA 1 Estimativas dos coeficientes linear, de regressão e de determinação dos ajustes a regressão m^*/me à lei da potência de Taylor, a partir do número de folhas minadas por *P. coffeella*, em Lavras, MG.

Região da planta	$\ln S^2 = \ln a + b \cdot \ln m$			$m^* = \alpha + \beta m$		
	$\ln a$	b	R^2	α	β	R^2
TM	-0,6602 (0,0515) ^I	0,8402 (0,0566)	0,70	-0,3139 (0,0469)	0,9294 ^{II} (0,0237)	0,94
TM/TS	-1,1101 (0,0722)	0,880 (0,0801)	0,52	-0,5739 (0,0336)	0,9648 ^{II} (0,0131)	0,98

^I - Valor entre parênteses, refere-se ao erro padrão da estimativa

^{II} - Valor diferente de um pelo teste "t", ao nível de 5% de probabilidade

TM = terço médio

TS = terço superior

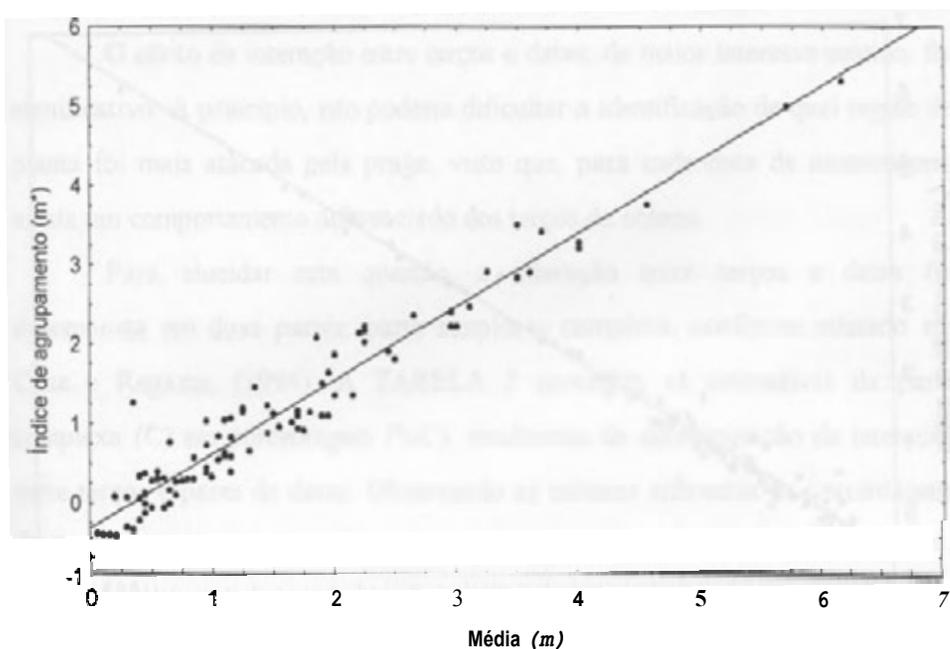


FIGURA I Relação entre o índice de agrupamento (m^*) e a média (m), a partir do número de folhas minadas por *P. coffeella*, na região do terço médio da planta. Modelo de Lloyd: $m^* = -0,314 + 0,929m$, ($R^2 = 0,94$, $P < 0,001$).

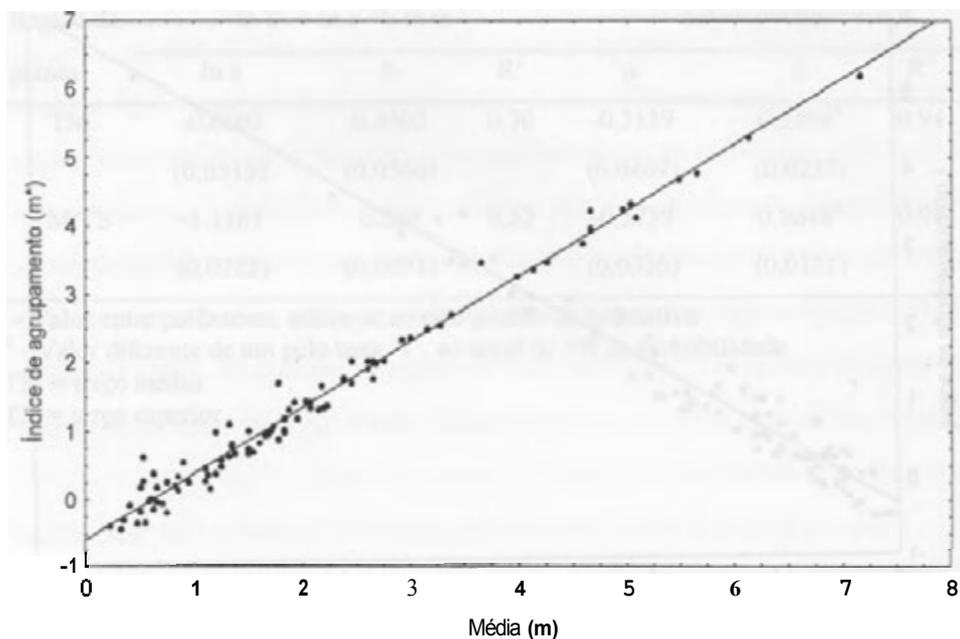


FIGURA 2 Relação entre o índice de agrupamento (m^*) e a média (m), a partir do número de folhas minadas por *P. coffeella*, na região do terço médio e superior da planta. Modelo de Lloyd: $m^* = -0,574 + 0,965m$, ($R^2 = 0,98$, $P < 0,001$).

4.2 Região da planta do cafeeiro mais atacada por *P. coffeella*

O **resumo da análise de variância com** os fatores analisados e o teste F está apresentado na TABELA A3.

O efeito da interação entre terços e datas, de maior interesse **prático**, foi significativo. **A** princípio, *isto* poderia **dificultar a** identificação de qual região da planta foi mais atacada pela praga, visto **que, para cada data de amostragem**, existe um comportamento diferenciado **nos** terços de coletas.

Para elucidar **esta** questão, a interação entre terços e datas **foi** decomposta em duas **partes: parte** simples e complexa, conforme relatado em Cruz e Regazzi, (1994). **A TABELA 2** apresenta as estimativas da parte complexa (**C**) em porcentagem (%C), resultantes da decomposição da **interação** entre terços e pares de datas. Observando **as** colunas referentes **às** porcentagens da parte complexa (%C), **verifica-se uma** predominância da interação **simples**, (**%C < 50%**).

Frente **a** esses resultados, pode-se afirmar **que**, embora **exista** a comportamento diferenciado dos terços em **cada** data de amostragem, de modo **geral, ha uma consistência da** superioridade do terço superior (região onde verificou-se maior ocorrência de folhas **minadas**) em relação aos terços inferior e médio, conforme ilustrado na TABELLA 3. Observa-se, também, que mesmo nos pares de datas onde houve interação complexa (2-3, 2-4, 3-5), o teste de **Scott e Knott**, aplicado **a 5%** de probabilidade, **constatou** a superioridade do terço superior **em** relação aos terços medio e inferior.

Esses resultados **estão** de acordo com Reis **et al.** (1984), Bearzoti e Aquino (1994) e Figueiredo (1996), contrastando, **porém, com** aqueles encontrados por Gravena (1983), que identificou **uma** equivalência entre o “ponteiro” e a região da “saia” da planta

O fato de haver duas regiões distintas na planta, no que se refere à infestação de folhas minadas, leva a pensar que, estatisticamente, a melhor estratégia para se fazer o levantamento da infestação de bicho-mineiro, consiste em amostrar, conjuntamente, os terços médio e superior. Assim, obtém-se uma boa representatividade das variações do número de folhas minadas, que ocorrem na planta como um todo. Este procedimento tem como base a não distinção entre os terços média e inferior.

Dessa forma, justifica-se a construção de um plano de amostragem seqüencial, para a região formada pelos terços medio e superior da planta.

A construção de um plano para a região do terço médio da planta, justifica-se pelo caráter prático da amostragem, nas situações em que se encontram plantas de porte elevado.

TABELA 2 Estimativa da parte complexa em porcentagem (%C>, resultante da decomposição da interação entre terços e pares de datas (PD).

PD	%C	PD	%C	PD	%C								
1-2	4,5	2-3	62,6	3-3	1,1	4-5	0,0	5-6	35,3	6-7	0,0	7-8	4,8
1-3	41,8	2-4	55,1	3-5	55,3	4-6	0,0	5-7	31,3	6-8	6,8	7-9	0,0
1-4	40,2	2-5	5,0	3-6	0,5	4-7	0,0	5-8	1,2	6-9	6,9	7-10	0,0
1-5	0,0	2-6	35,5	3-7	0,8	4-8	4,6	5-9	16,0	6-10	6,1	7-11	19,6
1-6	16,0	2-7	45,8	3-8	5,9	4-9	0,0	5-10	1,5	6-11	6,1	7-12	2,3
1-7	35,7	2-8	4,9	3-9	3,0	4-10	13,9	5-11	0,0	6-12	6,1	7-13	4,8
1-8	1,8	2-9	16,4	3-10	16,3	4-11	17,9	5-12	2,4	6-13	6,1	7-14	5,6
1-9	10,3	2-10	6,17	3-11	21,4	4-12	1,6	5-13	0,1	6-14	6,1	7-15	10,4
1-10	2,2	2-11	0,05	3-12	3,2	4-13	4,7	5-14	0,1	6-15	7,3	7-16	5,5
1-11	0,0	2-12	7,5	3-13	6,9	4-14	6,2	5-15	0,0	6-16	3,8	7-17	6,5
1-12	3,6	2-13	1,2	3-14	7,8	4-15	10,7	5-16	0,0	6-17	4,1	7-18	0,0
1-13	0,2	2-14	1,1	3-15	13,4	4-16	5,4	5-17	0,0	6-18	8,6	7-19	2,7
1-14	0,1	2-15	0,0	3-16	7,4	4-17	6,3	5-18	0,0	6-19	1,5	7-20	19,8
1-15	0,0	2-16	0,2	3-17	8,4	4-18	11,7	5-19	0,3	6-20	8,3	7-21	0,9
1-16	0,0	2-17	0,1	3-18	14,7	4-19	2,8	5-20	0,5	6-21	0,0	7-22	20,8
1-17	0,0	2-18	0,0	3-19	4,2	4-20	17,3	5-21	7,8	6-22	0,3		
1-18	0,0	2-19	1,8	3-20	20,5	4-21	0,5	5-22	0,6				
1-19	0,5	2-20	2,6	3-21	2,0	4-22	18,2						
1-20	0,3	2-21	15,6	3-22	21,1								
1-21	9,8	2-22	5,9										
1-22	1,8												

..., Continua...

TABELA 2, Cont.

PD	%C	PD	%C	PD	%C	PD	%C	PD	%C	PD	%C	PD	%C
X-8,	8.3	9-10	24.6	10-11	4.5	11-12	13.0	12-13	3.5	13-14	0.	14-15	3.2
x-10	0.0	9-11	29.9	10-12	1.0	11-13	3.1	12-14	31	13-15	2.8	14-16	0.0
8-11	9.0	9-12	6.1	10-13	0.0	11-14	12	12-15	7.0	13-16	0.9	14-17	0.8
8-12	0.0	9-13	6.9	10-14	0.0	11-15	0.0	12-16	2.5	13-17	0.8	14-18	4.1
8-13	1.4	9-11	8.3	10-15	1.1	11-16	0.0	12-17	3.1	13-18	6.2	14-19	0.0
8-14	13	9-15	12.9	10-16	0.2	11-17	0.0	12-18	8.0	13-19	0.0	14-20	0.0
8-15	4.0	9-16	6.9	10-17	0.2	11-18	0.0	12-19	0.9	13-20	0.0	14-21	14.2
8-16	0.9	9-17	0.0	10-18	1.3	11-19	3.1	12-20	2.0	13-21	2.9	14-22	14.2
8-17	1.5	9-18	16.0	10-19	0.0	11-20	0.9	12-21	0.0	13-22	0.0		
8-18	6.3	9-19	3.0	10-20	0.0	11-21	15.5	12-22	1.4				
X-19	0.0	9-20	32.2	10-21	8.5	11-22	1.4						
8-20	1.0	9-21	0.0	10-22	0.0								
8-21	2.1	9-22	20.9										
8-22	0.0												

..Continua...

TABELA 2, Cont.

PD	%C	PD	%C										
15-16	3.0	16-17	0.0	17-18	0.0	18-19	6.6	19-20	0.2	20-21	13.1	21-22	4.8
15-17	0.0	16-18	1.5	17-19	2.1	18-20	0.4	19-21	0.8	20-22	0.0		
15-18	0.0	16-19	1.0	17-20	0.0	18-21	6.0	19-22	0.0				
15-19	6.0	16-20	0.0	17-21	2.2	18-22	0.6						
15-20	0.3	16-21	2.0	17-22	0.0								
15-21	5.0	16-22	0.1										
15-22	0.4												

TABELA 3 Número medio \bar{x} de folhas minadas por *P. coffeella*, nos terços de alturas de plantas de cafeeiro, em diferentes datas, referentes a quatro anos, transformado por $(x + 0,5)^{1/2}$, Lavras, MG.

Data	Terço'		
	Superior	Médio	Inferior
1	2.2a	1.9b	1.8b
2	2.2a	2.0b	1.9b
3	1.2a	0.9b	1.0b
4	1.5a	1.1b	1.2b
5	1.4a	1.3b	1.1b
6	1.1a	1.3a	1.5a
7	1.7a	1.3b	1.4b
8	2.1a	1.5b	1.4b
9	2.1a	1.6b	1.6b
10	2.1a	1.7b	1.6b
11	2.2a	1.8b	1.5c
12	2.3a	1.7b	1.7b
13	2.3a	1.6b	1.5b
14	2.5a	1.9b	1.7c
15	2.6a	2.0b	1.6c
16	2.7a	2.0b	1.6c
17	3.1a	2.3b	2.0c
18	3.2a	2.6b	2.2c
19	2.7a	2.0b	1.8b
20	2.4a	2.0b	1.9b
21	2.2a	1.7b	1.7b
22	2.2a	1.8b	1.7b

¹Médias seguidas, da mesma letra na horizontal, são estatisticamente iguais pelo teste de Scott e Knott a 5% de probabilidade.

4.3 Planos de amostragem seqüencial para *F. coffeella*

Para a construção dos planos de amostragem seqüencial, tanto para a região do terço médio como para a região dos terços médio e superior, foi utilizada a expressão 1, (item 2.4.2). O nível de significância adotado foi de 10% ($\alpha = 0,10$).

A estimativa da variância em torno do nível de controle foi obtida a partir da expressão 5, uma vez que o modelo de regressão m^*/m de Lloyd apresentou um melhor ajuste aos dados, conforme discutido no item 4.1.

Para a região do terço médio o nível de controle adotado foi de 10% de folhas minadas, não predadas, em amostras de 10 folhas ($m' = 1$). As estimativas de α e de β foram $-0,3139$ e $0,9294$, conforme ilustrado na TABELA 1, e a variância, em torno do nível de controle, foi calculada pela expressão: $S^2 = (-0,3139 + 1) + (0,9294 - 1).1^2 = 0,6155$; portanto as linhas de decisão do plano foram calculadas por:

$$T_n = n,1 \pm 1,645(0,6155n)^{1/2}$$

Essas linhas são mostradas na FIGURA 3.

O plano apresentado, em forma gráfica, é pouco prático para trabalhos de campo, sendo mais conveniente apresentá-lo em forma de tabela, como exposto na TABELA 4. As colunas da esquerda e da direita representam os limites inferior e superior dos intervalos de confiança, em torno do nível de controle, para cada tamanho de amostra.

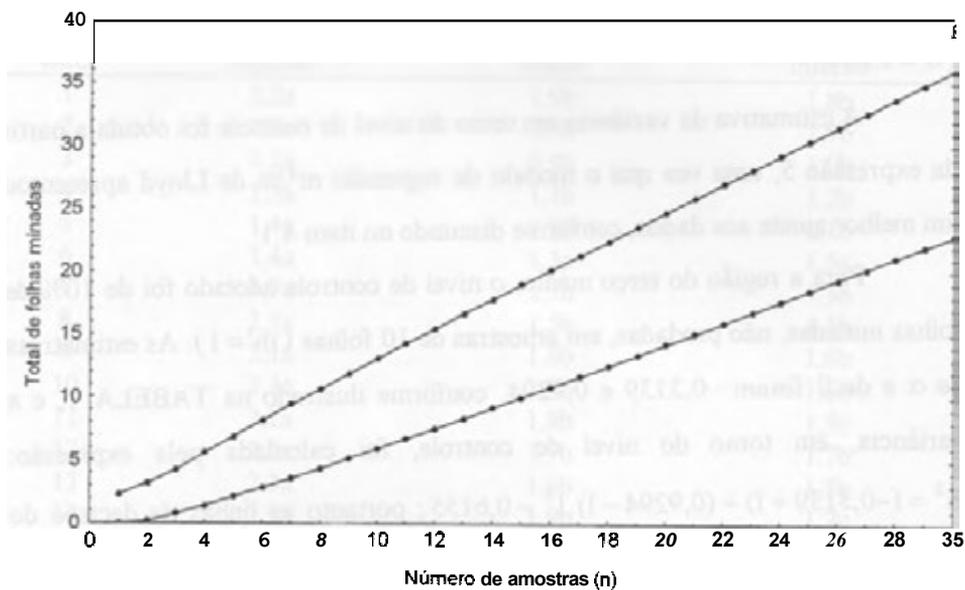


FIGURA 3 Linhas de decisão, para amostragem seqüencial de folhas minadas por *P. coffeella*, no terço médio de cafeeiros, na região de Lavras, MG.

TABELA 4 Plano de amostragem seqüencial para avaliar o numero de folhas minadas por *P. coffeella* no terço médio do cafeeiro, em Lavras, MG.

Número de plantas examinadas (n)	Numero acumulado de folhas minadas. não predadas				
	Limite inferior	Limite superior			
5	0	8			
6	N	2	C	10	C
	Ā	3	O	11	O
8	O	3	S	12	N
9		4	T	13	T
10	C	5	1	15	R
11	O	6	N	16	9
12	3	7	U	17	L
13	T	8	A	18	A
14	R	9	R	19	R
15	O	10		20	
16	L	10	A	22	
17	A	11	M	23	
18	R	12	O	23	
19		13	S	25	
20		14	T	26	
21		15	R	27	
22		15	A	29	
23		16	N	30	
24		17	D	31	
25		18	O	32	
26		19		33	
27		20		34	
28		21		35	
29		22		36	
30		22		38	

O número mínimo de amostras, **para** iniciar o processo de decisão ($n = 5$ plantas) e, o número limite de amostras **para** encerrar o processo ($n = 30$ plantas), foram estabelecidos **a partir** dos resultados, obtidos por simulação.

As curvas CO, apresentadas nas FIGURAS 4 e 5, ilustram o efeito da variação do número mínimo (n.min.) e do número máximo (n.max.) de amostras sob a probabilidade de cometer erros na tomada de decisão. Para facilitar a comparação entre os diferentes números mínimos de amostras, foi elaborada a TABELA 5; por exemplo: quando o n.min. for igual a 1 e a média de folhas minadas igual a 0,7 ($\mu = 0,7$) a probabilidade de rejeitar $H_0: \mu < I$ (erro tipo I) é 0,047. Aumentando o n.min. para 5, a probabilidade de erro reduz para 0,033 e para 0,024, quando n.min. sobe para IO. De maneira similar, observando a TABELA 6, quando o n.max. for igual a IS e $\mu = 1,3$, a probabilidade de aceitar $H_0: \mu < 1$ (erro tipo II) é 0,198. Aumentando o n.max. para 30 a probabilidade de erro seduz para 0,105 e para 0,058, quando n.max. sobe para 45.

Como era esperado, quanto maior o n.min. e o n.max., as decisões são tomadas com menor risco, pois quanto maior o tamanho da amostra, melhor a precisão das estimativas; ou seja, menor erro, para um dado nível de confiança.

A escolha dos níveis de infestação de 0,7 e 1,3, para estudar o efeito da probabilidade de cometer erros no processo de amostragem sequencial, foi baseada na literatura. Existe um consenso, quanto a considerar uma defasagem de 10 a 30%, para baixo e para cima, no valor do nível de controle. Esta defasagem decorre das variações do clima, solo, cultivares, valor econômico do produto e do nível de tecnologia, adotado para a condução da lavoura (Bianco, 1995; Perecin e Barbosa, 1995; Hollingsworth e Gatsonis, 1990).

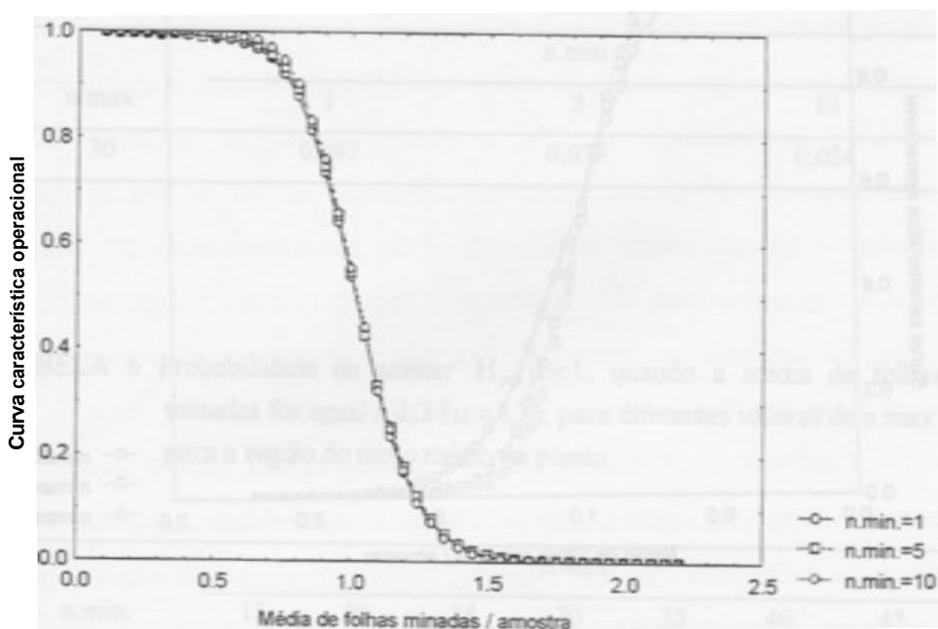


FIGURA 4 Curva característica operacional do plano de amostragem seqüencial, para avaliar o número de folhas minadas por *P. coffeella*, na região do terço médio da planta, comparando o efeito do número mínimo de amostras (n.max. = 30).

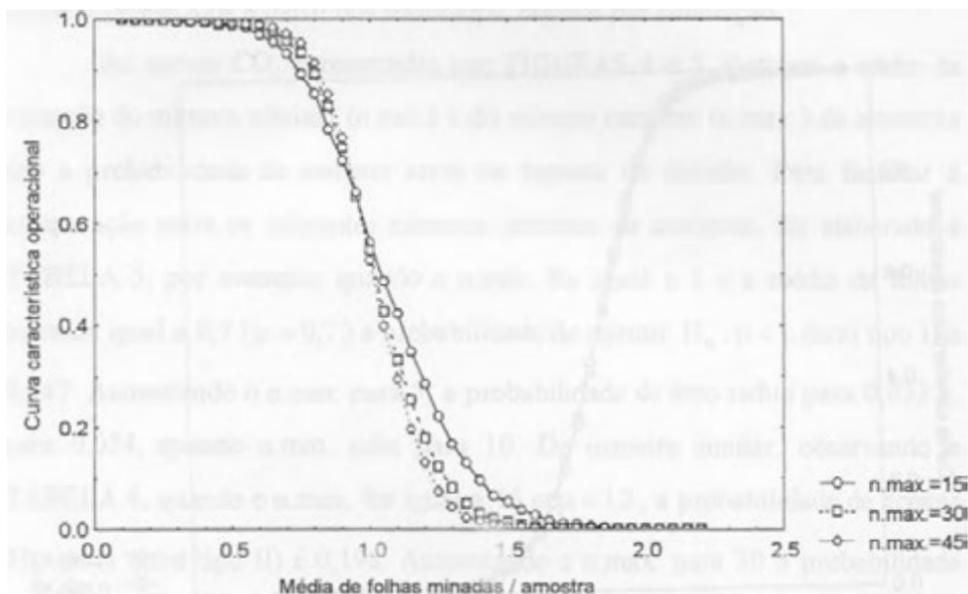


FIGURA 5 Curva característica operacional do plano de amostragem seqüencial, para avaliar o número de folhas minadas por *P. coffeella*, na região do terço médio da planta, comparando o efeito da número máximo de amostras ($n_{min} = 5$).

TABELA 5 Probabilidade de rejeitar $H_0: \mu < 1$, quando a **media** de folhas minadas for **igual a 0,7** ($\mu = 0,7$), para diferentes **valores** de **n.min.** para a região do terço médio da planta.

n.max.	n.min.		
	1	5	10
30	0.047	0.033	0.024

TABELA 6 Probabilidade de **aceitar** $H_0: \mu < 1$, quando a **média** de folhas minadas for **igual a 1,3** ($\mu = 1,3$), para diferentes valores de **n.max.** para a região do terço médio da planta.

n.min.	n.mas.						
	15	20	25	30	35	40	45
5	0,198	0,148	0,117	0,105	0,082	0,082	0,058

Observando as FIGURAS 6 e 7 (NMA), percebe-se, que quando μ se aproxima da nível de controle, o número médio de amostras, requeridos para tomar uma decisão, **umenta**; independentemente do número mínimo e do número máximo de amostras. Considerando, por exemplo, um $n_{\min.} = 5$ e $n_{\max.} = 30$, quando a lavoura apresentar uma média de 0,7 folhas minadas, o equivalente a um nível de infestação de 7%, o número médio de amostras é de aproximadamente 17 plantas. Para uma infestação de 0,9 ou 9% de folhas minadas, o número médio de amostras é de aproximadamente 22. Nessas condições, quando é mais difícil tomar uma decisão, o plano requer um maior número de amostras, enquanto que, nos planos convencionais o número de amostra C sempre **fixo**, para qualquer grau de infestação.

Conforme observado por Pieters e Sterling (1973), para a escolha do tamanho adequado da amostra, além de verificar a probabilidade de cometer erros “eficiência da amostra”, **deve-se** observar, também, o aspecto econômico, pois **nem** sempre é possível **aumentar** o tamanho da amostra, sem elevar o custo da amostragem.

Assim, para a região do terço médio, **seria necessário amostrar**, no mínimo 5 e no máximo 30 plantas, para manter os **riscos** de uma decisão errada, próximos do nível nominal de significância ($\alpha = 10\%$). Nestas condições, o plano oferece uma probabilidade de acerto de 97%, ou seja, **aceitar H_0** (não recomendar o controle) quando a média for de 0,7 folhas minadas/amostra e, de 90% de probabilidade de rejeitar H_0 (recomendar o controle) quando a média for 1,3.

Para a elaboração do plano, considerando a região dos terços médio e superior como uma única região, utilizou-se um nível de controle de 30% de folhas minadas, não predadas, em amostras de 10 folhas ($m' = 3$). As estimativas de α e β foram -0,5739 e 0,9648, conforme ilustrado na TABELA 1, e a variância em torno do nível de controle foi de 0,9615.

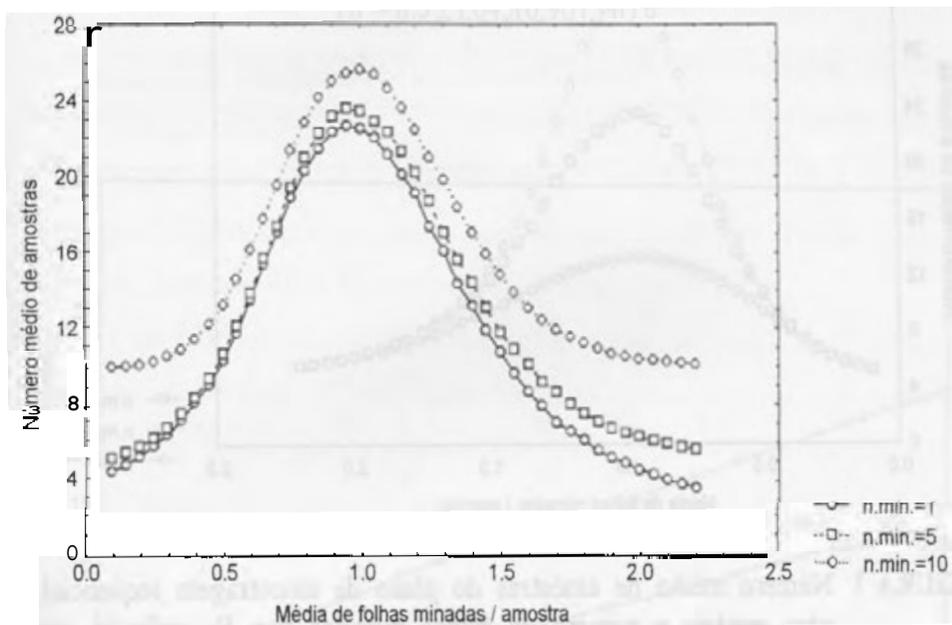


FIGURA 6 Número médio de amostras do plano de amostragem seqüencial, para avaliar o número de folhas minadas por *P. coffeella*, em cafeeiro na região do terço médio da planta, comparando o efeito do número mínimo de amostras (n máximo = 30).

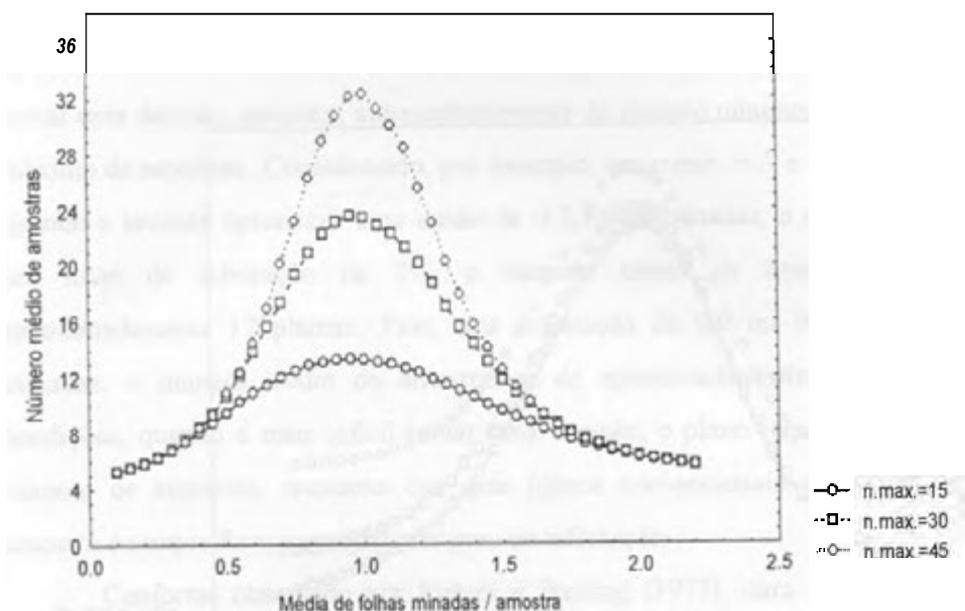


FIGURA 7 Número médio de amostras do plano de amostragem seqüencial, para avaliar o número de folhas minadas por *P. coffeella*, em cafeeiro na região do terço médio da planta, comparando o efeito do número máximo de amostras (n mínimo = 5).

As linhas de decisão apresentadas na FIGURA 8. foram calculadas a partir da expressão:

$$T_n = n.3 \pm 1,645(0,9615n)^{1/2}$$

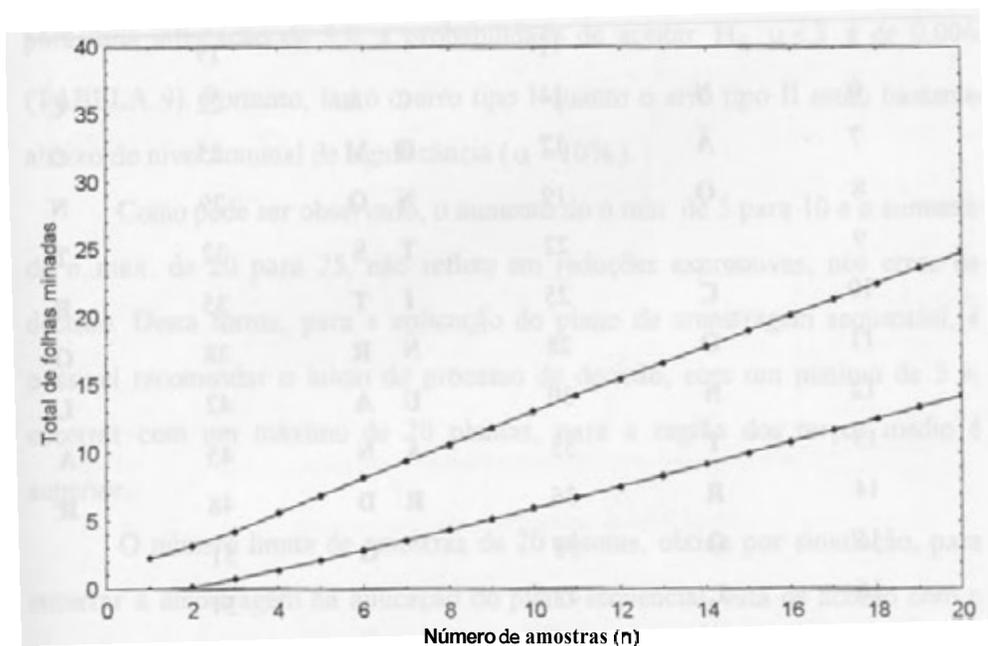


FIGURA 8 Linhas de decisão, para amostragem sequencial de folhas minadas por *P. coffeella*, nos terços médio e superior da planta, na região de Lavras, MG.

A planilha para operações de campo é apresentada na TABELA 7.

TABELA 7 Plano de amostragem seqüencial, para avaliar o número de **folhas** minadas por *P. coffeella*, nos terços médio e superior da planta, em Lams, MG.

Número de plantas craminadas(n)	Numero acumulado de folhas minadas. não predadas					
	Limite inferior			Limite superior		
5		11			19	
6	N	14	C	A	22	C
7	Ã	17	O	M	25	O
R	O	19	N	O	29	N
9		22	T	S	32	T
10	C	25	I	T	35	R
11	O	28	N	R	38	O
12	N	30	U	A	42	L
13	T	33	A	N	45	A
14	R	36	R	D	48	R
15	O	39		O	51	
16	L	42			54	
17	A	44			58	
18	R	47			61	
19		50			64	
20		53			67	

As curvas CO, são apresentadas nas FIGURAS 9 e 10, ilustrando o efeito da variação do número mínimo (n.min.) e do número máximo (n.max.) de amostras, sob a probabilidade de cometer erros na tomada de decisão.

Ao considerar-se um n.min. = 5 e n.max. = 20 e uma infestação de 2,1, a probabilidade de rejeitar H, $:\mu < 3$ é de 0,007 (TABELA 8). De maneira similar para uma infestação de 3,9, a probabilidade de aceitar H, $:\mu < 3$ é de 0,006 (TABELA 9). Portanto, tanto o erro tipo I quanto o erro tipo II estão bastante abaixo do nível nominal de significância ($\alpha = 10\%$).

Como pode ser observado, o aumento do n.min. de 5 para 10 e o aumento do n.max. de 20 para 25, não reflete em reduções expressivas, nos erros de decisão. Desta forma, para a aplicação do plano de amostragem seqüencial, é possível recomendar o início do processo de decisão, com um mínimo de 5 e encerrar com um máximo de 20 plantas, para a região dos terços médio e superior.

O número limite de amostras de 20 plantas, obtido por simulação, para encerrar a amostragem na aplicação do plano seqüencial, está de acordo com o número de amostras do plano convencional, recomendado pela EPAMIG. Este resultado reforça a consistência de ambos os planos, evidenciando a importância da união entre a teoria e a prática.

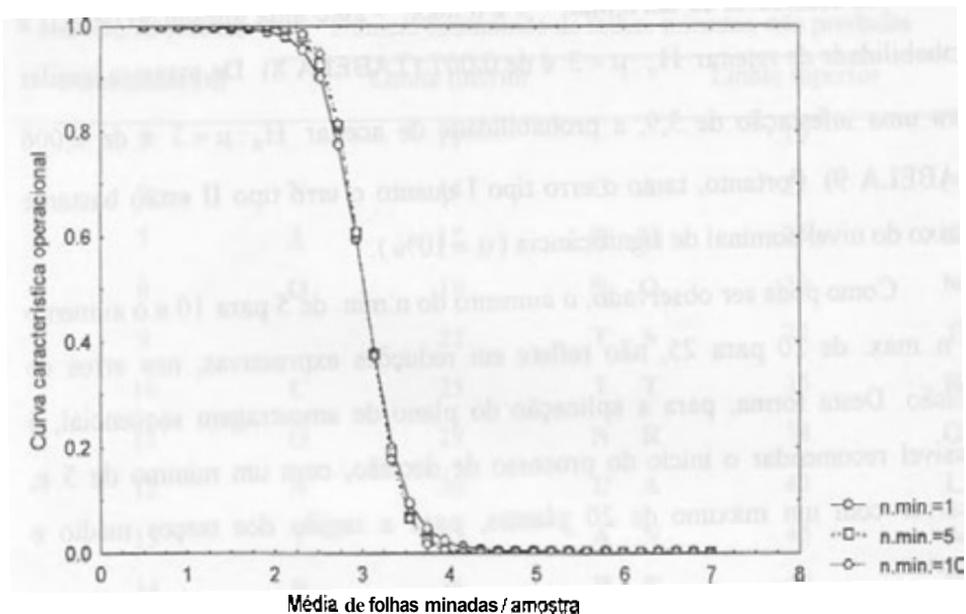


FIGURA 9 Curva característica operacional do plano de amostragem sequencial, para avaliar o número de folhas minadas por *P. coffeella*, na região dos terços médio e superior da planta, comparando o efeito do número mínimo de amostras ($n_{\text{máximo}} = 20$).

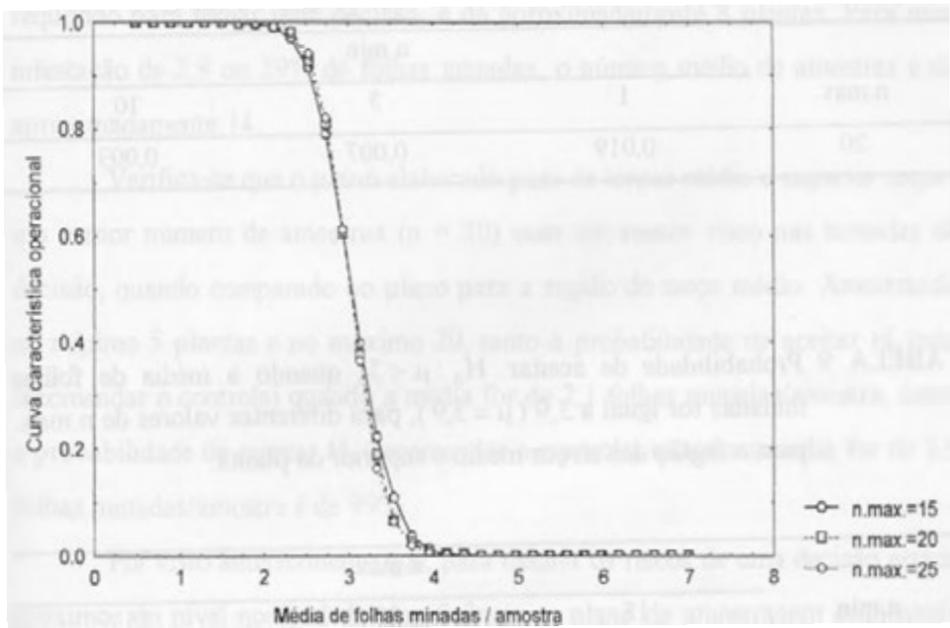


FIGURA. 10 Curva característica operacional do **plano** de amostragem seqüencial, para **avaliar** o número de falhas **minadas** por *P. coffeella*, na região dos terços médio e superior da planta, comparando o efeito do número máximo de **amostras** (n mínimo = 5).

TABELA 8 Probabilidade de rejeitar $H_0: \mu < 3$, quando a média de folhas minadas for igual a 2,1 ($\mu = 2,1$), para diferentes valores de n.min. para a região dos terços médio e superior da planta.

n.max.	n.min.		
	1	5	10
20	0.019	0.007	0.003

TABELA 9 Probabilidade de aceitar $H_0: \mu < 3$, quando a média de folhas minadas for igual a 3,9 ($\mu = 3,9$), para diferentes valores de n.max. para a região dos terços médio e superior da planta.

n.min.	n.max.		
	15	20	25
5	0.013	0.006	0.006

Observando as FIGURAS 11 e 12 (NMA) e considerando um $n_{\min.} = 5$ e $n_{\max.} = 20$, quando a lavoura apresentar uma média de 2,1 folhas minadas, o equivalente a um nível de infestação de 21%, o número médio de amostras requerido para tomar uma decisão, é de aproximadamente 8 plantas. Para uma infestação de 2,9 ou 29% de folhas minadas, o número médio de amostras é de aproximadamente 14.

Verifica-se que o plano elaborada para os terços médio e superior requer um menor número de amostras ($n = 20$) com um menor risco nas tomadas de decisão, quando comparado ao plano para a região do terço médio. Amostrando no mínimo 5 plantas e no máximo 20, tanto a probabilidade de aceitar H_0 (não recomendar o controle) quando a média for de 2,1 folhas minadas/amostra, como a probabilidade de rejeitar H_0 (recomendar o controle) quando a média for de 3,9 folhas minadas/amostra é de 99%.

Foi visto anteriormente que, para manter os riscos de uma decisão errada próximos do nível nominal de significância, o plano de amostragem seqüencial, para o terço médio, seria composto por um mínimo de 5 e um máximo de 30 amostras. O uso deste plano é recomendado em lavouras de café que apresentam plantas de porte elevado, tornando mais fácil o processo de amostragem.

Quando o porte das plantas não constitui um obstáculo à obtenção de amostras, o plano seqüencial para os terços médio e superior deve ser preferido, como procedimento para avaliar a infestação do bicho mineiro em lavouras de café. Ambos os planos apresentam a vantagem de possibilitar decisões rápidas, quando os níveis de infestação estão muito acima ou muito abaixo do nível de controle; oferecendo segurança contra os erros tipo I (que recomenda realizar o controle quando não há necessidade, acarretando prejuízo ao produtor e ao meio ambiente) e, tipo II (que recomenda não realizar o controle, quando necessário, levando a perdas na produção).

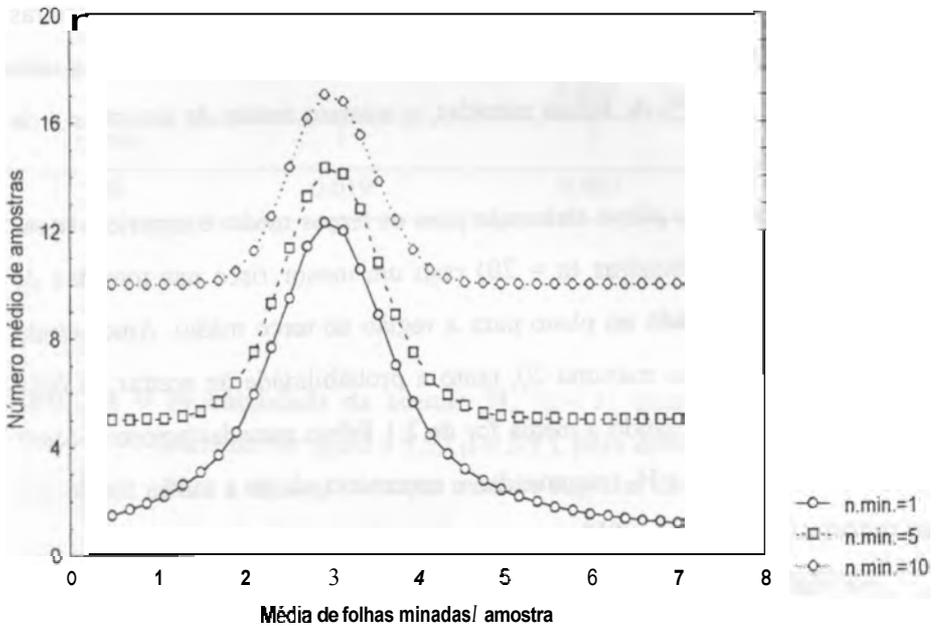


FIGURA 11 Número médio de amostras do plano de amostragem seqüencial, para avaliar o número de folhas minadas por *P. coffeella*, na região dos terços médio e superior da planta, comparando o efeito do número mínimo de amostras ($n_{\text{máximo}} = 20$).

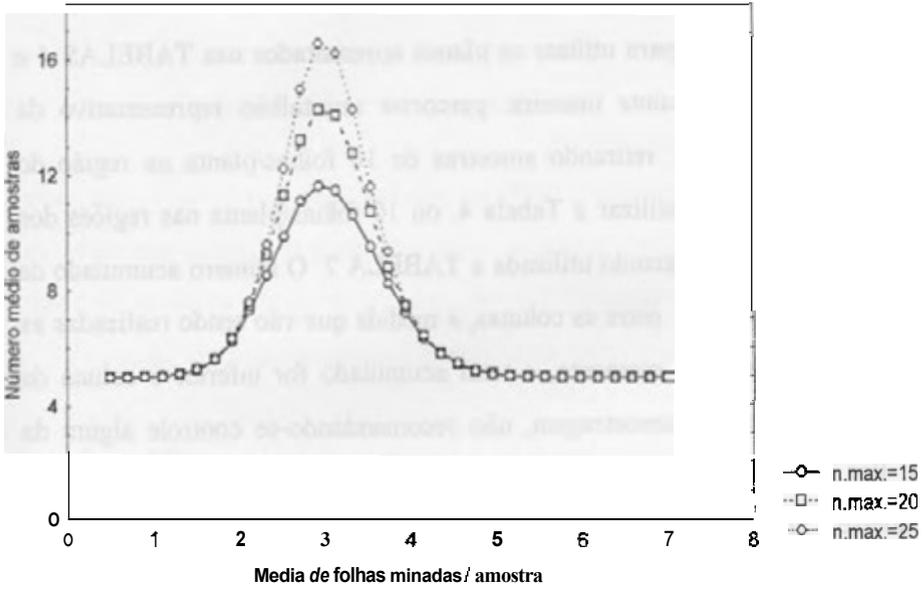


FIGURA 12 Número médio de amostras do plano de amostragem seqüencial, para avaliar o número de folhas minadas por *P. coffeella*, na região dos terços médio e superior da planta, comparando o efeito do número máximo de amostras (n mínimo = 5).

Verificou-se que a simulação foi uma técnica eficiente para avaliar o plano de amostragem seqüencial, por meio da curva característica operacional (CO) e do número médio de amostras (NMA).

O procedimento para utilizar os planos apresentados nas TABELAS 4 e 7 deve ser feito da seguinte maneira: percorrer um talhão representativo da lavoura, em zigue-zague, retirando amostras de 10 folhas/planta na região do terço médio, no caso de utilizar a Tabela 4, ou 10 folhas/planta nas regiões dos terços médio e superior, quando utilizada a TABELA 7. O número acumulado de folhas minadas e anotado, entre as colunas, à medida que vão sendo realizadas as amostras. Se, a um dado momento, o total acumulado for inferior à coluna da esquerda, suspende-se a amostragem, não recomendando-se controle algum da praga. Por outro lado, se o total acumulado for superior à coluna da direita, suspende-se a amostragem, e recomenda-se o controle da praga. Enquanto o total acumulado permanecer entre as colunas, a amostragem deve ser continuada até atingir o número máximo de amostras (30 plantas quando for amostrada apenas a terço médio e 20 quando amostrado os terços médio e superior). Tendo chegado ao número máximo de amostras, sem tomar decisão alguma, o procedimento pode ser interpretado como uma amostragem convencional e, assim, o número acumulado de folhas minadas deve ser dividido por 30 (no caso de utilizar a TABELA 4) ou por 20 (no caso de utilizar a TABELA 7), obtendo as médias de folhas minadas/planta. Se o valor encontrado for maior ou igual ao nível de controle, adotado para cada região da planta, a opção por realizar o controle é válida, caso contrário, a amostragem deve ser repetida 15 dias depois.

O monitoramento dos níveis de infestação da praga, deve iniciar-se geralmente, no período de junho-julho. Segundo Reis et al. (1984), e nessa época do ano que a infestação da praga começa a aumentar, atingindo o pico máximo em outubro, diminuindo, após este período. No entanto, este período pode ser

antecipado, havendo condições climáticas atípicas, favoráveis à ocorrência da praga.

5 CONCLUSÕES

5.1 Intervalo de confiança de Iwao

Em vista dos resultados, pode-se concluir que a **simulação** foi uma técnica eficiente **para avaliar os** planes de amostragem seqüencial por meio da curva **característica operacional (CO)** e do numero **médio de amostras (NMA)**, **alem de propiciar um conhecimento mais abrangente da** metodologia de Iwao.

5.2 Plano de amostragem seqüencial para o terço médio e superior

O plano de amostragem seqüencial, desenvolvido **para a** região dos terços **médio e superior**, apresentou **melhor** desempenho do **que o plano** desenvolvido **apenas para** o terço médio da **planta**, requerendo um menor **número médio** de amostras e menor risco quanto **a** decisão de **controlar, ou não, o** bicho-mineiro.

5.3 Plano de amostragem seqüencial para o terço médio

O uso do plano desenvolvido para **o terço médio** é recomendado, **apenas, em** situações nas **quais** torna-se difícil amostrar o terço **superior da** planta, pois, **necessita-se de** um número **maior** de **amostras** para diminuir **o risco** de decisões incorretas

5.4 Números mínimo e máximo de amostras

O número mínimo e o número máximo de amostras, determinados por simulação, tanto para iniciar e encerrar as tomadas de decisão, foram de 5 e de 20 plantas no plano desenvolvido para os terços médio e superior; e, de 5 e de 30, para o plano referente ao terço médio da planta.

ANEXOS

LISTA DE TABELAS

TABELA	Página
A1 Estimativa da média m e da variância S^2 de folhas minadas por <i>P. coffeella</i> e do índice de agrupamento m^* (Lloyd 1967) para a região do terço médio da planta, em Lavras, MG	58
A2 Estimativa da média m e da variância S' de folhas minadas por <i>P. coffeella</i> e do índice de agrupamento m^* (Lloyd, 1967) para as regiões dos terços médio e superior da planta, em Lavras, MG	59
A3 Resumo da análise de variância para o modelo de parcela subdividida com ano e data na parcela e terço na subparcela, Lavras, MG	60

TABELA A1 Estimativa da média m e da variância S^2 de folhas minadas por *P. coffeella* e do índice de agrupamento m^* (Lloyd, 1967) para a região do terço medio da planta, em Lavras, MG.

Amostras	1994			1995			1996			1997		
	m	S^2	m^*									
Jan.1	1.95	0.30	1.11	2.15	0.45	1.36	1.80	0.62	1.15	0.95	0.47	0.44
Jan.2	2.25	1.74	2.02	1.85	2.28	2.08	2.20	2.07	2.14	1.65	0.61	1.02
Fev.1	0.30	0.12	-0.29	0.45	0.30	0.12	0.05	0.03	-0.45	0.20	0.18	0.09
Fev.2	0.55	0.47	0.40	0.30	0.23	0.08	0.10	0.04	-0.46	1.15	0.78	0.83
Mar.1	0.40	0.27	0.07	0.45	0.25	0.00	0.15	0.06	-0.46	1.90	1.16	1.51
Mar.2	0.45	0.41	0.37	0.50	0.22	-0.06	0.40	0.27	0.07	1.70	0.40	0.94
Abr.1	0.35	0.11	-0.32	0.50	0.39	0.28	0.20	0.07	-0.47	1.95	1.36	1.65
Abr.2	0.45	0.30	0.12	0.70	0.40	0.27	0.70	0.29	0.11	2.50	0.78	1.81
Mai.1	0.45	0.19	-0.12	0.85	0.39	0.31	1.30	0.46	0.65	2.00	1.72	1.86
Mai.2	0.65	0.34	0.17	1.45	0.64	0.89	1.70	0.68	1.10	1.45	1.13	1.23
Jun.1	0.40	0.38	0.34	1.55	0.64	0.96	2.25	2.07	2.17	1.90	0.38	1.10
Jun.2	0.80	0.40	0.30	1.10	1.04	1.05	2.45	1.14	1.91	1.10	0.54	0.59
Jul.1	0.35	0.67	1.26	1.05	0.53	0.55	2.25	2.18	2.22	1.70	0.79	1.16
Jul.2	0.55	0.41	0.30	1.70	0.68	1.10	3.50	1.17	2.83	1.50	0.94	1.13
Ag.1	0.65	0.23	0.00	3.10	1.16	2.47	3.50	3.50	3.50	0.95	0.41	0.39
Ag.2	0.85	0.61	0.57	3.00	0.67	2.22	3.50	1.22	2.85	0.60	0.21	-0.05
Set.1	1.05	0.83	0.84	4.55	0.97	3.76	4.00	1.17	3.29	1.00	0.33	0.33
Set.2	2.95	0.80	2.22	6.15	1.06	5.32	4.00	0.89	3.22	1.15	1.06	1.07
Out.1	3.70	2.68	3.42	0.75	0.40	0.29	3.25	2.18	2.92	0.65	0.73	0.77
Out.2	5.70	1.68	4.99	0.95	1.03	1.03	2.00	0.72	1.36	0.40	0.16	-0.21
Nov.1				1.25	1.18	1.19	1.15	0.28	0.39	0.95	0.75	0.74
Nov.2	2.65	1.89	2.36	1.35	1.50	1.44	0.60	0.43	0.32	1.10	0.60	0.65
Dez.1	3.60	1.10	2.91				0.60	0.43	0.32	1.25	1.13	1.15
Dez.2	2.95	1.36	2.41	1.73	0.29	0.92	1.15	0.50	0.59			

1 e 2, referem-se à primeira e à segunda quinzena, de cada mês.

TABELA A2 Estimativa da **media m** e da **variância S'** de folhas minadas por *P. coffeella* e do **índice de agrupamento m*** (Lloyd, 1967) para as regiões dos terços **medio** e superior da planta, em Lavras, MG.

Amostras	1994			1995			1996			1997		
	m	S'	m*	m	S'	m*	m	S'	m*	m	S'	m*
Jan.1*	2,65	0,34	1,78	2,23	0,34	1,38	1,50	0,26	0,68	1,50	0,36	0,74
Jan.2**	2,45	1,41	2,03	2,60	1,09	2,02	1,88	0,85	1,33	1,83	0,67	1,19
Fev.1	0,40	0,21	-0,07	0,70	0,18	-0,05	1,15	0,03	0,18	0,53	0,58	0,62
Fev.2	0,63	0,16	-0,12	0,35	0,13	-0,28	0,33	0,08	-0,42	1,73	0,60	1,07
Mar.1	0,50	0,17	-0,17	0,50	0,17	-0,17	0,23	0,09	-0,38	2,20	0,33	1,35
Mar.2	0,53	0,40	0,28	0,65	0,35	0,19	0,50	0,35	0,19	2,08	0,57	1,35
Abr.1	0,48	0,09	-0,33	0,60	0,25	0,02	0,55	0,07	-0,33	2,60	0,82	1,92
Abr.2	0,83	0,32	0,21	0,90	0,59	0,55	1,55	0,25	0,71	3,28	0,92	2,56
Mai.1	0,65	0,21	-0,03	1,10	0,20	0,28	2,03	0,85	1,15	2,93	1,22	2,34
Mai.2	0,75	0,06	-0,18	1,65	0,49	0,95	2,45	0,64	1,71	2,08	0,72	1,42
Jun.1	0,58	0,24	-0,01	1,95	0,48	1,20	3,15	1,04	2,48	2,38	0,89	1,75
Jun.2	0,95	0,30	0,27	1,83	0,38	1,03	3,38	1,11	2,71	1,93	0,96	1,42
Jul.1	0,63	0,48	0,39	1,68	0,46	0,95	3,65	3,02	3,48	2,15	0,38	1,33
Jul.2	0,85	0,25	0,15	2,65	1,00	2,03	1,65	1,31	3,93	2,18	1,08	1,67
Ag.1	1,25	0,31	0,49	3,98	1,15	3,26	4,65	2,73	4,24	1,33	1,04	1,11
Ag.2	1,33	0,42	0,64	4,25	1,03	3,49	5,03	1,56	1,33	1,20	0,22	0,38
Set.1	2,75	0,78	2,03	5,48	1,21	4,70	5,65	0,78	4,79	1,38	0,41	0,67
Set.2	4,13	1,03	3,38	7,15	0,42	6,21	5,08	0,28	4,13	1,35	0,63	0,82
Out.1	4,95	1,53	4,26	1,10	0,41	0,47	3,65	1,52	3,98	1,25	0,43	0,59
Out.2	6,13	1,02	5,29	1,20	0,96	1,00	2,68	0,85	1,99	0,75	0,39	0,27
Nov.1				1,50	0,76	1,01	1,83	0,31	0,99	1,35	0,60	0,79
Nov.2	3,15	1,11	2,50	1,78	1,62	1,70	1,13	0,28	0,38	1,70	0,53	1,01
Dez.1	4,58	0,83	3,76				0,85	0,42	0,34	2,38	0,99	1,79
Dez.2	3,00	1,08	2,36	1,78	0,20	0,89	1,60	0,38	0,84			

1 e 2, referem-se à primeira e à segunda **quinzena**, de cada mês

TABELA A3 **Resumo** da análise de variância para o modelo de parcela subdividida com **ano** e data na parcela e terço na subparcela, Lavras, MG¹.

Fontes de variação	GL	SQ	QM	F
Ana	3	36.560	12.186	38,93**
Data	21	375.289	17.870	57,09**
Ano × Data	63	667.829	10.600	33,86**
Planta: (Ano × Data)⁴	792	248.101	0.313	
Terço	2	170.155	85.077	452,54**
Terço × Ano	6	3.456	0.576	3,06**
Terço × Data	42	45.349	1.079	5,74**
Terço × Ano × Data	126	38.095	0.302	1,61**
(Planta × Terço): (Ano × Data)⁵	1584	298.630	0.188	
Total	2639	1885.469		

**P < 0,01

¹ valores do número de folhas minadas. s. transformado por $(x + 0,5)^{1/2}$

- - Erro a

³ - Erro b

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, P.R. de. O “bicho-mineiro” *Perileucoptera coffeella* (Guérin-Ménéville) como fator de restrição na produção do cafeeiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 1, Viçosa, 1976. Resumos... Viçosa: SEB, 1973.p.31.
- ANSCOMBE, F.J. The statistical analysis of insect counts based on the negative binomial distribution. *Biometrics*, Alexandria, v.5, p.165-173, June 1949.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, v.56, 1996.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ. Rio de Janeiro: COFFEE BUSINESS, 1997.
- ATIQUE, C.C. Comparação entre eficiência de métodos de amostragem para determinação de índices de infestação do bicho-mineiro *Perileucoptera coffeella* (Guér.-Men., 1842) (Lepidoptera:Lyonetiidae). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 7, Araxá, 1979. Resumos... Araxá: IBC/CERCA 1979.p.141.
- AVILÉS, D.P. Avaliação das populações do bicho-mineiro da cafeeiro *Perileucoptera coffeella* (Lepidoptera:Lyonetiidae) e de seus parasitóides e predadores: metodologia de estudo e flutuação populacional. Viçosa: UFV, 1991. 127p. (Tese-Mestrado em Entomologia).
- BARBOSA, J.C. Distribuições de probabilidade como base para análises estatísticas, amostragem e estratégias de manejo de *Diatraea saccharalis* (Fabr., 1794) na cultura da cana-de-açúcar. Piracicaba: ESALQ, 1985. 131p. (Tese-Doutorado em Estatística e Experimentação Agrônômica).
- BARBOSA, J.C.; PERECIN, D. Modelos probabilísticos para distribuição de lagartas de *Spodoptera frugiperda* (J.E. SMITH, 1797) na cultura do milho. *Científica*, São Paulo, v.10, n.2, p.181-191, 1982.
- BATES, B.A. et al. Sequential sampling plan for *Limothrips denticornis* (Thysanoptera:Thripidae) on Spreng Barley. *Journal of Economic Entomology*, College Park, v.84, n.5, p.1630-1634, Oct. 1991.

- BATISTELA SOBRINHO, I.; PAULINI, A.E.; PARRA, A.D. Informações preliminares sobre época de controle e flutuação populacional da broca de café – *Hypotenemus hampei* (Ferrari, 1867) e do bicho-mineiro – *Perileuoptera coffeella* (Guérin.-Mén., 1842) para as regiões de Sinop e Alta Floresta no Mato Grosso. **h**: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEIRAS, 10, Poços de Caldas, 1983. **Anais...** Poços de Caldas: IBC/CERCA, 1983. p.257.
- BEARZOTI, E. ; AQUINO, L.H de. Plano de amostragem sequencial para avaliação de infestação de bicho-mineiro (Lepidoptera: Lyonetiidae) no sul de Minas Gerais. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, v.29, n.5, p.695-705, maio 1994.
- BIANCO, R. **Construção e validação de planus de amostragem para o manejo da lagarta do cartucho - *Spodoptera frugiperda* (J. E. Smith, 1797) (Lepidoptera, Noctuidae), na cultura do milho**. Piracicaba: ESALQ, 1995. 103p. (Tese - Doutorado em Entomologia).
- BINNS, M.R.; NYROP, J.P. Sampling *insect populations* for the purpose of ipm decision making. **Annual Review Entomology**, v.37, p.427-453, 1992.
- BOIVIN, G.; SAURIOL, F. Dispersion statistics and sequencial sampling plan for leaf blight caused by *Botrytis squamosa* in onions. **Phytopatology, Quebec**, v.74, n.11, p.1385-1387, June 1984.
- BRASIL. **Ministério da Agricultura. Normais climatológicas**. Rio de Janeiro:MA, 1961-1990. Brasília: 1992. 84p.
- COLE, E.W. **Sequential sampling in spruce buworm control projects**. **Forest Science, Canada**, v.6, n.1, p.51-59, 1960.
- CRUZ, D.C.; REGAZZI A.J. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. Viçosa: UFV, 1994. 390p.
- CUSSON, M. et al. **A sequential sampling plan for adult tuber flea beetles (*Epitrix tuberis* Gentner) dealing with "edge effects"**. **Canadian Entomology, Ottawa**, v. 122, p.537-546, 1990.

D'ANTONIO, A.M.; PAULINI, A.E.; MATIELLA, J.B.; FERREIRA, A.S. Época de aplicação de inseticidas para o controle ao "bicho mineiro" do cafeeiro, no sul de Minas Gerais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 4, Caxambu, 1976. Resumos., Caxambu: IBC, 1980. p. 303-305.

DANTAS, F.A.S.; ALMEIDA, S.R. et al. Flutuação populacional do bicho-mineiro na zona cafeeira de Pernambuco. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 10, Poços de Caldas, 1983. Anais... Poços de Caldas: IBC/CERCA, 1983. p.35.

DRAPER, N.R.; SMITH, H. Applied regression analysis. 2 ed. [S.I]: Wiley & Sons, 1981. 709p.

ESTEFANEL, V. A amostragem seqüencial baseada no teste seqüencial da razão de probabilidades e seu uso no controle de lagartas da soja no estado do Rio Grande do Sul. Piracicaba: ESALQ, 1977. 117p. (Tese - Mestrado em Experimentação e Estatística).

FARIAS, P.R.S. "Distribuição espacial e mostragem seqüencial de *Spodoptera frugiperda* (J. E. Smith, 1797) na cultura do milho". Jaboticabal: UNESP, 1996. 129p. (Tese - Mestrado em Entomologia Agrícola).

FIGUEIREDO, E.B. de. Dinâmica populacional e infestação do bicho-mineira *Perileucoptera coffeella* (Guérin-Ménéville, 1842) em cafeeiro (*Coffea arabica* L. 1753), cultivares mundo novo e catuai amarelo, na região de Monte Alto-SP. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 22, Águas de Lindóia, 1996. Resumos... Águas de Lindóia: SDR/PROCAFÉ/EMBRAPA-DNAC-CATI, 1996. p.11.

FOWLER, G.W.; LYNCH, A.M. Sampling plans in insect pest management based on Wald's sequential probability ratio test. *Environmental Entomology*, Lanhan, v.16, n.2, p.345-354, Apr. 1987.

FUXA, J.R. et al. Sampling to determine when to control fall armyworms. *Louisiana Agriculture*, Louisiana, v.33, n.1, p.3-5, 1989.

GRAVENA, S. Manejo integrado de pragas dos citros. *Laranja*, Cordeirópolis, n. 5, p. 323-361, nov. 1984.

GRAVENA, S. Tática de manejo integrado de bicho-mineiro do cafeeiro *Perileucoptera coffeella* (Guérin-Ménéville, 1942): II *hostragem* da praga e de seus inimigos naturais. **Anais da Sociedade Entomológica do Brasil**, Jaboticabal, v.12, n.2, p.273-281, maio 1983.

GRAVENA, S.; FERNANDES, O.A.; PAZINI, W.C. Amostragem seqüencial para os ácaros da falsa ferrugem *Phyllocoptruta oleivora* (Ashm.) e da leprose *Brevipalpus phoenicis* (Geisks) no manejo integrado de pragas dos citros. **Laranja**, Cordeirópolis, n.9, p.147-160, nov. 1988.

GREIG-SMITH, P. The use of random and contiguous quadrats in the study of the structure of plant communities. **Annual Botany**, London, v.16, p.293-316, 1952.

GUIMARÃES, P.M. Flutuação populacional do bicho-mineiro (*Perileucoptera coffeella*, Guérin - Ménéville, 1842), parasitos e predadores (Hymenoptera) em duas regiões do estado do Paraná. In: 'CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEIRAS', 10, Poços de Caldas, 1983. **Anais... Poços de Caldas: IBC/CERCA**, 1983. p.283.

HALL, D.G.; CHILDERS, C.C.; EGER, J.E. Spatial dispersion and sampling of citrus rust mite (Acari: Eriophyidae) on fruit in "Hamlin" and "Valencia" orange groves in Florida. **Journal of Economic Entomology**, Lanham, v.87, n.3, p.687-98, June 1994.

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, Ago. 1990.

IWAO, S. A new method of sequential sampling to classify populations relative to a critical density. **Research on Population Ecology**, Kyoto, v.16, p.281-288, 1975.

IWAO, S. Application of the m-m method to the analysis of spatial patterns by changing the quadrat size. **Research on Population Ecology**, Kyoto, v.14, p.97-128, 1972.

- LIMA, E.A.; PAULINI, A.E.; MATIELLO, J.B. et al. Flutuação populacional do bicho-mineiro do cafeeiro - *Perileucoptera coffeella* (Guer.-Ménèv., 1842), em três regiões do estado da Bahia. In: **CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEIRAS**, 5, Guarapari, 1977. Resumos..Guarapari: CERCA-EMBRAPA/IAPAR, 1977.p.163-165.
- LLOYD, M. 'Mean crowding'. *Journal of Animal Ecology*, v.36, p.1-30, 1967
- LYNCH, A.M.; FOWLER, S.W.; SIMMONS, G.A. Sequential sampling plans for spruce budworm (Lepidoptera: Tortricidae) egg mass density using Monte Carlo simulation. *Journal of Economic Entomology*, Lanhan, v.83, n.4, p.1479-1484, Apr. 1990.
- MACHADO, J.R.M.; FERREIRA, A.J.; SAMPAIO, A.S. Flutuação populacional do "bicho-mineiro" das folhas do cafeeiro, *Perileucoptera coffeella* (Guér.-Mén., 1842) (Lepidoptera: Lyonetiidae) em duas regiões cafeeiras do estado do Ceará. In: **CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEIRAS**, 6, Ribeirão Preto, 1978. Resumos... Ribeirão Preto: CERCA, 1978. p.410-411.
- 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.
- MORISITA, M. Measuring the dispersion of individuals and analysis, of the distributional patterns. *Mem. Faculty of Science, Kyushu*, v.2, n.4, p.215-235, 1959.
- MORRIS, R.F.A. Sequential sampling technique for spruce budworm egg surveys. *The Canadian Journal Zoology*, Ottawa, v.32, p.302-313, 1954.
- MOWERY, D.P.; HULL, A.L.; ASQUITU, D. Two news sampling plans for european red mite surveys on apple utilizing the negative binomial distribution. *Environmental Entomology*, College Park, v.9, n.2, p.159-163, Apr. 1980.
- MYERS, J.H. Selecting a measure of dispersion. *Environmental Entomology*, College Park, v.7, n.5, p.619-621, Oct. 1978.

NARANJO, S.E.; FLINT, H.M. Spatial distribution of preimaginal *Bemisia tabaci* (Homoptera: Aleyrodidae) in cotton and development of fixed precision sequential sampling plans. **Environmental Entomology**, College Park, v.23, p.254-266, Apr. 1994.

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.

NYROP, J.P.; SIMMONS, G.A. Errors incurred when using Iwao's sequential decision rule in insect sampling. **Environmental Entomology**, New York, v.13, n.6, p.1459-1465, Dec. 1984.

OAKLAND, G.B. An application of sequential analysis to whitefish. **Biometrics**, Raleigh, v.6, p.59-67, 1950.

PARRA, J.R.P.; ORTOLANI, A.A.; IGUE, T. et al. Comportamento de *Perileucoptera coffea* Guer.-Ménév em condições de campo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 2, Poços de Caldas, 1974. Resumos., Poços de Caldas: IBC/CERCA, 1974. p.48.

PAULINI, A.E.; ANDRADE, I.P.R.; MATIELLO, J.B. et al. Estudos sobre épocas de aplicação de inseticidas no controle do bicho-mineiro do café. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 3, Curitiba, 1975. Resumos... Curitiba: CERCA/IAPAR 1975. p.151.

PAULINI, A.E.; FERREIRA, A.J.; MATIELLO, J.B. et al. Determinação da infestação inicial para controle do bicho-mineiro - *Perileucoptera coffeella* (Guer. Mén., 1842) no Espírito Santo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 6, Ribeirão Preto, 1978. Resumos... Ribeirão Preto: IBC/CERCA, 1978. p.249-251.

PAULINI, A.E.; FERREIRA, A.J.; D'ANTONIO, A.M. et al. Efeito da desfolha causada por bicho-mineiro - *Perileucoptera coffeella* (Guérin-Mén., 1842) na produtividade da cafeeiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 5, Guarapari, 1977. Resumos... Guarapari: IBC/CERCA, 1977.p.146-147.

- PENG, C. ; BREWER, G.J. Sampling plans for estimating a chene damage by the red sunflower seed weevil (Coleoptera: Curculionidae). **Canadian Entomology**, Ottawa, v.127, p.7-14, 1995.
- PERECIN, D. ; BARBOSA, J.C. Comparação entre planos de amostragem sequencial para presença-ausência e contagens usando dados sobredispersos. **Revista Matemática Estatística**, São Paulo, v.13, p.165-180, fev. 1995.
- PIETERS, E.P.; STERLING, W.L. Inferences on the dispersion of cotton arthropods in Texas. **Environmental Entomology**, College Park, v.2, p.863-867, Oct. 1973.
- PIETERS, E.P.; STERLING, W.L. Sequential sampling cotton squares damaged by boll weevils and *Heliothis spp.* in the coastal bend of Texas. **Journal of Economic Entomology**, Lanhan, v.68, p.543-545, Aug. 1975.
- QUINTEROS, H.O. Determinação de uma distribuição estatística adequada a dados de contagem de lagartas de *Scrobipalpula absoluta* (Meyrick), em tomate (*Lycopersicum esculentum*, Mill.) e um plano de amostragem apropriado. Piracicaba: ESALQ, 1984. 92p. (Tese - Mestrado em Agronomia).
- MIS, P.R.; SOUZA, J.C. de. Manejo integrado do bicho-mineiro das folhas do cafeeiro e seu reflexo na produção. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 20, Guarapari, 1994. Resumos... Guarapari: PROCAFÉ-DNAC, 1994. p.23-24.
- REIS, P.R.; SOUZA, J.C. de; MELLES, C.C.A. Pragas do cafeeiro. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v.10, n. 109, p.26-57, Jan. 1984.
- REIS, P.R.; SOUZA, J.C. de; LIMA, J.O.G. de; MELO, L.A. Controle químico do "bicho-mineiro" das folhas do cafeeiro, *Perileucoptera coffeella* (Lepidoptera: Lyonetiidae). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 4, Caxambu, 1976. Resumos... Caxambu: IBC/CERCA, 1976. p.238.
- RUESINK, W. G. Introduction to sampling theory. In: KOGAN, M.; HERZOG, D. C. **Sampling methods in soybean entomology**. New York: Springer-Verlag, 1980. p.61-78.

SANTANA, D.G. de; PAIVA, M.F. de; AQUINO, L.H. de; OLIVEIRA, M.S. de. Desempenho de planos de amostragem para o controle de bicho-mineiro (*Perileucoptera coffeella* Guérin-Ménéville, 1842) (Lepidoptera: Lyonettidae) em Lavras, Minas Gerais. **Ciência e Prática**, Lams, v.17, n.4, p.322-328, out./dez. 1993.

SAS Institute. SAS/STAT® users' guide. North Carolina, 1997

SCORZA JÚNIOR, R.P.; AQUINO, L.H. de; BUENO, V.H. P. Plano de amostragem seqüencial para avaliação de infestação de *Therioaphis trifolii* (Monell) f. maculata (Homoptera: Aphididae) em Albany, Califórnia, EUA. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.20, n.3, p.346-351, jul./set. 1996.

SCOTT, A.J.; KNOTT, M.A. Cluster analysis method for grouping means in the analysis of variance. **Biometrics**, v.30, n.3, p.507-512, Sep. 1974.

SEIXAS, R.T.L.; COSTA, E.C. et al. Flutuação populacional de bicho-mineiro-*Perileucoptera coffeella* (&Crin-Men., 1842) em regiões cafeeiras do estado do Mato Grosso do Sul. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEIEIRAS, 8, Campos do Jordão, 1980. Resumos... Campos do Jordão: CERCA/IBC, 1980. p.310-311.

SHELTON, A. M.; NYROP, J. P.; 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. Sequential sampling plans for soybean arthropods. In: KOGAN, M.;HERZOG, D.C. **Sampling methods in soybean entomology**, New York: Springer-Verlag, 1980. p.79-93.

SHIELDS, E.J.; SHER, R.B.; TAYLOR, P.S. Sequential sampling plan for Northern and Western corn rootworms (Coleoptera: Chrysomelidae) in New York. **Journal of Economic Entomology**, Lanhan, v.84, n.1, p.165-169, Feb. 1991.

SHIPP, J.L. et al. Spatial patterns of and sampling methods for *Orius* spp (Hemiptera: Anthocoridae) on greenhouse sweet pepper. **The Canadian Entomologist**, Ottawa, v.124, p.887-894, Sep.-Oct. 1992.

- SILVEIRA NETO, S.; NAKANO, O.; BARBIN, D.; VILLA NOVA, N.A. **Manual de ecologia de insetos**. São Paulo: Agronomica Ceres, 1976. 419p.
- SOUZA, J.C. de; REIS, P.R. **Bicho-mineiro do cafeeiro: biologia, dano e manejo integrado**. Belo Horizonte: EPAMIG, 1992. 28p. (Boletim Técnico, 37).
- 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**, Jaboticabal, v. 12, n. 1, p.85-98, jun. 1983.
- TAYLOR, L.R. Aggregation, variance and the mean. **Nature**, London, v.189, n.4766, p.732-735, Mar. 1961.
- TOWS, J.F.B. **Importancia economica de *Hiliothis zea* (Boddie) y determinacion del umbral economico, distribucion matematica y amostragem secuencial de *Spodoptera frugiperda* (Smith) en maiz criollo**. Monterrey: Instituto Tecnológico y de **Estudios Superiores**, 1981. 106p. (Tese - Doutorado em Ciências).
- VILLACORTA, A.; GUTIERREZ, A.P. Presence-absence sampling decision rules for the damage caused by the coffee leaf miner (*Leucoptera coffeella* Guérin-Ménéville, 1842). **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasilia, v.24, n.5, p.517-525, May 1989.
- VILLACORTA, A.; TORNERO, M.T.T. **Plano de amostragem sequencial de dano causado por *Perileucoptera coffeella* no Paraná**. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasilia, 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.
- WALD, A. **Sequential analysis**. New York: J. Wiley, 1947. 212p.
- WALKER, P.W.; ALLSOPP, P.G. **Sampling distributions and sequential sampling plans for *Eumargarodes laingi* and *Promargarodes* spp. (Hemiptera: Margarodidae) in Australian sugarcane**. **Environmental Entomology**, College Park, v.22, n.1, p.10-15, Feb. 1993.

WATERS, W.E. Sequential sampling in forest insect surveys. **Forest Science, Washington**, v.I, n. 1, p.68-79, Mar. **1955**.

WILSON, L.T.; ROOM, P.M. Clumping patterns of fruit and arthropods in cotton with implications for binomial sampling. **Environmental Entomology, College Park**, v. 12, p.50-54, Feb. 1983a.

