

PLANO DE AMOSTRAGEM SEQUENCIAL DE DANO CAUSADO POR PERILEUCOPTERA COFFEELLA NO PARANÁ¹

A. VILLACORTA² e M.T.T. TORNERO³

RESUMO - Surtos de *Perileucoptera coffeella* (Guerin - Meneville, 1842) (Lepidoptera, Lyonetiidae) ocorreram durante os anos de 1977 e 1978 e causaram consideráveis danos às plantações de café no Estado do Paraná. Com a preocupação de controle dentro das técnicas de manejo de pragas, optou-se pelo método de amostragem seqüencial para tomadas de decisão quanto à aplicação de defensivos. São descritos técnica de amostragem, modelos probabilísticos e técnicas de estimação de parâmetros para definição de um plano de amostragem baseado em número de lesões por folha. Um plano de amostragem seqüencial é apresentado com nível de significância de 10% e poder de teste de 90%.

Termos para indexação: manejo do *Perileucoptera coffeella*, entomologia, distribuição binomial negativa.

SEQUENTIAL SAMPLING PLAN OF DAMAGE CAUSED BY PERILEUCOPTERA COFFEELLA IN PARANÁ

ABSTRACT - Outbreaks of coffee leaf miner *Perileucoptera coffeella* (Guerin-Meneville, 1842) (Lepidoptera, Lyonetiidae) that occurred during the years 1977 and 1978 caused considerable damage to coffee plantations in Paraná State, Brazil. The development of the sequential sampling technique was choosed for use in pest management, to take decision on the need of insecticide applications to control coffee leaf miner. A samplig technique, probabilistic models and parameter estimation techniques used in this study are described. A sequential sampling plan is presented based on mines per leave. The significance level was 10%, and the confidence level, 90%.

Index terms: binomial negative distribution, entomology, pest management, *Perileucoptera coffeella*.

INTRODUÇÃO

No norte do Paraná, *Perileucoptera coffeella* (Guerin-Meneville, 1842) tornou-se, nos últimos anos, uma praga chave, dentro do complexo de pragas prejudiciais ao cafeeiro. Uma praga chave é uma praga perene, significando um problema constante e sobrepondo-se às práticas de controle químico. Na ausência da ação de controle exercida pelo homem, sua densidade populacional cresce e geralmente ultrapassa o nível de dano econômico (Smith & Reynolds 1966).

Nos anos de 1977 e 1978, o controle do bicho-mineiro no Paraná acarretou gastos aproximados de um bilhão de cruzeiros em produtos químicos, considerando-se uma média anual de três aplicações com os inseticidas químicos de custo mais baixo existentes no mercado, não computando-se gastos com óleo combustível, mão-de-obra e outros.

Mais graves ainda são as perdas indiretas que ocorrem no controle do bicho-mineiro, as quais enfatizam a importância desse inseto como praga. Um exemplo disso é o controle químico realizado em época inadequada e que, geralmente, apenas elimina parasitos e predadores. Conseqüentemente, essa intervenção na fauna benéfica concorre para o restabelecimento de outras pragas, como, por exemplo a broca-do-café, o complexo de lagartas-mede-palms e ácaros levando a um contínuo incremento de praguicidas.

Um eficiente controle de artrópodos praga depende muito do entendimento e da utilização das várias opções de métodos de controle de pragas, combinadas com técnicas modernas de controle químico. Esta realização tem proporcionado um novo estímulo e interesse na utilização de técnicas de manejo integrado de pragas (Kennedy 1968).

Estimativas precisas da abundância de uma praga são absolutamente primordiais no desenvolvimento de técnicas de manejo integrado, dentro do qual podemos incluir o momento apropriado de utilização de práticas de controle químico quando as populações alcançam o nível de "threshold" econômico ou limiar econômico.

Existem muitas publicações a respeito de con-

¹ Aceito para publicação em 5 de abril de 1982.

² Eng^o Agr^o, Ph.D. Instituto Agronômico do Paraná (IAPAR) Caixa Postal 1331, CEP 86100 - Londrina, PR.

³ Bióloga M.Sc. Instituto Agronômico do Paraná (IAPAR).

trole químico e dano causado por *P. coffeella*, poucas na área de biologia e praticamente nenhuma sobre estudos populacionais desta praga.

Pelas razões acima, desenvolveu-se uma pesquisa com o objetivo de determinar o padrão de distribuição espacial do bicho-mineiro em campo e essa informação foi usada para desenvolver técnicas de amostragem.

A escolha da técnica de amostragem foi baseada no objetivo de determinar com certa precisão a necessidade ou não de controle da praga, levando em conta o aspecto econômico. Nesse sentido, escolheu-se a amostragem seqüencial.

A análise seqüencial foi desenvolvida em 1943 por Wald (1947) para a indústria de produtos manufaturados. Posteriormente, foi aplicada para estudar populações de peixes por Oakland (1950) e, em levantamento de insetos florestais, por Stark (1952), Morris (1954) Waters (1955) e outros.

As fórmulas matemáticas utilizadas pela amostragem seqüencial foram estendidas para organismos cujas distribuições de contagens podem ser descritas pelas leis Normal, Poisson, binomial e binomial negativa (Waters 1955). Essa técnica de amostragem tem sido desenvolvida para vários insetos, entre os quais: *Operotithera brumata* L. (Reeks 1956); *Neodiprion n. manus* Scheld. (Connola et al. 1959); *Myzus persicae* Sulzer (Sylvester & Cox 1961); *Heliothis zea* (Allen et al. 1972); *Aeneolamia varia saccharina* (Evans 1974); *Plathypena scabra* F. (Hammond & Pedigo 1976).

Três requisitos são necessários para o desenvolvimento de um plano de amostragem seqüencial:

1. O tipo de função matemática que descreva a distribuição das contagens de insetos ou lesões por eles causadas ou qualquer outra variável relacionada.
2. O "threshold" de dano na forma de duas densidades populacionais críticas. Nesse caso, o dano ocorreria se a população da variável escolhida ultrapassasse o limite superior previamente definido, e não ocorreria se a população permanecesse abaixo do limite inferior previamente definido.
3. Seleção de níveis máximos de probabilidades de cometer erros na decisão sobre densidades populacionais, isto é, probabilidades α e β de predizer

uma densidade populacional não-prejudicial como sendo prejudicial, e a de predizer uma densidade populacional prejudicial como sendo não-prejudicial, respectivamente.

A amostragem seqüencial (teste da razão de probabilidade seqüencial) é um procedimento onde amostras são tiradas em seqüência e as decisões são feitas após a leitura de cada amostra.

Na prática, quando as densidades populacionais forem muito altas ou muito baixas, é necessário tirar poucas amostras para declarar que a densidade populacional alcançou ou não o nível de "threshold" de dano. O número de amostras aumenta no caso de densidades populacionais intermediárias.

Foi demonstrado que a amostragem seqüencial conduz à tomada de decisão com número de amostra sempre menor que o necessário requerido, no caso de amostragem aleatória que tem um tamanho fixo (Wald 1947).

MATERIAL E MÉTODOS

Materiais e métodos para concepção do plano

Na região de Bela Vista do Paraíso, PR, Fazenda Horizonte, em cafeeiros da variedade Mundo Novo em plena produção, foi instalado ensaio de avaliação de produtos em esquema de blocos ao acaso, com quatro repetições, seis tratamentos, dos quais um testemunha, cada parcela com seis covas contendo duas plantas por cova. Em diferentes épocas do ano, em 25 folhas da parte superior e 25 folhas da parte inferior por cova, foram contados o número de lesões causadas pelo bicho-mineiro, número de pupas, número de lagartas vivas, número de lagartas mortas e número de parasitas em cada folha.

Os dados utilizados no presente trabalho são referentes ao tratamento testemunha (Villacorta 1978).

Considerando-se que se a amostragem fosse baseada na contagem direta de lagartas de bicho-mineiro em folhas ou na contagem de folhas danificadas ou qualquer outro método que exigisse contagens de lagarta, acarretaria uma série de problemas carentes de praticidade, quais sejam, o aumento do tempo de amostragem, a utilização de lupa, optou-se, então pela observação de lesões claramente observáveis, isto é, não se consideram as lesões produzidas por lagartas recém-nascidas que, ao iniciar sua alimentação, formam uma lesão microscópica. Também não se fez diferenciação entre lesão fechada e aberta (furos de saída de parasitas ou lagartas para empupar), considerando-se ambas como dano produzido.

No presente estudo, será considerada a variável número de lesões por folha, com dados obtidos nas datas de 02.08.78, 17.08.78 e 25.09.78.

Estudos sobre dinâmica populacional e dano foliar,

produzido por bicho-mineiro em cafeeiros, em Bela Vista do Paraíso e outros locais do Paraná, nos anos de 1977 e 1978, serviram de base para estabelecer o limiar de dano a ser utilizado neste trabalho.

A avaliação de produtos indicou que não havia diferença de produção entre o tratamento testemunha e tratamento quando permitiram nível de lesão de até uma lesão por folha. Por outro lado, havia diferença de produção entre tratamento testemunha quando este permitia nível de lesão maior que duas lesões por folha e tratamentos que permitiram um nível de até uma lesão por folha.

Assim estão definidos os limiares de dano econômico.

Como o objetivo do manejo de pragas é evitar que se alcance esse limiar, o nível limiar de ação de controle foi definido como uma lesão e meia por folha. Assim foi possível estabelecer as hipóteses alternativas:

H_0 = Existe, em média, uma lesão ou menos por folha.

H_1 = Existe em média uma e meia ou mais lesões por folha.

Metodologia para estabelecimento do plano seqüencial.

Distribuição do número de lesões.

Para cada cova e parte da planta foi estudada a distribuição da variável número de lesões por folha em 25 folhas, procurando ajustar a distribuição binomial negativa, dada a natureza do fenômeno.

A natureza desta variável aleatória número de lesões em X folhas pode ser abstraída e considerada como contagem onde o limite máximo de lesões possível é indeterminado; além disso, a suspeita de que a ovoposição seja agregada em certos períodos de densidade populacional alta e completamente ao acaso quando for baixa, induz aos modelos probabilísticos binomial negativa ou Poisson.

A mudança de um modelo para outro pode ser explicada matematicamente analisando-se o parâmetro k da binomial negativa. Quando k aumenta indefinidamente ($k \rightarrow \infty$), a distribuição tende para Poisson, ou seja, quando a média e variância coincidem.

A família binomial negativa depende de dois parâmetros m e k, ou seja $P(X=x) = \binom{K+x-1}{x} \left(\frac{m}{k+m}\right)^x \left(1 + \frac{m}{k}\right)^{-k}$

$m > 0$ e $k > 0$

onde m é a média populacional e k está vinculado com a dispersão da variável. A esperança e variância de X são respectivamente por m e $\frac{(m+k)m}{k}$

A média foi estimada usando-se como estimador

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$$
 média aritmética da variável (X) número de lesões por folha, sendo n o número de folhas considerado.

Para cada repetição e parte da planta, o parâmetro K foi estimado usando-se o estimador de máxima verossimilhança (Bliss & Fisher 1953), usando-se o procedimento de cálculo desenvolvido por R. Fisher. Este processo exige uma primeira estimativa de k, \bar{k}_1 , calculada através de

$$\bar{k}_1 = \frac{X^2}{S^2 - \bar{X}}$$

A seguir, foi feito teste de ajuste para distribuição Poisson, usando-se o teste qui-quadrado, $X^2 = \frac{(n-1)S^2}{\bar{X}}$,

com n-1 gl, visto que a variância é igual à média na Poisson. Quando o teste concluía pela rejeição do ajuste da Poisson, a estimativa de k, \bar{k} pelo método de máxima verossimilhança era obtida e depois era testado o ajuste da distribuição binomial negativa por meio do teste de Lilliefors (Campos 1979), com nível de significância de 5%.

Tendo empregado o que foi descrito acima, procurou-se ajustar um único k, ou seja, o k comum às diversas binomiais negativas, tendo em vista seu uso no plano de amostragem seqüencial.

A estimativa de k comum (\bar{k}_c) foi obtida pela expansão da solução de máxima verossimilhança (Bliss & Fisher 1953). Também obteve-se a variância da estatística \bar{k}_c e foi testada a homogeneidade da série de binomiais negativas quanto a k pelo teste qui-quadrado.

Quando o teste concluía pela rejeição da hipótese de homogeneidade da série, iniciava-se o seguinte processo:

1. Retirada do elemento da série que contribuiu com parcela maior no cálculo da estatística qui-quadrado do teste.
2. Cálculo da nova estimativa \bar{k}_c , sem o referido elemento.
3. Novo teste de homogeneidade da série resultante.

O processo continuava até que a série resultante, submetida ao teste X^2 para homogeneidade, fosse declarada homogênea.

De posse da estimativa de \bar{k}_c novamente se testou o ajuste da distribuição binomial negativa para cada componente da série homogênea, usando-se o teste de Lilliefors, com nível de significância de 5%.

Assim tem-se a estimativa final de \bar{k}_c e sua variância.

Plano de amostragem seqüencial.

O passo seguinte foi o estabelecimento do plano de amostragem seqüencial levando em conta o fato de que o número lesões segue distribuição binomial negativa de mesmo k. Considerando-se R_n o conjunto de todas as amostras de tamanho n, o plano ficou definido pela partição de R_n em três partes mutuamente exclusivas e exaustivas, onde duas partes correspondem às hipóteses H_0 e H_1 alternativas e com a seguinte regra de decisão, para cada inteiro n:

1. Terminar o experimento com aceitação de H_0 .
2. Terminar o experimento com rejeição de H_0 (ou aceitação de H_1).
3. Continuar o experimento adicionando nova observação (obtendo-se assim n + 1 observações).

Considerou-se H_0 : número médio de lesões por folha é m_0 ; e H_1 : o número médio de lesões por folha é m_1 , onde $m_0 > m_1$.

No teste da razão de probabilidade seqüencial para tes-

tar H_0 contra H_1 , dadas duas constantes A e B ($B < A$), cada inteiro n implica o cálculo da razão das probabilidades $\frac{P_{1n}}{P_{2n}}$ (Wald 1947), no presente caso de distribuição binomial negativa tem-se:

$$\frac{P_{1n}}{P_{0n}} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1} \right)^{x_i} \left(\frac{q_0}{q_1} \right)^k \quad (\text{Apêndice 1})$$

decisão:

1. Se $\frac{P_{1n}}{P_{0n}} < B$, o experimento termina com aceitação da hipótese H_0 .
2. Se $\frac{P_{1n}}{P_{0n}} > A$, o experimento termina com rejeição da hipótese H_0 (aceitação de H_1).
3. Se $B < \frac{P_{1n}}{P_{0n}} < A$, o experimento continua com a tomada de nova observação.

Do teste da razão de probabilidade seqüencial aplicada à distribuição binomial negativa deduz-se a_n e r_n , que são número de aceitação de H_0 e número de rejeição de H_0 , sendo n a ordem da amostra; a_n e r_n podem ser escritos como $a_n = h_0 + n.s$ e $h_1 + n.s$, ou seja, (ver apêndice 2)

$$a_n = \frac{\log\left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)} + n.k \frac{\log\left(\frac{q_1}{q_0}\right)}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)}$$

$$r_n = \frac{\log\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)} + n.k \frac{\log\left(\frac{q_1}{q_0}\right)}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)}$$

onde: $\frac{p_i}{q_i} = \frac{m_i}{k+m_i}$

Denominando d_n de número acumulado de lesões encontradas até que a n-ésima unidade amostral seja observada, define-se a regra de decisão:

1. Terminar o experimento com aceitação de H_0 se $d_n \leq a_n$.
2. Terminar o experimento com rejeição de H_0 se $d_n \geq r_n$.
3. Continuar o experimento adicionando nova observação se $a_n < d_n < r_n$.

Metodologia para análise das conseqüências do plano.

Para avaliação das conseqüências da escolha de um plano de amostragem seqüencial constroem-se as curvas: característica operacional (CO) e curva do número médio de amostras (NMA) (Wald 1947).

Construção de curva característica operacional.

Tendo construído o plano com α de probabilidade de

declarar que a taxa de lesão é uma lesão e meia por folha, quando na realidade ocorre uma lesão por folha e com β de probabilidade de cometer o outro erro, de declarar que ocorre uma lesão por folha, quando na realidade ocorre uma lesão e meia, a curva característica fornece as probabilidades $L(m)$ de um experimento terminar por declarar que a taxa é de uma lesão por folha para diferentes valores dessa taxa (m).

Portanto, a curva CO indica a proteção que o plano fornece para falsas conclusões.

$L(m)$ foi aproximada pela expressão abaixo:

$$(1) L(m) \cong \frac{A g(m)_{-1}}{A g(m)_{-B} g(m)}, \quad g(m) \neq 0 \quad (\text{Wald 1947}).$$

O procedimento de cálculo usado foi descrito por Wald (1947), usando a variável $g(m)$ como auxiliar e a expressão:

$$(2) \Sigma \left[\frac{P(X=x/m_1)}{P(X=x/m_0)} \right]^{g(m)} P(X=x/m) = 1$$

Usando-se o fato de que X número de lesões por folha segue distribuição binomial negativa conclui-se que (Apêndice 3).

$$(3) m = k_c \left\{ \frac{\left[1 - \frac{m_0 + k_c}{m_1 + k_c} \right]^{g(m)}}{m_1 (m_0 + k_c) g(m)_{-1}} \right\}, \quad g(m) \neq 0$$

Para cálculo de $L(m)$, a obtenção de $g(m)$ é de tal forma que o valor de m previamente definido satisfaça a fórmula (3). Assim estabelece-se uma correspondência entre $g(m)$ e m.

A pesquisa dos $g(m)$ baseou-se no intervalo desejado para variação de m e incrementos de m. Foram seguidos os seguintes passos:

- a. Atribuir valor arbitrário a g, g_0 de tal forma a obter o limite superior do intervalo desejado para m.
- b. Acrescer incrementos a g_0 , e a cada g assim obtido, calcular o m correspondente através de (3) e anotar g e m.
- c. Parar o processo quando ocorrer o limite inferior do intervalo desejado para m.

Dessa listagem de g e m obteve-se o maior múltiplo (X) da taxa de incremento de g_0 , o limite superior de g e a taxa de incremento $\left(\frac{1}{D}\right)$ tal que seus múltiplos forneçam a variação desejada em m, incluindo nesse conjunto, pelo menos, os valores desejados de m (sendo D múltiplo de 10).

A cada valor de g , partindo-se do menor múltiplo necessário, obtido na pesquisa dos $g(m)$, calcularam-se pela fórmula (3), $L(m)$ e $E_m(n)$ e incrementaram-se múltiplos (de 1 a X) de $1/D$, obtendo-se a cada novo g os correspondentes m, $L(m)$ e $E_m(n)$.

Os valores desejados ou mais próximos de m e, portanto, os seus correspondentes $L(m)$ e $E_m(n)$, foram extraídos manualmente da listagem obtida.

Curva do número médio de amostras (NMA) requeridas pelo plano.

O número de amostras n necessário para o término do experimento, em planos sequenciais, é uma variável aleatória cujo valor esperado $E_m(n)$ depende da média de lesões m . A curva (NMA) mostra a contrapartida do plano, em termos de números de amostras, pela proteção que este dá contra decisões errôneas, ou seja, depende de α e β .

Para o cálculo de $E_m(n)$ foi empregada a aproximação (Wald 1947), usando-se o fato de que X número de lesões por folha tem distribuição binomial negativa.

$$E_m(n) \approx \frac{L(m) \log \frac{\beta}{1-\alpha} + [1-L(m)] \log \left(\frac{1-\beta}{\alpha} \right)}{\left[m - k_c \frac{\log \left(\frac{m_1 + k_c}{m_0 + k_c} \right)}{\log \left(\frac{m_1(m_0 + k_c)}{m_0(m_1 + k_c)} \right)} \right] \log \frac{m_1(m_0 + k_c)}{m_0(m_1 + k_c)}}$$

Os valores de $E_m(n)$ foram obtidos simultaneamente com os $L(m)$ usando-se a aproximação acima (Apêndice 4).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Distribuição do número de lesões.

No ajuste de distribuição binomial negativa não foi observada heterogeneidade em razão de ser a amostra procedente da parte inferior ou superior das plantas.

A Fig. 1 apresenta as estimativas dos k individuais da série homogênea e a indicação da estimativa de k_c em função das médias estimadas.

Obteve-se o $\hat{k}_c = 1,175074$ para amostras de 25 folhas (independente da procedência) por cova, com variância de 0,03719.

Todo o procedimento foi repetido para amostras de 50 folhas por cova, sendo 25 folhas da parte inferior e 25 da parte superior da mesma cova. Obteve-se o $\hat{k}_c = 1,006472$ com variância de 0,015681.

Plano de amostragem sequencial.

Considerando-se como unidade amostral 25 folhas de uma cova (quer fosse da parte superior

quer da inferior), obteve-se $H_0: m_0 = 25,0; H_1: m_1 = 37,5$, com base no fato de que o dano causado por uma lesão por folha implicaria aceitar que o bicho-mineiro está sob controle, não havendo necessidade de tratamento com inseticida e uma e meia lesão por folha implicaria a necessidade de tratamento com inseticida.

O nível de significância do teste foi considerado de 10% e o poder do teste de 90%, e k_c estimado em 1,175054 o que implicou:

$$a_n = 30,4253 n - 145,7298 \text{ (linha inferior)}$$

$$r_n = 30,4253 n + 145,7298 \text{ (linha superior)}$$

Na Fig. 2 há a descrição gráfica do plano obtido.

Quando a unidade amostral foi considerada com 50 folhas por cova, sendo 25 de parte superior, e 25 da parte inferior obteve-se: $H_0: m_0 = 50; H_1: m_1 = 75$. Para mesmo critério de dano acima, com nível de significância de 10%, poder do teste de 90% e k_c estimado em 1,006472, alcançou-se:

$$a_n = 60,8333 n - 332,9562$$

$$r_n = 60,8333 n + 332,9562.$$

Conseqüência do plano.

Na Fig. 3 está representada a curva CO do plano baseado em unidade amostral de 25 folhas por cova, logo, $\hat{k}_c = 1,175074$, de acordo com $1 - \alpha = 90\%$ e $\beta = 10\%$, que são visualizados para $m = 25$ e $m_1 = 37,5$, respectivamente.

Para o plano baseado em unidade amostral de 25 folhas de parte superior e 25 da inferior ($\hat{k}_c = 1,006472$ de acordo com $\beta = 10\%$ e $1 - \alpha = 90\%$), a Fig. 4 mostra as probabilidades de aceitação de média de uma lesão por folha quando as médias de lesões por folha variam. Visualizam-se $1 - \alpha$ e β , respectivamente, para $m_0 = 50$ e $m_1 = 75$.

No caso do plano para unidade amostral de 25 folhas por cova a expressão de $E_m(n)$ obtida foi:

$$E_m(n) = \frac{145,7298 - 291,4596 L(m)}{m - 30,4253}$$

A Fig. 4 mostra as curvas NMA dos dois planos baseados em 25 folhas por unidade amostral e 50 folhas por unidade amostral.

A curva NMA permite comparar a praticidade de diferentes planos e o efeito de 25 folhas e 50 folhas por cova, como unidade de amostra tal,

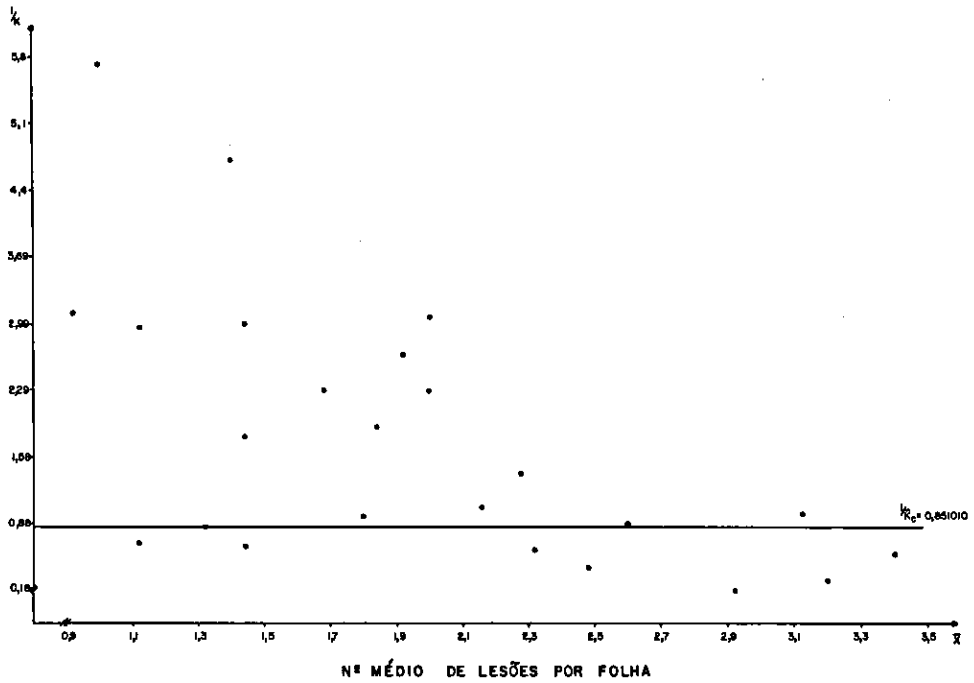


FIG. 1. Inverso das estimativas de K em função do número médio de lesões por folha. Indicação do inverso de K comum.

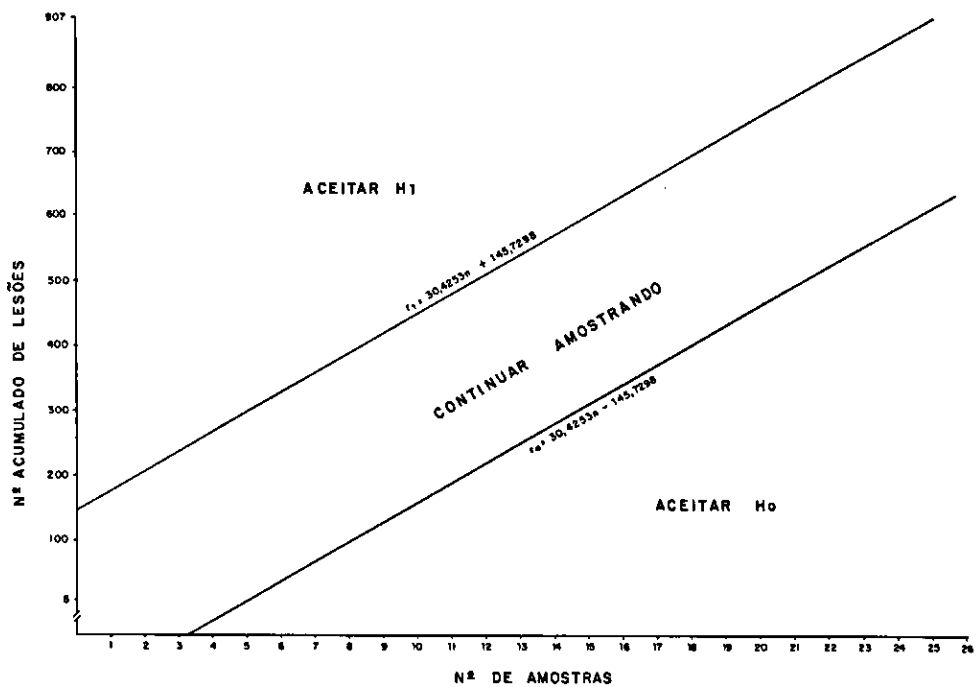


FIG. 2. Linhas de aceitação e rejeição do plano de amostragem seqüencial $\alpha = \beta = 10\%$, $m_0 = 25$ e $m_1 = 37,5$ para número de lesões de bicho-mineiro, em amostras de 25 folhas de café (distribuição binomial negativa $K = 1,175$).

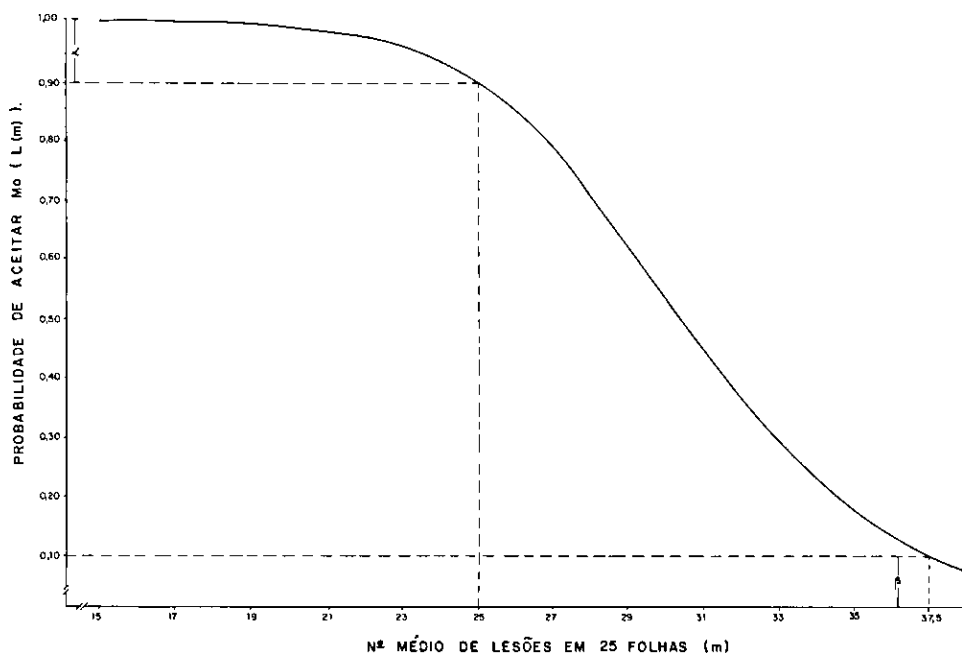


FIG. 3. Curva característica operacional do plano de amostragem seqüencial $\alpha = \beta = 10\%$, $m_0 = 25$ e $m_1 = 37,5$ para contagem de lesões de bicho-mineiro de 25 folhas de café (distribuição binomial negativa $K = 1,175$).

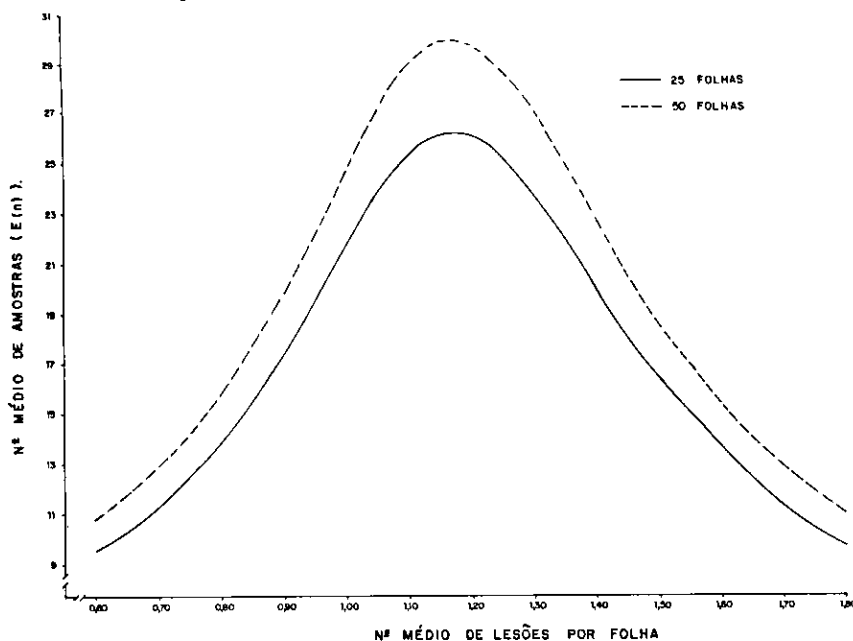


FIG. 4. Número médio de amostras de 25 folhas e de 50 plantas requerido (para aceitação de H_0) em função do número de lesões de bicho-mineiro por folha de café para o plano de amostragem seqüencial $\alpha = \beta = 10\%$, $m_0 = 25$ e o plano $\alpha = \beta = 10\%$, $m_0 = 50$ (distribuição binomial negativa $K = 1,175$ e $K = 1,006$ respectivamente).

como é ilustrado na Fig. 4. Estas curvas correspondem ao teste de uma lesão contra uma lesão e meia por folha e com 10% de chance de se tomar uma decisão errada.

A Fig. 4 mostra a pequena vantagem de 25 folhas sobre 50 folhas por cova como unidade amostral, já que em níveis de infestação intermediária (os picos das curvas) são requeridas em torno de 26 covas contra 30 covas, sendo que, tanto em infestações baixas como em altas, ambos os planos requerem em torno de sete covas para se tomar uma decisão, ou seja, 175 folhas e 350 folhas, respectivamente.

Aplicação do plano.

A aplicação do plano, para amostras de 25 folhas por cova, $\alpha = 10\%$, $1 - \beta = 90\%$, $k = 1,175074$, resume-se na interpretação da Fig. 2.

Neste plano de amostragem seqüencial (Tabela 1), existe um limite inferior e um limite superior para um total acumulado de lesões observadas por cova. Um total acumulado menor que o limite inferior (Li) declara um nível de infestação que não produz dano econômico, declarando dano econômico caso esse total seja maior que o limite superior (Ls).

Passos para uso do plano.

1. Dividir a área a ser amostrada em talhões de, no máximo, dois hectares de área.

2. Percorrer o talhão em padrão cruzado (X), fazendo ziguezagues e, a cada 20 passos, parar numa cova.

3. Nessa cova examinar 25 folhas (ou 50, conforme o plano) ao acaso movimentando-se da parte superior para a inferior e em torno da cova. Contar o número total de lesões nessas folhas.

4. Comparar cada total acumulado com o limite superior e inferior, ao término de cada amostra.

5. Se o número total de lesões chegar a ser menor que o limite inferior (exceto nos zeros), parar de amostrar, tomando a decisão de não aplicar controle.

6. Se o número total de lesões chegar a ser maior que o limite superior, parar de amostrar, tomando a decisão de aplicar controle.

7. No caso de o número total de lesões estar entre o limite inferior e o superior, continuar amostrando até observar 26 covas; parar de amostrar e declarar sem decisão até a próxima amostragem que deverá ser efetuada após 15 dias.

Adequação do plano.

A utilização do plano de amostragem seqüencial está estritamente vinculada com o ciclo vegetativo da planta.

Aparentemente, na fisiologia da planta de cafeeiro, existem fases distintas quanto à área foliar (considerando-se aqui as plantas que recebem tratamentos culturais adequados). Há uma fase em que a área foliar é aumentada, compensando do ponto de vista entomológico as reduções foliares devido

TABELA 1. Plano de amostragem seqüencial para dano de *Perileucoptera coffella* em amostras de 25 folhas por cova ($\alpha = \beta = 10\%$; $m_1 = 37,5$).

nº de covas	Total acumulado de lesões nas folhas				Maior que Ls
	menor que Li	Li	Entre Li e Ls	Ls	
1		0		176	
2		0		206	
3		0		237	
4		0		267	
5		7		297	
6		37		328	
7		68		358	
8		98		389	
9		129		419	
10		159		449	
11		189		480	
12		220		510	
13		250		541	
14		281		571	
15		311		602	
16		342		632	
17		372		662	
18		402		693	
19		433		723	
20		463		754	
21		494		784	
22		524		815	
23		555		845	
24		585		875	
25		615		906	
26		646		936	

NÃO APLIQUE CONTROLE - PARE DE AMOSTRAR

CONTINUE AMOSTRANDO

APLIQUE CONTROLE - PARE DE AMOSTRAR

a ataques de insetos. Esta fase que se denomina período de compensação, vai, aproximadamente, de agosto a janeiro. Do ponto de vista fisiológico, é a fase que vai da época da floração até que os frutos atinjam o estado de chumbinho.

Outra fase que se denomina período crítico é a fase em que a área foliar alcançada no período anterior se estabiliza e deve ser mantida a fim de não causar perdas graves na colheita seguinte e possíveis perdas na presente. Esta fase vai, aproximadamente, de fevereiro a maio e, do ponto de vista fisiológico, corresponde à fase de chumbinho até a maturação fisiológica dos frutos.

Por fim, temos a fase de queda natural das folhas ou queda por derriça no processo de colheita. Durante esta fase, o ataque de insetos nas folhas parece não comprometer a produção da colheita seguinte.

Conseqüentemente, o plano deve ser adequado para o período crítico.

Além disso, diferenças em áreas geográficas, práticas culturais, irrigação, adubação orgânica ou não-orgânica, culturas intercalares e histórico de combate às pragas (bicho-mineiro e ferrugem) tornam necessário alterar as hipóteses referentes aos níveis de dano do plano de amostragem sequencial.

AGRADECIMENTOS

Os autores expressam seu agradecimento ao Sr. João Ismael Mareto, da Área de Entomologia e à Srta. Maria Helena Alves dos Santos, da Área de Biometria, pela colaboração no presente trabalho.

REFERÊNCIAS

- ALLEN, J.; GONZALEZ, D. & GOKHALE, D.V. Sequential sampling plans for the bollworm, *Heliothis zea*. *Environ. Entomol.*, 1:771-80, 1972.
- BLISS, C. L. & FISHER, R. A. Fitting the negative binomial distributions. *Biometrics*, 9:176-20, 1953.
- CAMPOS, H. Estatística não-paramétrica. ESALQ-USP, Piracicaba, 1979. 344p.
- CONNOLA, D.P.; WATERS, W.E. & NASON, E.R. A sequential sampling plan for red-pine sawfly *Neodiprion manulus* Scheld. *J. Econ. Entomol.*, 52:600-2, 1959.

EVANS, D.E. Sequential sampling of adult sugar-cane froghoppers *Aeneolamia varia saccharina* (Dist.). *Trop. Agric. (Trinidad)*, 51(1):57-62, 1974.

HAMMOND, R.B. & PEDIGO, L.P. Sequential sampling plans for the green cloverworm in Iowa soybeans. *J. Econ. Entomol.*, 69:181-5, 1976.

KENNEDY, J.S. The motivation of integrated control. *J. Appl. Ecol.*, 5(2):492-9, 1968.

MORRIS, R.F. A sequential sampling technique for spruce budworm egg surveys. *Ca. J. Zool.*, 32:302-13, 1954.

OAKLAND, G.B. An application of sequential analysis to whitefish sampling. *Biometrics*, 6(1):59-67, 1950.

REEKS, W.A. Sequential sampling of the winter moth *Operophtera brumata* (Linn). *Ca. Entomol.*, 88:241-6, 1956.

SMITH, R.F. & REYNOLDS, H.T. Principles, definitions and scope of integrated pest control. SYM. INTEGRATED PEST CONTROL ROME, Italy, FAO, Proceedings... 1966. v.1, p.11-7.

STARK, R.W. Sequential sampling of the loggipole miner. *For. Chron.*, 28:57-60, 1952.

SYLVESTER, E.S. & COX, E.L. Sequential plans for sampling aphids on sugar beets in Kern County, California. *J. Econ. Entomol.*, 54:1080-5, 1961.

VILLACORTA, A. Influência do tipo de solo na eficiência de inseticidas sistêmicos granulados, no controle do bicho-mineiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE PESQUISAS CAFEEIRAS, 6, Ribeirão Preto, S. Paulo. Resumos... IBC/GERCA, 1978. 60p.

WALD, A. Sequential analysis. J. Wiley & Sons, Inc. N. York, 1947. 211p.

WATERS, W.E. Sequential sampling in forest insect surveys. *For. Sci.*, 1:6879, 1955.

APÊNDICES

Os seguintes símbolos são usados nestes apêndices:

- α : probabilidade de erro tipo I
- β : probabilidade de erro tipo II
- A = $(1-\beta)/\alpha$
- B = $\beta/1-\alpha$
- X: número de lesões
- $P(X=x)$ = probabilidade do número de lesões vir a ser x. No caso como X tem distribuição binomial negativa

$$P(X=x) = \binom{k+x-1}{x} \left(\frac{m}{k+m}\right)^x \left(1 + \frac{m}{k}\right)^{-k}$$

(X_1, \dots, X_n) : amostra de tamanho n

$P_{1n}(X_1, \dots, X_n)$ ou P_{1n} : probabilidade da amostra de tamanho n sob parâmetro m_1

$P_{0n}(X_1, \dots, X_n)$ ou P_{0n} : probabilidade da amostra de tamanho n sob parâmetro m_0 .

k: parâmetro da distribuição binomial negativa.

m: parâmetro da distribuição binomial negativa.

p: parâmetro da binomial negativa equivalente à binomial, $p = \frac{m}{k}$

q: parâmetro da binomial negativa equivalente à binomial, $q = p + 1$

a_n : número de aceitação de H_0 , na n^{a} observação

r_n : número de rejeição de H_0 , na n^{a} observação

n: tamanho da amostra ou número de amostra

g(m): função de m, auxiliar no cálculo de L(m).

L(m): probabilidade de aceitar m_0 quando o parâmetro for m

$E_m(n)$: número médio de amostras necessário para o término do experimento, quando o parâmetro for m.

$$\frac{P_{1n}}{P_{0n}} = \frac{\prod_{i=1}^n \binom{k+x_i-1}{x_i} \left(\frac{m_1}{k+m_1}\right)^{x_i} \left(1 + \frac{m_1}{k}\right)^{-k}}{\prod_{i=1}^n \binom{k+x_i-1}{x_i} \left(\frac{m_0}{k+m_0}\right)^{x_i} \left(1 + \frac{m_0}{k}\right)^{-k}}$$

$$\frac{P_{1n}}{P_{0n}} = \frac{\prod_{i=1}^n \left(\frac{m_1}{k+m_1}\right)^{x_i} \left(1 + \frac{m_1}{k}\right)^{-k}}{\prod_{i=1}^n \left(\frac{m_0}{k+m_0}\right)^{x_i} \left(1 + \frac{m_0}{k}\right)^{-k}}$$

Sejam $\boxed{\frac{m}{k} = p}$ e $p + 1 = q \Rightarrow \boxed{q = 1 + \frac{m}{k}}$

então

$$\frac{P_{1n}}{P_{0n}} = \frac{\prod_{i=1}^n \binom{p_1}{q_1}^{x_i} \cdot q_1^{-k}}{\prod_{i=1}^n \binom{p_0}{q_0}^{x_i} \cdot q_0^{-k}} \text{ para } \frac{p}{q} = \frac{m}{k+m}$$

$$\frac{P_{1n}}{P_{0n}} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}\right)^{x_i} \left(\frac{q_0}{q_1}\right)^k$$

Apêndice 1 - Teste da razão de probabilidade sequencial

$$B < \frac{P_{1n}(x_1, \dots, x_n)}{P_{0n}(x_1, \dots, x_n)} < A$$

$$\frac{\beta}{1-\alpha} < \frac{P_{1n}(x_1, \dots, x_n)}{P_{0n}(x_1, \dots, x_n)} < \frac{1-\beta}{\alpha}$$

Lembra-se que

$$P(X=x) = \binom{k+x-1}{x} \left(\frac{m}{k+m}\right)^x \left(1 + \frac{m}{k}\right)^{-k}$$

e que

$$P_{1n} = \prod_{i=1}^n P(X=x_i/m=m_1) \text{ e } P_{0n} = \prod_{i=1}^n P(X=x_i/m=m_0)$$

portanto,

Apêndice 2 - Número de aceitação H_0 e H_1 .

$$\log \frac{P_{1n}}{P_{0n}} = \sum_{i=1}^n x_i \log \left(\frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}\right) + nk \log \left(\frac{q_0}{q_1}\right)$$

regra

$$\log \frac{P_{1n}}{P_{0n}} > \log A \quad \therefore \text{aceitação } H_1$$

$$\log \frac{P_{1n}}{P_{0n}} < \log B \quad \therefore \text{aceitação } H_0$$

$$\log B < \log \frac{P_{1n}}{P_{0n}} < \log A \text{ continua o experimento}$$

Número de aceitação de H_1

$$\sum_{i=1}^n x_i \log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right) + nk \log\left(\frac{q_0}{q_1}\right) \geq \log A;$$

$$e S = K \cdot (\log \frac{q_1}{q_0}) / (\log \frac{P_1 q_0}{P_0 q_1})$$

visto que $\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1} > 1$

$$\sum_{i=1}^n x_i \geq \frac{\log A}{\log \frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}} - nk \frac{\log \frac{q_0}{q_1}}{\log \frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}};$$

$$\log A = \log\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)$$

$$\sum_{i=1}^n x_i \geq \frac{\log\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)} + nk \frac{\log \frac{q_1}{q_0}}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)}$$

Número de aceitação de H_0

$$\sum_{i=1}^n x_i \log\left(\frac{P_1 q_0}{q_1 P_0}\right) + nk \log\left(\frac{q_0}{q_1}\right) \leq \log B$$

$$\sum_{i=1}^n x_i \leq \frac{\log \frac{\beta}{1-\alpha}}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)} + nk \frac{\log\left(\frac{q_1}{q_0}\right)}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)}$$

Assim, considerando H_0 : número médio de lesões por folha é m_0 e H_1 : número médio de lesões por folha é m_1 , onde $m_0 > m_1$; e considerando a regra de decisão baseada no teste seqüencial de razão de probabilidade, e a variável d_n número de lesões acumuladas em n amostras de folhas.

1. Término do experimento com aceitação de H_0 se $d_n \leq a_n$ onde

$$a_n = \frac{\log \frac{\beta}{1-\alpha}}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)} + nk \frac{\log\left(\frac{q_1}{q_0}\right)}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)}$$

onde $p = \frac{m}{k}$ e $q = 1 + p$

ou

$$a_n = h_0 + n.s \text{ onde } h_0 = (\log \frac{\beta}{1-\alpha}) / \log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)$$

2. Término do experimento com aceitação de H_1 se $d_n > r_n$

$$r_n = \frac{\log\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)} + nk \frac{\log\left(\frac{q_1}{q_0}\right)}{\log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)}$$

$$r_n = h_1 + n.s \text{ onde } h_1 = (\log \frac{1-\beta}{\alpha}) / \log\left(\frac{P_1 q_0}{P_0 q_1}\right)$$

3. Continuação do experimento se o número de lesões observadas for intermediário entre a_n e r_n , ou seja, $a_n < d_n < r_n$

Apêndice 3 - Curva característica operacional

$$\sum_x \left(\frac{P(X=x/m_1)}{P(X=x/m_0)} \right)^g P(X=x/m) = 1$$

$$\sum_x \left[\frac{\binom{k+x-1}{k+m_1} \binom{m_1}{k} x^{(1+\frac{m_1}{k}) \cdot k}}{\binom{k+x-1}{k+m_0} \binom{m_0}{k} x^{(1+\frac{m_0}{k}) \cdot k}} \right]^{g(m)} \binom{k+x-1}{k+m} \binom{m}{k} x^{(1+\frac{m}{k}) \cdot k} \left[\frac{\left(\frac{P_1}{q_1}\right)^x \left(\frac{q_1}{q_0}\right)^k}{\left(\frac{P_0}{q_0}\right)^x} \right]^{g(k,p)} \binom{k+x-1}{k} \left(\frac{p}{q}\right)^x (q)^k = 1$$

$$\sum_x \binom{k+x-1}{x} \left(\frac{p_1^g q_0^g}{p_0^g q_1^g} \cdot p\right)^x \left(\frac{q_1^g}{q_0}\right)^k = 1$$

donde

$$\frac{p_1^g q_0^g p}{q_1^g p_0^g q} + \frac{1}{\frac{q_1}{q_0}} = 1$$

multiplicando por q , tem-se:

$$\frac{p_1^g q_0^g p}{q_1^g p_0^g} + \left(\frac{q_0}{q_1}\right)^g = q$$

mas como $q - p = 1$,

$$\frac{p_1^g q_0^g p}{q_1^g p_0^g} + \frac{q_0^g}{q_1^g} = 1 + p$$

$$p \left(\frac{p_1^g q_0^g}{q_1^g p_0^g} - 1 \right) = 1 - \left(\frac{q_0}{q_1} \right)^g$$

donde

$$p = \frac{1 - \left(\frac{q_0}{q_1} \right)^g}{\frac{p_1^g q_0^g}{q_1^g p_0^g} - 1}; h \neq 0$$

$$L(p) = \frac{A^g - 1}{A^g - B^g}; h \neq 0$$

Apêndice 4 - Valor esperado da amostra.

$$E_m(n) \sim \frac{L(m) \log \frac{\beta}{1 - \alpha} + [1 - L(m)] \log \left(\frac{1 - \beta}{\alpha} \right)}{E_m \left[\log \left(\frac{P(X = x/m_1)}{P(X = x/m_0)} \right) \right]}$$

sendo que $X \sim$ binomial negativa de parâmetro k e sabendo que

$$p = \frac{m}{k}; E_m \left[\log \left(\frac{P(X = x/m_1)}{P(X = x/m_0)} \right) \right] = E_p \left[\log \left(\frac{P(X = x/p_1)}{P(X = x/p_0)} \right) \right]$$

$$\sum_x \log \left[\frac{\binom{k+x-1}{x} \left(\frac{p_1}{q_1} \right)^x q_1^{-k}}{\binom{k+x-1}{x} \left(\frac{p_0}{q_1} \right)^x q_0^{-k}} \right] \left(\frac{p}{q} \right)^x q^{-k}$$

$$= \sum_x \left(x \log \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1} + k \log \frac{q_0}{q_1} \right) \binom{k+x-1}{x} \left(\frac{p}{q} \right)^x q^{-k}$$

$$= k \log \frac{q_0}{q_1} + \left(\log \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1} \right) p \cdot k =$$

$$= \left(pk - k \frac{\log \frac{q_1}{q_0}}{\log \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \right) \left(\log \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1} \right)$$

onde

$$E_p(n) \sim \frac{L(p) \log \frac{\beta}{1 - \alpha} + [1 - L(p)] \log \left(\frac{1 - \beta}{\alpha} \right)}{\left(pk - k \frac{\log \frac{q_1}{q_0}}{\log \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \right) \left(\log \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1} \right)}$$

ou

$$E_p(n) \sim \frac{h_1 + (h_0 - h_1)L(p)}{pk - S} \quad \text{onde } h_0, h_1, S \text{ estão no Apêndice 2.}$$