**A AMOSTRAGEM SEQUENCIAL BASEADA NO TESTE
SEQUENCIAL DA RAZÃO DE PROBABILIDADES E SEU USO NO
CONTROLE DAS LAGARTAS DA SOJA NO ESTADO
DO RIO GRANDE DO SUL**

VALDUINO ESTEFANEL

Prof. Assist. do Depto. de Fitotecnia
Universidade Federal de Santa Maria

Orientador: Prof. Dr. Décio Barbin

Dissertação apresentada à Escola Superior de
Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universi-
dade de São Paulo, para obtenção do título
de Mestre em Experimentação e Estatística.

P I R A C I C A B A

Estado de São Paulo - Brasil

Novembro, 1977

Ao meu pai (memória)

À minha mãe

À minha esposa

Ao meu filho

D E D I C O

AGRADECIMENTOS

Expressamos nossos sinceros agradecimentos:

Ao Dr. Décio Barbin, Professor Assistente Doutor do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", pela orientação segura, o qual, mais do que orientador, foi amigo.

À Universidade Federal de Santa Maria, pela oportunidade oferecida para a realização do curso.

Ao colega Dr. Dionísio Link, Professor Adjunto do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria, pela sugestão do tema.

Ao Prof. Dr. Frederico Pimentel Gomes, Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Experimentação e Estatística, pelas valiosas sugestões apresentadas.

Aos demais professores e funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" pela dedicação, sabedoria e espírito de colaboração.

À Eng.^a-Agr.^a Ione A. Bernardes Pignataro, Professora Adjunto do Departamento de Fitotecnia da Universidade Federal de Santa Maria, que galhardamente acumulou minhas funções docentes, possibilitando a realização do curso.

À CAPES e CNPq, que, através do Plano Institucional de Capacitação de Docentes da Universidade Federal de Santa Maria (PICD-UFSM),

administrado pelo Prof. Adjunto Dr. Zósymo Lopes dos Santos, com
cedeu bolsa de estudos.

Ao Centro de Processamento de Dados do Departamento de Matemática e
Estatística da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"
e ao Centro de Processamento de Dados da Universidade Federal de
Santa Maria, onde foi feito o processamento dos dados deste tra-
balho.

ÍNDICE

	Pag.
1. RESUMO	1
2. INTRODUÇÃO	4
3. REVISÃO DA LITERATURA	8
3.1 - Teste Seqüencial da Razão de Probabilidades	8
3.2 - Distribuição Espacial dos Insetos	12
3.3 - Escolha da Unidade Amostral e Número de Unidades Ne- cessárias para Estabelecer a Distribuição Espacial dos Insetos	13
3.4 - Danos Causados pelas Lagartas da Soja	15
3.5 - Estimativa do Parâmetro k da Distribuição Binomial Ne- gativa	16
4. FUNDAMENTOS TEÓRICOS	20
4.1 - Teste Seqüencial da Razão de Probabilidades	20
4.2 - Escolha das Constantes A e B	22
4.3 - Função Operatória Característica	25
4.3.1 - Generalidades	25
4.3.2 - Dedução da fórmula geral	28
4.4 - Função do Tamanho Médio das Amostras	31
4.4.1 - Generalidades	31
4.4.2 - Dedução da fórmula geral	32
4.5 - Elaboração de um Plano de Amostragem Seqüencial	35 *
4.6 - Riscos Tolerados de Tomar Decisões Erradas	36 *
4.7 - Plano de Amostragem Seqüencial para Testar a Média de Uma Distribuição Binomial	39
4.7.1 - Apresentação do problema	39
4.7.2 - Desenvolvimento das fórmulas	40
4.7.3 - Obtenção da curva característica de operação	46
4.7.4 - Obtenção da curva do tamanho médio das amos- tras	47

4.8 - Plano de Amostragem Seqüencial para Testar a Média de uma Distribuição Normal	48
4.8.1 - Apresentação do problema	48
4.8.2 - Desenvolvimento das fórmulas	49
4.8.3 - Obtenção da curva característica de operação	53
4.8.4 - Obtenção da curva do tamanho médio das amostras	55
4.9 - Plano de Amostragem Seqüencial para Testar a Média de uma Distribuição de Poisson	56
4.9.1 - Apresentação do problema	56
4.9.2 - Desenvolvimento das fórmulas	57
4.9.3 - Obtenção da curva característica de operação	62
4.9.4 - Obtenção da curva do tamanho médio das amostras	63
4.10 - Plano de Amostragem Seqüencial para Testar a Média de uma Distribuição Binomial Negativa	65
4.10.1 - Apresentação do problema	65
4.10.2 - Desenvolvimento das fórmulas	66
4.10.3 - Obtenção da curva característica de operação	71
4.10.4 - Obtenção da curva do tamanho médio das amostras	73
4.11 - Arredondamento de α_m e r_m e truncamento do teste ...	75
5. MATERIAL E MÉTODOS	77
6. RESULTADOS OBTIDOS E DISCUSSÃO	82
6.1 - Distribuição Espacial das Lagartas da Soja	82
6.2 - Plano de Amostragem Seqüencial para Classificar a Infestação de Lagartas em Lavouras de Soja em Baixa, Moderada ou Alta	91
6.3 - Curva Característica de Operação e Curva do Tamanho Médio das Amostras	97

6.4 - Complementações	103
7. CONCLUSÕES	108
8. SUMMARY	110
9. LITERATURA CITADA	113

1. RESUMO

É feita uma revisão bibliográfica sobre o uso da amostragem seqüencial em problemas de controle de pragas e descrita a metodologia para a execução de planos de amostragem seqüencial. As fórmulas, baseadas no processo aproximado de WALD, para calcular os parâmetros das linhas de decisão e os pontos para traçar as curvas da função operatória característica e do tamanho médio das amostras para as distribuições binomial, normal, Poisson e binomial negativa são apresentadas. É discutido também um método prático de truncamento do teste.

Foi desenvolvido um plano de amostragem seqüencial para classificar a infestação de lavouras de soja pelas lagartas *Anticarsia gemmatilis* e *Plusia spp* em baixa, moderada ou alta.

Para conhecer a distribuição espacial da praga obtiveram-se dados de contagem de lagartas em 3 municípios do Estado do Rio Grande do Sul. Em cada local foram examinadas 50 unidades a-

mostrais escolhidas ao acaso, caminhando-se em "zig-zag" numa área de aproximadamente um hectare. Cada unidade amostral constou de 3 seções contíguas de 0,50 m de linha, obtendo-se então unidades de 0,50 m, 1,00 m e 1,50 m de linha, sendo as linhas espaçadas de 0,60 m.

Verificou-se que os dados obtidos se ajustavam à distribuição binomial negativa e que o método da máxima verossimilhança para estimar o parâmetro k apresenta algumas vantagens sobre o método dos momentos. Constatou-se também que 50 unidades amostrais em cada lavoura é um número insuficiente e que em próximos levantamentos deverão ser usadas no mínimo 100 unidades.

Concluiu-se que a unidade amostral de 1,00 m apresenta maiores vantagens e foi usada para desenvolver o plano de amostragem seqüencial.

Para classificar a infestação de uma lavoura em baixa ou moderada, o plano foi delineado para testar as hipóteses $M = 15$ versus $M = 25$ lagartas por metro de linha. Para classificar a infestação de uma lavoura em moderada ou alta, o plano foi delineado para testar as hipóteses $M = 45$ versus $M = 60$ lagartas por metro de linha.

É apresentada uma tabela que permite classificar a infestação das lavouras nas 3 categorias acima, com base no número acumulado de lagartas colhidas. A curva característica de operação e a curva do tamanho médio das amostras também constam do trabalho.

Se a infestação da lavoura for considerada baixa não é preconizado o uso de inseticidas. Se a infestação for alta são aconselhadas medidas de controle químico. Se a infestação da lavoura for moderada o uso de inseticidas dependerá do estágio da cultura e do grau de desfolhamento.

2. INTRODUÇÃO

A amostragem seqüencial caracteriza-se por envolver amostras de tamanho variável, em contraposição com a amostragem convencional que tem um número fixo de itens. Outra diferença é que enquanto a amostragem convencional procura estimar os parâmetros populacionais para depois, eventualmente, testar uma hipótese a respeito dos mesmos, na amostragem seqüencial é testada uma hipótese a respeito desses parâmetros sem a preocupação em estimá-los.

Assim, por exemplo, pode-se verificar a hipótese de que o parâmetro θ de uma população é maior que o valor θ' sem procurar estimar θ . Por isso a amostragem seqüencial é também conhecida como teste seqüencial ou análise seqüencial.

Na amostragem seqüencial as unidades amostrais são examinadas em seqüência até que os resultados acumulados tornem uma ou mais classes distintas de limites previamente determinados. Assim, com base na primeira observação pode-se chegar a uma das três

seguintes decisões: (1) aceitar a hipótese H formulada, (2) rejeitar a hipótese H e (3) continuar a amostragem. Se for tomada a decisão (3) outra unidade amostral é examinada, e, com base nos resultados acumulados dos dois ítems da amostra, as três possíveis decisões são examinadas novamente. O processo é continuado até que a decisão (1) ou a decisão (2) seja tomada.

A grande vantagem da amostragem seqüencial consiste na considerável poupança de tempo que ela proporciona por evitar a excessiva amostragem quando o parâmetro populacional θ é bastante maior ou bastante menor que o valor θ' determinado para comparação. WALD (1947) afirma que em certos casos a amostragem seqüencial requer, em média, amostras com $1/3$ do tamanho que seria usado com a amostragem de tamanho fixo.

Quando o parâmetro populacional θ não é muito diferente do valor θ' o procedimento seqüencial conduz a amostras maiores que a amostragem convencional, constituindo uma desvantagem da amostragem seqüencial.

Outrossim a amostragem seqüencial não pode ser aplicada em todos os casos. Se houver interesse em estimar os parâmetros populacionais este método não pode ser usado. Além disso, a amostragem seqüencial exige para que possa ser vantajosamente aplicada, que a população não esteja dispersa e que as unidades amostrais colhidas possam ser prontamente avaliadas (OAKLAND, 1950).

No campo agrônômico a amostragem seqüencial tem sido

muito aplicada para avaliar a infestação de insetos nas culturas e decidir sobre a aplicação ou não de inseticidas. Nesse caso a população está reunida na área delimitada pela cultura e a avaliação das unidades amostrais, ou seja, a contagem do número de insetos ou a verificação da existência ou não de danos, é feita imediatamente, sem necessitar de análises de laboratório ou outro processo moroso. Por outro lado, não se está interessado em conhecer o parâmetro da infestação, mas, somente se a infestação atinge determinado nível a partir do qual a aplicação do inseticida deve ser executada. As condições permitem, portanto, o uso da amostragem seqüencial.

O uso desnecessário de inseticidas onera o custo da produção, constituindo-se num desperdício de mão-de-obra e de material. Acrescente-se ainda que o princípio ativo é produto de importação e se constitui num fator de evasão de divisas. Os danos ecológicos não devem ser esquecidos: intoxicação de operários e animais, desequilíbrio biológico e poluição ambiental são efeitos que poderiam ser minimizados se houvesse mais racionalidade na aplicação de defensivos agrícolas, sendo os mesmos usados somente quando realmente necessários.

A cultura da soja (*Glycine Max* (L) Merrill) vem tendo a cada ano maior importância econômica, principalmente nos Estados sulinos. Hoje a soja se constitui num dos produtos de maior destaque na pauta de exportações, propiciando divisas e com isso ajudando a equilibrar a balança de pagamentos do país.

As lagartas da soja, *Anticarsia gemmatilis* (Hübner) e *Plusia spp* são pragas que todos os anos causam danos em maior ou menor intensidade à cultura. Por outro lado, o uso de inseticidas para seu controle é feito quase sempre de maneira desordenada e muitas vezes sem necessidade. Mesmo para o técnico não é fácil decidir quando é necessário e quando não é necessário adotar medidas de controle químico na lavoura.

Um plano de amostragem seqüencial é um instrumento de fácil uso para técnicos e mesmo para agricultores mais esclarecidos, que facilita a tomada de decisões quanto a executar a aplicação de defensivos ou não fazê-lo.

Neste trabalho será elaborado um plano de amostragem seqüencial para classificar a infestação de lagartas da soja em alta, média ou baixa, visando auxiliar na tomada de decisão quanto à necessidade ou não do uso de inseticidas.

3. REVISÃO DE LITERATURA

3.1 - Teste Seqüencial da Razão de Probabilidades

A primeira idéia da amostragem seqüencial foi lançada por DODGE e ROMIG (1929) ao sugerirem a amostragem em duas etapas sucessivas. Depois deles outros autores aperfeiçoaram a idéia, mas o procedimento ainda carecia de bases teóricas.

WALD (1945 e 1947) trabalhando para a Marinha dos Estados Unidos, iniciou a pesquisar o problema em 1940, visando o controle de qualidade do material bélico. Em 1943 WALD apresentou seu primeiro relatório que foi taxado de "secreto" pelas Forças Armadas Americanas, temerosas de que o inimigo se utilizasse dessa técnica. Em 1945, terminada a guerra, o relatório foi liberado. A partir de então, muitas indústrias passaram a usar o procedimento desenvolvido por Wald, baseado no teste seqüencial da razão de probabilidades, para controlar a qualidade de seus produtos.

Wald apresenta fórmulas aproximadas, mas que para fins práticos são perfeitamente satisfatórias, que permitem calcular as linhas de decisão, a função operatória característica, a função do tamanho médio das amostras e dá regras práticas para efetuar o truncamento do teste.

O mesmo autor deduziu as fórmulas para calcular exatamente a função operatória característica e o tamanho médio das amostras para o caso em que

$$Z_i = L \frac{f(y; \theta_1)}{f(y; \theta_0)}$$

assume somente um número finito de inteiros, múltiplos de uma constante d . É um resultado bastante geral porque qualquer z contínuo pode ser aproximado a uma distribuição discreta tão próximo quanto se deseje.

PAGE (1954) sugeriu uma modificação para as fórmulas de Wald com o fim de melhorar a aproximação da função operatória característica e da função do tamanho médio das amostras. KEMP (1958) usando a mesma metodologia de Page apresentou modificações ainda mais vantajosas.

TALLIS e VAGHOLKAR (1965) obtiveram aproximações para a função operatória característica e para o tamanho médio das amostras por outro método e chegando à mesma precisão de Page e Kemp.

ANDERSON (1960) apresentou método para calcular a função característica e a função do tamanho médio da amostra para o tes

te seqüencial truncado. Anderson se fundamente num processo de Wiener para aproximar a soma de variáveis normal e independentemente distribuídas e substitui as linhas de decisão paralelas de Wald por linhas não paralelas que são funções do tamanho da amostra. O método é facilmente aplicável para distribuições exponenciais.

MADSEN (1974), estudando o mesmo problema, apresentou método mais aproximado que o de Anderson, extensivo a outras distribuições, tratando o teste seqüencial da razão de probabilidades como uma cadeia de Markov.

BARTENSCHLAGER(1970) mostrou um método de calcular as constantes A e B do teste seqüencial da razão de probabilidades, baseado em tentativas e válido para certos tipos de variáveis discretas.

MANLY (1969) deduz aproximações para o cálculo da função operatória característica e para o tamanho médio das amostras. Estas aproximações são exatas quando o tamanho médio das amostras tende para 1, mas resultados numéricos indicam razoável precisão mesmo quando o tamanho médio das amostras não é pequeno.

As fórmulas de Wald são simples, e aplicáveis a todas as distribuições teóricas mais utilizadas em trabalhos de controle de insetos. Talvez por isso, e por não ser a amostragem de insetos muito dispendiosa em relação a outros tipos de amostragem onde há destruição da unidade amostral, continuam sendo as mais usadas.

Foi OAKLAND (1950) quem pela primeira vez utilizou a amostragem seqüencial em problema biológico ao desenvolver um plano de amostragem para estimar o número de cistos existentes no peixe branco (*Coregonus clupeaformis*) a ser exportado para o Canadá.

O primeiro plano de amostragem seqüencial para controle de insetos foi desenvolvido por STARK (1952) para a broca do broto do pinheiro (*Evagoria starki*), baseado na distribuição normal. MORRIS (1954) desenvolveu plano de amostragem para a lagarta do broto do pinheiro (*Choristoneutra fumiferana* (Clem.)), baseado na distribuição binomial negativa. Utilizando a distribuição binomial, IVES e PRENTICE (1958) desenvolveram plano de controle do serrador do lariço (*Pristiphora erichsonii*). WATERS (1955) forneceu algumas referências básicas para a amostragem seqüencial e apresentou fórmulas para o desenvolvimento de planos seqüenciais para as distribuições normal, binomial, Poisson e binomial negativa.

MORRIS (1960) comentou que planos de amostragem seqüencial tinham sido desenvolvidos para a maioria dos insetos desfolhadores de plantas florestais da América do Norte e se declarava surpreso que a técnica não tivesse sido rapidamente adotada em outras áreas da Entomologia e em outros países. De 1960 para cá o uso da amostragem seqüencial foi introduzido em diversos países e para muitas culturas anuais.

WADDILL *et alii* (1974) elaboraram planos seqüenciais para controle dos percevejos *Nabis spp* e *Geocoris spp* na cultura da

soja.

3.2 - Distribuição Espacial dos Insetos

Para delinear um plano de amostragem seqüencial pelo método do teste da razão de probabilidades deve-se inicialmente conhecer a distribuição espacial da população.

EVANS (1953) estudou a aderência de contagens de plantas em diversas pradarias da Europa e Estados Unidos e de diversas espécies de insetos às distribuições Polya-Aeppli, Neyman tipo A e binomial negativa. Concluiu que contagens de insetos existentes numa determinada parcela se ajustam melhor à distribuição binomial negativa, enquanto contagens de plantas seguem mais a distribuição Neyman tipo A.

HARTENSTEIN (1961) estudou a determinação de 31 amostras de micro-artrópodos de solos florestais incluindo diversas espécies. Das 31 amostras somente 1 se ajustou à distribuição de Poisson e 28 amostras se ajustaram à distribuição binomial negativa. Entre 25 amostras, 13 se ajustaram à distribuição de Neyman, mas somente numa amostra a distribuição de Neyman foi melhor que a binomial negativa.

SHEPARD e CARNER (1976) estudaram durante 3 anos a distribuição espacial de diversos insetos que atacam a soja, entre eles a *Anticarsia gemmatilis* (Hübner) e diversas espécies de *Plusia*, usando 1,20 m de linha como unidade amostral. Fizeram testes de ade

rência com as seguintes distribuições: Poisson, dupla Poisson de Thomas, Poisson com zeros, Poisson binomial, Neyman tipo A e binomial negativa. Concluíram que a distribuição dos insetos estudados concorda mais com a distribuição de Poisson do que com as outras.

A distribuição espacial dos insetos depende da unidade amostral, do comportamento da espécie e do tipo de avaliação que é feita. Planos de amostragem seqüencial para controle de insetos foram desenvolvidos para as distribuições binomial, normal, Poisson e binomial negativa. Das quatro distribuições teóricas acima, a normal foi a menos utilizada.

3.3 - Escolha da Unidade Amostral e Número de Unidades Necessárias para Estabelecer a Distribuição Espacial dos Insetos

É fato conhecido que num experimento obtém-se maior precisão tanto aumentando o número de repetições como aumentando o tamanho da parcela. Entretanto, conservando constante a área do experimento, é mais vantajoso usar maior número de repetições com parcelas menores do que usar poucas repetições com parcelas maiores (CALZADA BENZA, 1954). PIMENTEL GOMES *et alii* (1963) ao estudarem o melhor tipo de unidade amostral para proceder a determinações tecnológicas em cana-de-açúcar concluíram que é mais vantajoso retirar uma cana por touceira, usando maior número de touceiras do que usar menor número de touceiras e retirar maior número de canas de cada uma. Isso parece indicar que é mais vantajoso examinar maior número

de unidades amostrais menores do que poucas unidades de tamanho mais avantajado.

SHEPARD *et alii* (1974) concluíram que o melhor método para estimar a população de larvas de lepidópteros em soja é colocar uma lona no chão e, curvando as plantas de 1,20 m de linha sobre a lona, golpeá-las com violência, TURNIPSEED (1976) chegou à mesma conclusão quanto ao método, porém concluiu ser vantajoso usar as plantas de duas linhas adjacentes, colhendo insetos de 1,20 m de cada linha. HILLHOUSE e PITRE (1974) usaram unidades amostrais constituídas de 6,00 m de linha, concordando os resultados com os anteriores quanto ao método.

TURNIPSEED (1975) aconselha, para as condições do sul do Brasil, colher unidades amostrais constituídas por 1,00 m de linha.

Quanto ao tamanho da amostra, ANSCOMBE (1949) sugere que deve ter pelo menos 10 unidades para verificar o ajustamento à distribuição binomial negativa. Mas, no mesmo artigo, o autor chegou à conclusão que esse tamanho era insuficiente.

HARTENSTEIN (1961) usou amostras de 200 unidades amostrais ao estudar a distribuição espacial de micro-artrópodos em solos florestais.

SHEPARD e CARNER (1976) não especificaram claramente o tamanho da amostra utilizada ao estudarem a distribuição de insetos na cultura da soja, mas deduz-se que foram 60 unidades amos-

trais em 1972 e 30 unidades em 1973 e 1974.

3.4 - Danos Causados pelas Lagartas da Soja

BOLDT *et alii* (1975) constataram que a *Anticarsia gemmatalis* (Hübner) devora 86 cm^2 de folhas para completar o ciclo, enquanto a *Pseudoplusia includens* (Walker) necessita de 114 cm^2 e a *Trichoplusia ni* (Hübner) 119 cm^2 .

Diversos artigos foram publicados visando medir o efeito de diversos graus de desfolhamento manual no rendimento. TURNIPSEED (1972) observou que um desfolhamento de 17% não causou dano significativo em nenhum estágio de desenvolvimento e 33% não causou dano no estágio da floração.

TODD e MORGAN (1972) estudaram o efeito de 33%, 66% e 100% de desfolhamento em diversos estágios da cultura desde a 6.^a folha até 8 semanas após as primeiras flores. Constataram que em todos os graus de desfolhamento os prejuízos foram maiores à medida que o desfolhamento era executado mais tardiamente.

THOMAS *et alii* (1974) concluíram que no fim da floração, quando recém uma vagem dos últimos 4 nós é visível, é necessário um desfolhamento de 30% para que haja uma queda significativa no rendimento. Constataram também que o período mais crítico é quando os grãos dos 4 últimos nós apicais começam a se desenvolver. Nessa ocasião basta um desfolhamento de 6% para causar queda significativa no rendimento. Os mesmos autores concluem que para haver dano que

justifique a aplicação de inseticidas a lavoura deve ter 53 lagartas por pé (0,30 m) de linha no primeiro caso e 7 lagartas no segundo.

Na República Argentina, ROSAS (1967) não verificou queda do rendimento com desfolhamento de 0 a 50% praticado aos 15, 30, 45 e 70 dias após a germinação.

Para as condições do Sul do Brasil, TURNIPSEED (1975) aconselha o uso de inseticida se houver mais de 20 lagartas por metro de linha, associadas a um desfolhamento de 30% no estágio da floração ou de 15% no estágio de desenvolvimento das vagens. Para estimar o número de lagartas, sugere colher 4 amostras de 1 m de linha, operação a ser realizada em mais de um local se a lavoura for grande.

3.5 - Estimativa do Parâmetro k da Distribuição Binomial Negativa

ANSCOMBE (1949) apresenta 3 métodos para estimar o parâmetro k da distribuição binomial negativa e discute as situações onde cada um pode ser aplicado.

O primeiro método, chamado dos momentos porque se baseia no 1º e no 2º momento, respectivamente, a média e a variância, é dado por

$$\hat{k} = \frac{\bar{y}^2}{s^2 - \bar{y}} \quad (3.5.a)$$

onde $\bar{y}$ é a estimativa da média e s^2 é estimativa da variância do número de insetos por unidade amostral. Este método é eficiente quando k é maior que 1 e a média é relativamente elevada.

PIEDRABUENA (1975), ao tratar da distribuição binomial negativa como integrante da "estrutura binomial", apresenta uma fórmula para estimar k que corresponde ao primeiro processo descrito por Anscombe.

Os métodos apresentados por Anscombe são fáceis de calcular, mas não são gerais. Existem casos onde nenhum deles é eficiente.

BLISS e FISHER (1953) apresentam a estimativa de k pelo método da máxima verossimilhança. O $\hat{k}$ estimado por este processo deve tornar nula a equação

$$z = \sum_{i=1}^Y \left(\frac{A_{y_i}}{\hat{k} + y_i} \right) - n L \left(1 + \frac{\bar{y}}{\hat{k}} \right) \quad (3.5.b)$$

Antes de aplicar esta fórmula as n unidades amostrais coletadas devem ser arranjadas em Y classes, contendo $y = 0, 1, 2, \dots, Y-1$ insetos. A_{y_i} indica a frequência acumulada de todas as classes contendo mais que y_i insetos e L indica o logaritmo neperiano. A estimativa $\hat{k}$ é obtida por tentativas, procurando um valor que torne $z = 0$.

Este processo, embora se aplique em todas as situações, é bastante trabalhoso para quem não dispõe de computador ele-

trônico. DAVIS (1971) apresenta um programa para estimar $\hat{k}$ por esse processo com computador.

Quando são feitas observações em diversos locais não é aconselhável tomar a média das estimativas $\hat{k}$ de cada local para obter a estimativa $\hat{k}$ comum a todos os locais.

ANSCOMBE (1949) descreve 3 métodos de estimar o k comum, correspondentes a cada método por ele apresentado para estimar o k simples, e que tem as mesmas limitações.

BLISS e FISHER (1953) apresentam a estimativa do k comum pelo método da máxima verossimilhança com as vantagens e desvantagens citadas acima com respeito à estimativa do k simples. O $\hat{k}$ comum deve tornar nula a soma dos z de todos os locais calculados pela expressão (3.5.b). É obtido por tentativas.

BLISS e OWEN (1958) deduzem uma estimativa do k comum a vários grupos de dados baseada na média e na variância, mas em termos de regressão. É uma extensão do 1º método apresentado por Anscombe. Por este método inicialmente calcula-se

$$\hat{k}_p = \frac{\sum_{i=1}^l (\bar{y}_i^2 - s_i^2/n_i)}{\sum_{i=1}^l (s_i^2 - \bar{y}_i)}$$

onde l é o número de locais, n_i o número de unidades amostrais colhidas, $\bar{y}_i$ é a estimativa da média de infestação e s_i^2 é a estimativa da variância, todas do local i .

Embora esta estimativa do k comum tenha sido usada in distintamente, ela só é válida quando os $\hat{k}$ dos diversos locais fo-

rem homogêneos. Quando isso não acontece deve-se calcular a estimativa do k comum pela expressão:

$$\hat{k}_e = \frac{\sum_{i=1}^l (\bar{y}_i^2 - s_i^2/n_i)^2 C_i}{\sum_{i=1}^l (\bar{y}_i^2 - s_i^2/n_i)(s_i^2 - \bar{y}_i) C_i}, \quad (3.5.c)$$

onde

$$C_i = \frac{0,5(n_i - 1) \hat{k}_p^4}{\left[\hat{k}_p (\hat{k}_p + 1) - (2\hat{k}_p - 1)/n_i - 3/n_i^2 \right] \left[\bar{y}_i^2 (\bar{y}_i + \hat{k}_p)^2 \right]}.$$

4. FUNDAMENTOS TEÓRICOS

A teoria apresentada neste trabalho para o teste seqüencial da razão de probabilidades, função característica e função do tamanho médio da amostra é baseada em WALD (1947).

4.1 - Teste Seqüencial da Razão de Probabilidades

Seja y uma variável aleatória e seja $f(y;\theta)$ a distribuição dessa variável. Se y for variável discreta $f(y;\theta)$ indicará a probabilidade dessa variável tomar o valor θ . Se y for variável contínua então $f(y;\theta)$ indicará a função densidade de probabilidades.

Seja H_0 a hipótese que $\theta = \theta_0$ e seja H_1 a hipótese que $\theta = \theta_1$. Então a distribuição de y é dada por $f(y;\theta_0)$ quando H_0 for verdadeira e por $f(y;\theta_1)$ quando H_1 for verdadeira.

A probabilidade de obter uma amostra $y_1, y_2, \dots, y_m$, sendo m um valor inteiro positivo é dada por

$$p_{1m} = f(y_1; \theta_1) \cdot f(y_2; \theta_1) \dots f(y_m; \theta_1)$$

quando H_1 for verdadeira, ou por

$$p_{0m} = f(y_1; \theta_0) \cdot f(y_2; \theta_0) \dots f(y_m; \theta_0)$$

quando H_0 for verdadeira.

A "Razão de Probabilidades", também chamada "Razão de Verossimilhanças" é definida como

$$\frac{p_{1m}}{p_{0m}} = \frac{f(y_1; \theta_1)}{f(y_1; \theta_0)} \cdot \frac{f(y_2; \theta_1)}{f(y_2; \theta_0)} \dots \frac{f(y_m; \theta_1)}{f(y_m; \theta_0)} \quad (4.1.a)$$

que pode ser escrita de forma abreviada da seguinte maneira

$$\frac{p_{1m}}{p_{0m}} = \prod_{i=1}^m \frac{f(y_i; \theta_1)}{f(y_i; \theta_0)}$$

Para facilitar os cálculos é vantajoso usar o logaritmo da razão de probabilidades em lugar da razão propriamente dita. Assim pode-se escrever

$$L \frac{p_{1m}}{p_{0m}} = L \frac{f(y_1; \theta_1)}{f(y_1; \theta_0)} + L \frac{f(y_2; \theta_1)}{f(y_2; \theta_0)} + \dots + L \frac{f(y_m; \theta_1)}{f(y_m; \theta_0)} \quad (4.1.b)$$

onde L indica o logaritmo neperiano.

Pode ser usado o logaritmo em qualquer base, entretanto para a distribuição normal e distribuição de Poisson há vantagens em usar o logaritmo neperiano.

Duas constantes A e B são escolhidas, sendo $A > B$. O "Teste Seqüencial da Razão de Probabilidades" consiste em comparar

a razão de probabilidades com os valores A e B , ou, o que é feito mais comumente, comparar o logaritmo da razão de probabilidades com o logaritmo dos valores A e B .

Esta comparação é feita em cada estágio da amostragem. Se

$$L B < L \frac{p_{1m}}{p_{0m}} < L A \quad (4.1.c)$$

a amostragem é continuada colhendo outra observação adicional e sendo novamente calculada a razão de probabilidades. Se

$$L \frac{p_{1m}}{p_{0m}} \geq L A \quad (4.1.d)$$

a amostragem é terminada com a rejeição da hipótese H_0 ao nível α de significância. Se

$$L B > L \frac{p_{1m}}{p_{0m}} \quad (4.1.e)$$

a amostragem também é terminada com a aceitação da hipótese H_0 com probabilidade β de incorrer em erro.

4.2 - Escolha das Constantes A e B

Os valores A e B dependem das probabilidades de erro α e β , sendo α a probabilidade de rejeitar a hipótese H_0 quando ela for verdadeira e β a probabilidade de aceitar H_0 quando ela for falsa.

Uma amostra $y_1, y_2, \dots, y_n$ será do tipo 0 se

$$B < \frac{p_{1m}}{p_{0m}} < A$$

para $m = 1, 2, \dots, n-1$ e

$$\frac{p_{1n}}{p_{0n}} > A.$$

Uma amostra $y_1, y_2, \dots, y_n$ será do tipo 1 se

$$B < \frac{p_{1m}}{p_{0m}} < A$$

para $m = 1, 2, \dots, n-1$ e

$$\frac{p_{1n}}{p_{0n}} > A.$$

Então, uma amostra do tipo 0 leva a aceitar a hipótese H_0 e uma amostra do tipo 1 leva a rejeitar H_0 .

A probabilidade de obter uma amostra do tipo 1 é pelo menos A vezes maior sob a hipótese H_1 do que sob a hipótese H_0 . Então a medida da probabilidade de todas as amostras possíveis do tipo 1 é também A vezes maior sob H_1 do que sob H_0 . A medida da probabilidade de todas as amostras do tipo 1 é a probabilidade que a amostragem seqüencial termine com a aceitação de H_1 (rejeição de H_0). Mas essa probabilidade é igual a α quando H_0 for verdadeira e $(1-\beta)$ quando H_1 for verdadeira.

Obtem-se então a desigualdade $1-\beta \geq A \alpha$ que pode ser

escrita

$$A \leq \frac{1-\beta}{\alpha} \quad (4.2.a)$$

Logo, $(1-\beta)/\alpha$ é um limite superior para A .

De maneira similar pode-se deduzir um limite inferior para B . A probabilidade de obter uma amostra do tipo 0 sob a hipótese H_1 é no máximo B vezes maior que a probabilidade de obtê-la quando H_0 for verdadeira. Então também a probabilidade de aceitar H_0 é no máximo B vezes maior quando H_1 for verdadeira que quando H_0 for verdadeira. Visto que a probabilidade de aceitar H_0 é igual a $(1-\alpha)$ quando H_0 for verdadeira e β quando H_1 for verdadeira, obtem-se a desigualdade $\beta \leq (1-\alpha) B$ que pode ser escrita

$$B \geq \frac{\beta}{1-\alpha} \quad (4.2.b)$$

Logo, $\beta/(1-\alpha)$ é um limite inferior para B .

WALD (1947) conclui que fazendo

$$A = \frac{1-\beta}{\alpha} \quad (4.2.c)$$

e

$$B = \frac{\beta}{1-\alpha} \quad (4.2.d)$$

o erro tipo I, ou seja, a probabilidade de rejeitar H_0 quando ela for verdadeira, não excederá α e o erro tipo II, ou seja, a probabilidade de aceitar H_0 quando ela for falsa, não excederá β .

A única desvantagem que pode ocorrer ao transformar as desigualdades (4.2.a) e (4.2.b) em igualdades é que o tamanho da amostra pode se tornar maior antes que seja tomada uma decisão. Mas, levando em consideração que nas pesquisas agrícolas a amostragem geralmente não é excessivamente dispendiosa, o procedimento pode ser adotado.

WALD (1947), ANDERSON (1960) e BARTENSCHLAGER (1970) discutem os valores exatos de A e B e as conseqüências que advem ao tomar os valores aproximados.

4.3 - Função Operatória Característica

4.3.1 - Generalidades

Para poder desenvolver um teste seqüencial presume-se que a distribuição da variável y seja conhecida, com exceção de um número finito de parâmetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$. Então a distribuição de y é dada pela função $f(y; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ sendo a forma da função f conhecida mas os verdadeiros valores dos parâmetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ desconhecidos. Como a distribuição de y é determinada pelos parâmetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$, a probabilidade de que a amostragem termine aceitando a hipótese H_0 é determinada por esses parâmetros. Esta função é chamada "Função Operatória Característica" e é representada por $P(\theta)$.

Em outras palavras, o valor da função $P(\theta)$ para cada

grupo de parâmetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ é igual à probabilidade que H_0 seja aceita quando $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ são os parâmetros verdadeiros. Através da função operatória característica pode ser obtida imediatamente a probabilidade de tomar uma decisão correta para qualquer grupo de parâmetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$.

A função operatória característica está estreitamente relacionada com o poder do teste na teoria comum de testes. O poder de um teste, frente a uma determinada hipótese alternativa, é a probabilidade de rejeitar H_0 quando esta é falsa.

Visto que se trabalhará com teste seqüencial com probabilidade igual a 1 de que a amostragem eventualmente termine, a probabilidade de rejeitar H_0 é $[1 - P(\theta)]$.

Se houver somente um parâmetro desconhecido θ , a função $P(\theta)$ pode ser disposta num gráfico, sendo θ colocado no eixo horizontal e $P(\theta)$ no vertical.

A figura 1 mostra uma curva característica de operação típica para uma distribuição binomial.

FIGURA 1 - Curva Característica de Operação típica da distribuição binomial.

Fonte: WALD (1947)

4.3.2 - Dedução da fórmula geral

Tratar-se-á aqui do caso em que há só um parâmetro desconhecido, mas os resultados podem ser estendidos sem dificuldades para qualquer número de parâmetros.

Considere-se a expressão

$$\left[\frac{f(y; \theta_1)}{f(y; \theta_0)} \right]^{W(\theta)}$$

Para cada valor de θ , o valor $W(\theta)$ é determinado de maneira que $W(\theta) \neq 0$ e que a esperança matemática dessa expressão seja igual a 1. Então, pela definição de esperança matemática tem-se

$$\int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{f(y; \theta_1)}{f(y; \theta_0)} \right]^{W(\theta)} f(y; \theta) dy = 1 \quad (4.3.2.a)$$

quando $f(y; \theta)$ for uma função densidade, ou

$$\sum_y \left[\frac{f(y; \theta_1)}{f(y; \theta_0)} \right]^{W(\theta)} f(y; \theta) = 1 \quad (4.3.2.b)$$

quando y for uma variável discreta.

WALD (1947) demonstrou que com algumas leves restrições a respeito da natureza da distribuição da função $f(y; \theta)$, existe somente um valor $W(\theta) \neq 0$ que satisfaz plenamente (4.3.2.a) ou (4.3.2.b).

Então para qualquer valor θ , a função de y dada por

$$f^*(y; \theta) = \left[\frac{f(y; \theta_1)}{f(y; \theta_0)} \right]^{W(\theta)} f(y; \theta)$$

é uma função de distribuição.

Como $W(\theta)$ deve ser diferente de zero, há duas possibilidades: $W(\theta) > 0$ e $W(\theta) < 0$. Considerar-se-á inicialmente o caso em que $W(\theta) > 0$.

Seja H a hipótese que $f(y; \theta)$ é a verdadeira distribuição de y e seja H^* a hipótese que $f^*(y; \theta)$ é a verdadeira distribuição de y . Considere-se o teste seqüencial da razão de probabilidades S^* para testar H contra H^* . Conforme foi exposto na seção 4.1 enquanto

$$B^{W(\theta)} < \prod_{i=1}^m \frac{f^*(y_i; \theta)}{f(y_i; \theta)} < A^{W(\theta)} \quad (4.3.2.c)$$

continua-se colhendo novas unidades amostrais. Quando

$$\prod_{i=1}^m \frac{f^*(y_i; \theta)}{f(y_i; \theta)} \leq B^{W(\theta)} \quad (4.3.2.d)$$

aceita-se a hipótese H , com probabilidade β de cometer erro, suspendendo-se a amostragem. Quando

$$\prod_{i=1}^m \frac{f^*(y_i; \theta)}{f(y_i; \theta)} \geq A^{W(\theta)} \quad (4.3.2.e)$$

termina-se a coleta de observações, rejeitando-se H ao nível α de significância. Visto que

$$\frac{f^*(y; \theta)}{f(y; \theta)} = \left[\frac{f(y; \theta_1)}{f(y; \theta_0)} \right]^{W(\theta)}$$

e considerando que $W(\Theta) > 0$ as desigualdades (4.3.2.c), (4.3.2.d) e (4.3.2.e) são equivalentes, respectivamente a

$$B < \prod_{i=1}^m \frac{f(y_i; \Theta_1)}{f(y_i; \Theta_0)} < A$$

$$\prod_{i=1}^m \frac{f(y_i; \Theta_1)}{f(y_i; \Theta_0)} < B$$

$$\prod_{i=1}^m \frac{f(y_i; \Theta_1)}{f(y_i; \Theta_0)} > A$$

Mas essas desigualdades são idênticas àsquelas definidas no teste seqüencial da razão de probabilidades S para testar H_0 contra H_1 quando as constantes A e B são usadas. Então se o teste S^* leva a aceitar H , o teste S leva a aceitar H_0 , e se S^* conduz a rejeitar H , S também conduz a rejeitar H_0 . Deduz-se então, que a probabilidade de aceitar H_0 quando Θ é verdadeiro, isto é, o valor de $P(\Theta)$, é a mesma que o teste S^* conduza a aceitar H quando $f(y; \Theta)$ é a verdadeira distribuição de y .

Seja α' a probabilidade que S conduza à rejeição de H quando H é verdadeira, e seja β' a probabilidade que S^* conduza à aceitação de H quando H é verdadeira. Aplicando (4.2.c) e (4.2.d) ao teste S^* obtem-se

$$A^{W(\Theta)} = \frac{1 - \beta'}{\alpha'} \quad (4.3.2.f)$$

$$B^{W(\Theta)} = \frac{\beta'}{1 - \alpha'} \quad (4.3.2.g)$$

Substituindo em (4.3.2.g) o valor de β' obtido em (4.3.2.f) obtem-se

$$\alpha' = \frac{1 - B^{W(\theta)}}{A^{W(\theta)} - B^{W(\theta)}}$$

Mas como $\alpha' = [1 - P(\theta)]$, chega-se a

$$P(\theta) = \frac{A^{W(\theta)} - 1}{A^{W(\theta)} - B^{W(\theta)}} \quad (4.3.2.h)$$

De maneira análoga chega-se ao mesmo resultado para o caso $W(\theta) < 0$. Esta fórmula é aproximada uma vez que não foram tomados os valores exatos de $A^{W(\theta)}$ e $B^{W(\theta)}$.

WATERS (1955) apresenta a expressão (4.3.2.h) já adaptada às distribuições binomial, normal, Poisson e binomial negativa, mas em função de outro parâmetro x funcionalmente relacionado com W .

4.4 - Função do Tamanho Médio das Amostras

4.4.1 - Generalidades

O número de observações exigido pela amostragem sequencial não é pré-fixado, mas é uma variável aleatória, porque em cada estágio da amostragem a decisão de suspender o processo depende do resultado acumulado das observações anteriores.

O tamanho das amostras é maior quando θ' está próximo do parâmetro θ , e diminui à medida que θ' se afasta de θ .

Sendo o número de observações necessárias para tomar uma decisão uma variável aleatória, pode-se calcular a esperança matemática $E_{\theta}(n)$. $E_{\theta}(n)$ é o tamanho das amostras necessário, em média, para poder tomar uma decisão executando o teste diversas vezes numa mesma população quando θ é o parâmetro verdadeiro.

Calculando a esperança matemática do tamanho das amostras $E_{\theta}(n)$ para diversos valores de θ , pode-se distribuí-los num gráfico, traçando a "Curva do Tamanho Médio das Amostras".

A figura 2 mostra uma curva típica do tamanho médio das amostras para a distribuição binomial.

4.4.2 - Dedução da fórmula geral

Seja n o número de observações requerido pelo teste e seja $E_{\theta}(n)$ a esperança matemática de n quando θ é o valor verdadeiro do parâmetro. O valor $E_{\theta}(n)$ é uma função de θ .

Seja N um inteiro suficientemente grande para permitir que a probabilidade de que $n \geq N$ seja desprezível. Então pressupõe-se que $n < N$ e pode-se escrever:

$$z = z_1 + z_2 + \dots + z_N = (z_1 + z_2 + \dots + z_n) + (z_{n+1} + z_{n+2} + \dots + z_N) \quad (4.4.2.a)$$

onde

$$z_i = L \frac{f(y_i; \theta_1)}{f(y_i; \theta_2)}$$

FIGURA 2 - Curva do Tamanho Médio das Amostras típica da distribuição binomial.

Fonte: WALD (1947)

Calculando a esperança matemática de ambos os membros de (4.4.2.a) obtem-se

$$N E(z) = E(z_1 + z_2 + \dots + z_n) + E(z_{n+1} + z_{n+2} + \dots + z_N) \quad (4.4.2.b)$$

onde

$$z = L \frac{f(y; \theta_1)}{f(y; \theta_0)}$$

Visto que, para $i > n$, a variável aleatória z_i é distribuída independentemente de n , os valores esperados de $(z_{n+1} + z_{n+2} + \dots + z_N)$ são iguais à esperança de $(N - n)$ vezes a esperança matemática de um simples valor z , isto é,

$$E(z_{n+1} + z_{n+2} + \dots + z_N) = E[(N-n) E(z)] = (N-n) E(z) \quad (4.4.2.c)$$

De (4.4.2.b) e (4.4.2.c) segue que

$$E(z_1 + z_2 + \dots + z_n) - E(n) E(z) = 0$$

donde, se $E(z) \neq 0$,

$$E(n) = \frac{E(z_1 + z_2 + \dots + z_n)}{E(z)} \quad (4.4.2.d)$$

Se θ é o valor verdadeiro do parâmetro, então $E(n) = E_\theta(n)$ pela definição de $E_\theta(n)$. Seja $E_\theta(z)$ o valor esperado $E(z)$ de z quando θ é o verdadeiro valor do parâmetro. Então a variável aleatória $(z_1 + z_2 + z_3 + \dots + z_n)$ pode tomar somente os valores LA e LB com probabilidades $[1 - P(\theta)]$ e $P(\theta)$, respectivamente. Então

$$E(z_1 + z_2 + \dots + z_n) = P(\theta) L B + [1 - P(\theta)] L A \quad (4.4.2.e)$$

A partir de (4.4.2.d) e (4.4.2.e) chega-se à expressão

$$E_{\theta}(n) = \frac{P(\theta) L B + [1 - P(\theta)] L A}{E_{\theta}(z)} \quad (4.4.2.f)$$

que permite calcular o valor da função do tamanho médio das amostras para uma amostragem seqüencial.

Tomando $B = \frac{\beta}{1-\alpha}$, $A = \frac{1-\alpha}{\beta}$ e $P(\theta)$ calculado pela expressão (4.3.2.h) então $E_{\theta}(n)$ será um valor aproximado.

Existem diversas sugestões para melhor aproximação das fórmulas de Wald, aqui apresentadas, para o cálculo da função operatória característica e da função do tamanho médio das amostras, entre as quais, PAGE (1954), KEMP (1958), TALLIS e VAGHOLKAR (1965) e MANLY (1969). Entretanto, as fórmulas de Wald tem precisão suficiente para fins práticos e são as mais usadas.

4.5 - Elaboração de um Plano de Amostragem Seqüencial

Para elaborar um plano de amostragem seqüencial é necessário conhecer a distribuição da variável que está sendo levantada pela amostragem, formular as hipóteses e estabelecer os riscos de tomar decisões erradas.

Em trabalhos de controle de insetos quatro são as distribuições mais comuns: binomial, normal, Poisson e binomial negativa.

Se a unidade amostral for classificada em danificada e não danificada, e considerando-se uma população de elevado número de unidades amostrais, caracteriza-se a distribuição binomial.

Se for contado o número de insetos existentes na unidade amostral e esses insetos estiverem distribuídos ao acaso na lavoura, os dados de contagem se ajustarão à distribuição normal. Se os insetos estiverem distribuídos ao acaso mas tem baixa densidade populacional, sendo algo raros na unidade amostral, os dados de contagem seguirão a distribuição de Poisson. Entretanto, muitos insetos não estão distribuídos ao acaso na lavoura mas estão agrupados. Neste caso os dados de contagem aderirão à distribuição binomial negativa.

A determinação do tipo de distribuição requer um número relativamente grande de dados, embora uma coincidência exata em geral não seja necessária, KNIGHT (1957).

Na prática é mais difícil formular as hipóteses e estabelecer os riscos de tomar decisões erradas. Muitas vezes são necessários dados de pesquisa de campo de vários anos antes que se possa obter um plano de razoável qualidade.

4.6 - Riscos Tolerados de Tomar Decisões Erradas

Qualquer plano de amostragem pode levar a uma decisão errada, uma vez que não inspeciona toda a população. Mas, como a inspeção de toda a população é muitas vezes impossível ou muito

dispendiosa, se é levado a tolerar riscos de tomar decisões erradas.

Ao decidir sobre a aplicação ou não de inseticida numa lavoura, em primeiro lugar deve-se determinar o nível de infestação θ' tal que seja economicamente vantajoso aplicar o defensivo quando o grau de infestação da lavoura θ for maior que θ' , e que não seja vantajoso aplicar o inseticida quando $\theta \leq \theta'$.

O parâmetro θ pode representar a proporção de unidades amostrais danificadas existentes na lavoura, no caso da distribuição binomial, ou, no caso de contagem de insetos, a média populacional de insetos existentes nas unidades amostrais.

O nível de infestação θ' depende do preço do inseticida, do preço do produto colhido e do dano causado pela espécie de inseto em estudo.

Então o problema de aplicar ou não o inseticida na lavoura pode ser formulado como o problema de testar a hipótese que $\theta \leq \theta'$ contra a hipótese alternativa que $\theta > \theta'$.

Se $\theta = \theta'$ o dano causado pela praga é igual ao custo de aplicação do inseticida e é indiferente qual a decisão tomar. Se θ é um pouco superior a θ' o dano causado pela praga é levemente superior ao custo de aplicação do inseticida. Então desaconselhar sua aplicação não é considerado um erro de consequências graves. Da mesma forma, se θ é um pouco inferior a θ' o dano causado pela praga é levemente inferior ao custo de aplicação do defensivo e preconizar sua utilização não constitui erro grave.

Logo, é possível escolher dois valores, θ_0 inferior a θ' e θ_1 superior a θ' , tais que preconizar a aplicação do inseticida seja considerado erro de conseqüências graves se (e somente se) $\theta \leq \theta_0$, e desaconselhar a aplicação seja considerado erro de conseqüências graves se (e somente se) $\theta \geq \theta_1$. Se $\theta_0 < \theta < \theta_1$ nenhuma das decisões possíveis de serem tomadas conduz a erro de conseqüências práticas.

Escolhidos os valores θ_0 e θ_1 a probabilidade de aconselhar a aplicação do inseticida quando não é necessária é pré-fixada pelo valor α e a probabilidade de desaconselhar a aplicação quando necessária é dada pelo valor β também pré-fixado.

Assim os riscos tolerados de tomar decisões erradas são fixados pelos quatro valores: θ_0 , θ_1 , α e β . A escolha dessas quatro constantes não é um problema estatístico. Elas são escolhidas com base em considerações práticas para cada caso particular.

Um plano de amostragem satisfazendo a essas condições é dado pelo "Teste Seqüencial da Razão de Probabilidades" para testar a hipótese $\theta = \theta_0$ contra a hipótese $\theta = \theta_1$.

Embora a terminologia usada neste trabalho esteja orientada para o problema de controle de insetos, a amostragem seqüencial é aplicada também em outras áreas de investigação.

4.7 - Plano de Amostragem Seqüencial para Testar a Média de Uma Distribuição Binomial

4.7.1 - Apresentação do problema

Este problema surge, por exemplo, ao decidir sobre a aplicação ou não de inseticida numa lavoura, sendo as unidades amostrais classificadas em duas categorias: danificadas ou não danificadas. Seja 0 o valor atribuído para unidades não danificadas e seja 1 o valor atribuído a cada unidade danificada. Seja p a proporção (que é desconhecida) de unidades danificadas na lavoura. Então o resultado y da inspeção de uma unidade amostral escolhida ao acaso pode tomar somente os valores 1 e 0 com probabilidades p e $(1-p)$, respectivamente.

Isto caracteriza uma distribuição binomial cuja função de probabilidade é dada por

$$p\left(\sum_{i=1}^m y_i\right) = C_m^{\sum_{i=1}^m y_i} p^{\sum_{i=1}^m y_i} q^{m - \sum_{i=1}^m y_i} \quad \sum_{i=1}^m y_i = 0, 1, 2, \dots, m$$

onde $q = (1-p)$, é a proporção de unidades amostrais danificadas e m é o número de unidades amostrais observadas.

Considerando o que foi visto na seção 4.6 deve-se determinar um valor p' tal que a aplicação do inseticida seja aconselhada se $p > p'$ e não seja aconselhada se $p \leq p'$. Deve-se também determinar dois valores p_0 e p_1 tais que não aconselhar a aplicação

do inseticida seja um erro de conseqüências sérias se (e somente se) $p \geq p_1$ e preconizar o uso do inseticida seja considerado erro grave se (e somente se) $p \leq p_0$.

4.7.2 - Desenvolvimento das fórmulas

O plano é delineado para testar a hipótese $p = p_0$ contra a hipótese $p = p_1$.

Se p indicar a proporção de unidades amostrais danificadas na lavoura, obtida uma amostra de m elementos, a probabilidade de obter outra amostra com o mesmo número de plantas danificadas e na mesma seqüência é dada por

$$p_m = p^{\sum_{i=1}^m y_i} q^{m - \sum_{i=1}^m y_i}$$

onde $\sum_{i=1}^m y_i$ é o número de unidades amostrais danificadas entre as m unidades da amostra.

Sob a hipótese $p = p_1$ esta probabilidade torna-se

$$p_{1m} = p_1^{\sum_{i=1}^m y_i} q_1^{m - \sum_{i=1}^m y_i}$$

e sob a hipótese $p = p_0$

$$p_{0m} = p_0^{\sum_{i=1}^m y_i} q_0^{m - \sum_{i=1}^m y_i}$$

Com base em (4.1.a) e (4.1.b) ao colher a m -ésima unidade amostral a razão de probabilidade será

$$\frac{p_{1m}}{p_{0m}} = \left(\frac{p_1}{p_0}\right)^{\sum_{i=1}^m y_i} \left(\frac{q_1}{q_0}\right)^{m - \sum_{i=1}^m y_i}$$

ou sob a forma logarítmica

$$L \frac{p_{1m}}{p_{0m}} = \sum_{i=1}^m y_i L \frac{p_1}{p_0} + (m - \sum_{i=1}^m y_i) L \frac{q_1}{q_0}$$

Pelas fórmulas (4.1.c), (4.1.d), (4.1.e), (4.2.c) e (4.2.d) verifica-se que a amostragem é continuada enquanto

$$L \frac{\beta}{1-\alpha} < \sum_{i=1}^m y_i L \frac{p_1}{p_0} + (m - \sum_{i=1}^m y_i) L \frac{q_1}{q_0} \geq L \frac{1-\beta}{\alpha}$$

e é terminada toda vez que isso não ocorrer. Quando

$$\sum_{i=1}^m y_i L \frac{p_1}{p_0} + (m - \sum_{i=1}^m y_i) L \frac{q_1}{q_0} \geq L \frac{1-\beta}{\alpha} \quad (4.7.2.a)$$

a amostragem é suspensa rejeitando-se a hipótese $p = p_0$ ao nível α de significância, preconizando então o uso de inseticida. Quando

$$\sum_{i=1}^m y_i L \frac{p_1}{p_0} + (m - \sum_{i=1}^m y_i) L \frac{q_1}{q_0} \leq L \frac{\beta}{1-\alpha} \quad (4.7.2.b)$$

a amostragem é terminada aceitando a hipótese $p = p_0$ com probabilidade β de erro, não aconselhando o uso de defensivos.

Resolvendo (4.7.2.a) e (4.7.2.b) obtem-se respectivamente

$$\sum_{i=1}^m y_i \geq \frac{L \frac{1-\beta}{p_1 q_0}}{p_0 q_1} + m \frac{L \frac{q_0}{q_1}}{p_1 q_0} \quad (4.7.2.c)$$

$$\sum_{i=1}^m y_i \leq \frac{L \frac{\beta}{1-\alpha}}{p_0 q_1} + m \frac{L \frac{q_0}{q_1}}{p_1 q_0} \quad (4.7.2.d)$$

Verifica-se da desigualdade (4.7.2.c) que o menor valor de $\sum_{i=1}^m y_i$, e que será chamado r_m , que permite decidir pela aceitação da hipótese $p = p_1$, e conseqüentemente, seja aconselhado o tratamento da lavoura é

$$r_m = \frac{L \frac{1-\beta}{p_1 q_0}}{p_0 q_1} + m \frac{L \frac{q_0}{q_1}}{p_1 q_0} \quad (4.7.2.e)$$

Da mesma forma, verifica-se da desigualdade (4.7.2.d) que o maior valor de $\sum_{i=1}^m y_i$, e que será chamado de α_m , que permite decidir pela aceitação da hipótese $p = p_0$ e conseqüentemente não aconselhar o uso de defensivos é

$$\alpha_m = \frac{L \frac{\beta}{1-\alpha}}{p_0 q_1} + m \frac{L \frac{q_0}{q_1}}{p_1 q_0} \quad (4.7.2.f)$$

Como α_m e r_m só dependem de p_0 , p_1 , α e β eles podem ser calculados para cada valor de m antes de iniciar a amostragem e podem ser tabulados.

Ao executar a amostragem, para cada tamanho m da amostra o número acumulado de unidades amostrais danificadas, $\sum_{i=1}^m y_i$ é comparado com os respectivos valores α_m e r_m . Se $\sum_{i=1}^m y_i \geq r_m$ a amostragem é terminada rejeitando-se a hipótese $p = p_0$ ao nível α de significância, concluindo-se então pela aplicação do inseticida. Se $\sum_{i=1}^m y_i \leq \alpha_m$ a amostragem é terminada aceitando-se $p = p_0$ com probabilidade β de erro e optando, conseqüentemente, pela não utilização do inseticida. Continua-se a amostragem enquanto $\alpha_m < \sum_{i=1}^m y_i < r_m$.

A amostragem seqüencial pode também ser delineada graficamente. O número m de observações é colocado no eixo das abscissas e o número acumulado de unidades amostrais danificadas $\sum_{i=1}^m y_i$ no eixo das ordenadas. Os pontos $(m; \alpha_m)$ formam uma reta R_0 e os pontos $(m; r_m)$ formam outra reta R_1 . As duas retas são traçadas antes de iniciar a amostragem. Os pontos $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ são representados no gráfico assim que inicie a inspeção da lavoura. Continua-se colhendo unidades amostrais enquanto o ponto $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ estiver situado entre R_0 e R_1 . Se $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ situar-se em R_0 ou abaixo, aceita-se a hipótese $p = p_0$ com probabilidade de erro β e conclui-se que a aplicação do inseticida não é necessária. Se $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ se situar em R_1 ou acima, rejeita-se $p = p_0$ ao nível α de significância e conclui-se que há necessidade de aplicar o defensivo.

R_0 e R_1 são chamadas linhas de decisão e são representadas pelos seguintes modelos matemáticos:

$$R_0 = h_0 + S m$$

$$R_1 = h_1 + S m$$

onde h_0 e h_1 são os coeficientes lineares, S é o coeficiente angular e m o número de unidades amostrais inspecionadas no ponto considerado.

Das igualdades (4.7.2.e) e (4.7.2.f) verifica-se que

$$h_0 = \frac{L \frac{\beta}{1-\alpha}}{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.7.2.g)$$

$$h_1 = \frac{L \frac{1-\beta}{\alpha}}{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.7.2.h)$$

$$S = \frac{L \frac{q_0}{q_1}}{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.7.2.i)$$

A figura 3 mostra o procedimento gráfico para o exemplo anterior.

FIGURA 3- Esquema de amostragem seqüencial para distribuição binomial desenvolvida graficamente.

Entretanto, como as condições de trabalho na lavoura não são muito confortáveis, o processo gráfico não é muito usado. O processo tabular anteriormente descrito é mais adequado.

4.7.3 - Obtenção da curva característica de operação

Na distribuição binomial a variável y só pode tomar os valores 0 e 1 e a distribuição $f(y; \theta)$ é dada como segue: $f(1; \theta) = p$ e $f(0; \theta) = (1-p)$ sendo $(1-p) = q$. A equação (4.3.2.b) pode ser escrita

$$\left(\frac{p_1}{p_0}\right)^{W(\theta)} p + \left(\frac{1-p_1}{1-p_2}\right)^{W(\theta)} (1-p) = 1 \quad (4.7.3.a)$$

Para construir a curva da função característica de operação não é necessário resolver a equação (4.7.3.a). Basta considerar $W = W(\theta)$ um parâmetro e resolvê-la em relação a p . Isolando o valor de p em (4.7.3.a) obtém-se

$$p = \frac{1 - \left(\frac{q_1}{q_0}\right)^W}{\left(\frac{p_1}{p_0}\right)^W - \left(\frac{q_1}{q_0}\right)^W} \quad (4.7.3.b)$$

Considerando $A = \frac{1-\beta}{\alpha}$ e $B = \frac{\beta}{1-\alpha}$ a expressão (4.3.2.h) pode ser escrita

$$P(p) = \frac{\frac{(1-\beta)^W}{\alpha} - 1}{\frac{(1-\beta)^W}{\alpha} - \frac{(\beta)^W}{1-\alpha}} \quad (4.7.3.c)$$

Atribuindo a W valores arbitrários pertencentes ao intervalo $[-\infty, +\infty]$ obtem-se através das equações (4.7.3.b) e (4.7.3.c) respectivamente valores p e $P(\theta)$. A curva característica de operação pode ser traçada calculando um número suficiente de valores p e $P(\theta)$ e dispondo os pontos $[p; P(\theta)]$ num gráfico.

4.7.4 - Obtenção da curva do tamanho médio das amostras

Antes de calcular $E_p(n)$ é necessário calcular $E_p(z)$. Na distribuição binomial y só pode assumir os valores 1 e 0, sendo $f(1; \theta) = p$ e $f(0; \theta) = (1-p)$. Então

$$E_p(z) = p L \frac{f(1; \theta_1)}{f(1; \theta_0)} + (1-p) L \frac{f(0; \theta_1)}{f(0; \theta_0)} = p L \frac{p_1}{p_0} + (1-p) L \frac{q_1}{q_0}$$

Substituindo este valor em (4.4.2.f) obtem-se

$$E_p(n) = \frac{P(p) L B + [1 - P(p)] L A}{p L \frac{p_1}{p_0} + (1-p) L \frac{q_1}{q_0}}$$

ou

$$E_p(n) = \frac{P(p) (LB - LA) + LA}{p L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1} - L \frac{q_0}{q_1}}$$

Dividindo o numerador e o denominador por $L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}$ e confrontando com (4.7.2.g), (4.7.2.h) e (4.7.2.i) obtém-se

$$E_{\Theta}(n) = \frac{P(p) (h_0 - h_1) + h_1}{p - S} \quad (4.7.4.a)$$

onde $P(p)$ é o valor da função operatória característica e é calculado por (4.7.3.c), h_0 , h_1 e S são os coeficientes lineares e a inclinação das linhas de decisão, calculados por (4.7.2.g), (4.7.2.h) e (4.7.2.i) e p é calculado por (4.7.3.b).

Atribuindo-se valores arbitrários a W nas expressões (4.7.3.c) e (4.7.3.b) obtém-se, respectivamente p e $P(p)$. Esses valores são introduzidos em (4.7.4.a) para calcular $E_p(n)$. Colocando num gráfico diversos pontos $[p; E_p(n)]$, obtém-se a curva do tamanho médio das amostras.

4.8 - Plano de Amostragem Sequencial para Testar a Média de Uma Distribuição Normal

4.8.1 - Apresentação do problema

Se o número de insetos y existentes nas unidades amostrais for contado e os insetos estiverem distribuídos ao acaso na lavoura não sendo muito raros em relação à unidade amostral, e se o número de unidades amostrais for suficientemente grande para que possa ser tratado como infinito, então os dados y de contagem provavelmente se ajustarão à distribuição normal.

Pressupõe-se que a variável y tenha distribuição normal com média M (desconhecida) e variância σ^2 (conhecida).

Como foi relatado na seção 4.4 deve-se determinar o valor M' que representa o grau de infestação, ou seja, o número de insetos por unidade amostral, a partir do qual é economicamente aconselhável aplicar o inseticida. Deve-se determinar também os valores M_0 e M_1 tais que não aconselhar o uso do inseticida seja um erro grave se (e somente se) $M \geq M_1$ e aconselhar sua aplicação seja considerado erro grave se (e somente se) $M \leq M_0$.

4.8.2 - Desenvolvimento das fórmulas

Conhecidos M_0 e M_1 , α e β pode-se elaborar um plano de amostragem seqüencial para testar a hipótese $M = M_0$ contra a alternativa $M = M_1$.

A distribuição normal é definida em função de dois parâmetros, a média M e a variância σ^2 , e tem a seguinte função densidade:

$$f(y) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-M)^2}{2\sigma^2}} \quad -\infty < y < \infty$$

Obtida uma amostra de tamanho m ($y_1, y_2, \dots, y_m$) a probabilidade de obter outra igual àquela é dada por:

$$p_m = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y_1-M)^2}{2\sigma^2}} \cdot \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y_2-M)^2}{2\sigma^2}} \dots \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y_m-M)^2}{2\sigma^2}}$$

ou então:

$$p_m = \left(\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right)^m e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^m (y_i - M)^2}$$

Sob a hipótese $M = M_1$ a probabilidade é

$$p_{1m} = \left(\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right)^m e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^m (y_i - M_1)^2}$$

e sob a hipótese $M = M_0$ torna-se

$$p_{0m} = \left(\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right)^m e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^m (y_i - M_0)^2}$$

A razão de probabilidades a ser calculada em cada estágio da amostragem, com base nas fórmulas (4.1.a) e (4.1.b) é:

$$\frac{p_{1m}}{p_{0m}} = \frac{e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^m (y_i - M_1)^2}}{e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^m (y_i - M_0)^2}}$$

ou sob a forma logarítmica:

$$L \frac{p_{1m}}{p_{0m}} = \frac{M_1 - M_0}{\sigma^2} \sum_{i=1}^m y_i + \frac{m}{2\sigma^2} (M_0^2 - M_1^2)$$

A partir das fórmulas (4.1.c), (4.1.d), (4.1.e), (4.2.c) e (4.2.d) verifica-se que a amostragem é continuada até que

$$L \frac{\beta}{1-\alpha} < \frac{M_1 - M_0}{\sigma^2} \sum_{i=1}^m y_i + \frac{m}{2\sigma^2} (M_0^2 - M_1^2) < L \frac{1-\beta}{\alpha}$$

É terminada, rejeitando a hipótese $M = M_0$ ao nível α de significância, e, conseqüentemente, aconselhando o uso de inseticida quando

$$\frac{M_1 - M_0}{\sigma^2} \sum_{i=1}^m y_i + \frac{m}{2\sigma^2} (M_0^2 - M_1^2) \geq L \frac{1-\beta}{\alpha} \quad (4.8.2.a)$$

e é terminada mas aceitando a hipótese $M = M_0$ com probabilidade β de erro, não aconselhando então o uso de inseticida, quando

$$\frac{M_1 - M_0}{\sigma^2} \sum_{i=1}^m y_i + \frac{m}{2\sigma^2} (M_0^2 - M_1^2) \leq L \frac{\beta}{1-\alpha} \quad (4.8.2.b)$$

Isolando o valor $\sum_{i=1}^m y_i$ nas expressões (4.8.2.a) e (4.8.2.b) obtém-se, respectivamente:

$$\sum_{i=1}^m y_i \geq \frac{\sigma^2}{M_1 - M_0} L \frac{1-\beta}{\alpha} + m \frac{M_0 + M_1}{2} \quad (4.8.2.c)$$

$$\sum_{i=1}^m y_i \leq \frac{\sigma^2}{M_1 - M_0} L \frac{\beta}{1-\alpha} + m \frac{M_0 + M_1}{2} \quad (4.8.2.d)$$

Da desigualdade (4.8.2.d) verifica-se que o maior valor de $\sum_{i=1}^m y_i$, e que será chamado α_m , que permite tomar a decisão de não preconizar o uso de inseticida, isto é, aceitar a hipótese $M = M_0$, é

$$\alpha_m = \frac{\sigma^2}{M_1 - M_0} L \frac{\beta}{1-\alpha} + m \frac{M_0 + M_1}{2} \quad (4.8.2.e)$$

Da desigualdade (4.8.2.c) conclui-se que o menor valor de $\sum_{i=1}^m y_i$, que será chamado de r_m , que permite tomar a decisão de rejeitar a hipótese $M = M_0$ e então aconselhar o uso de inseticida é

$$r_m = \frac{\sigma^2}{M_1 - M_0} L \frac{1-\beta}{\alpha} + m \frac{M_0 + M_1}{2} \quad (4.8.2.f)$$

α_m e r_m são calculados antes de iniciar a amostragem para todos os valores de m . Ao efetuar a coleta da amostra, em cada unidade amostral inspecionada, soma-se o número de insetos existentes à soma do número de insetos das unidades inspecionadas anteriormente, chegando-se ao valor $\sum_{i=1}^m y_i$. Este valor é comparado com os valores α_m e r_m respectivos.

Se $\alpha_m < \sum_{i=1}^m y_i < r_m$ continua-se a amostragem. Se $\alpha_m \geq \sum_{i=1}^m y_i$ a amostragem é terminada, aceitando-se a hipótese $M = M_0$ com probabilidade β de erro, não aconselhando, portanto, o uso de defensivos. Se $r_m \leq \sum_{i=1}^m y_i$ a amostragem é terminada, rejeitando $M = M_0$ ao nível α de significância e, então, aconselhando o uso de inseticida.

Da mesma forma que em 4.7.2 pode-se elaborar o plano de amostragem graficamente. Coloca-se no eixo das abscissas o tamanho da amostra m e no eixo das ordenadas os valores $\sum_{i=1}^m y_i$. As linhas de decisão têm os modelos matemáticos

$$R_0 = h_0 + S m$$

$$R_1 = h_1 + S m$$

onde h_0 e h_1 são os coeficientes lineares e S o coeficiente angular.

Das igualdades (4.8.2.e) e (4.8.2.f) verifica-se facilmente que

$$h_0 = \frac{\sigma^2}{M_1 - M_0} L \frac{\beta}{1 - \alpha} \quad (4.8.2.g)$$

$$h_1 = \frac{\sigma^2}{M_1 - M_0} L \frac{1 - \beta}{\alpha} \quad (4.8.2.h)$$

$$S = \frac{M_0 + M_1}{2} \quad (4.8.2.i)$$

Iniciada a amostragem, para cada tamanho da amostra os pontos $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ são representados no gráfico. Enquanto os pontos $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ estiverem entre R_0 e R_1 nenhuma decisão é tomada, continuando-se então a amostragem. Se o ponto $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ se localizar em R_0 ou abaixo então, com probabilidade β de erro, aceita-se a hipótese $M = M_0$ e conseqüentemente não se aconselha o uso de inseticida, sendo a amostragem concluída. Se o ponto $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ se situar em R_1 ou acima, termina-se a amostragem, rejeitando-se a hipótese $M = M_0$ ao nível α de significância, fato que leva a preconizar o uso de defensivos.

4.8.4 - Obtenção da curva característica de operação

Quando y é normalmente distribuída com média M desconhecida e variância σ^2 conhecida, tem-se

$$f(y; M) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} (y-M)^2} \quad -\infty < y < \infty$$

A equação (4.3.2.a) torna-se

$$\int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-M_1)^2}}{e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-M_0)^2}} \right]^{W(M)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-M)^2} dy = 1$$

Resolvendo a integral acima obtem-se o valor $W(M)$ que, segundo WALD (1947) é

$$W(M) = \frac{M_0 + M_1 - 2M}{M_1 - M_0}$$

Fazendo $W(M) = W$ e resolvendo em função de M tem-se

$$M = \frac{M_0 + M_1 - W(M_1 - M_0)}{2} \quad (4.8.3.a)$$

Na equação (4.3.2.h) fazendo $A = \frac{1-\beta}{\alpha}$ e $B = \frac{\beta}{1-\alpha}$ obtem-

-se

$$P(M) = \frac{\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)^W - 1}{\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)^W - \left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)^W} \quad (4.8.3.b)$$

Atribuindo valores arbitrários a W nas expressões (4.8.3.a) e (4.8.3.b) obtem-se os valores M e $P(M)$ respectivamente. Colocando num gráfico um número suficiente de pontos $[M; P(M)]$ traça-se a curva característica de operação.

4.8.4 - Obtenção da curva do tamanho das amostras

Para a distribuição normal com média M desconhecida e variância σ^2 conhecida a função densidade é

$$f(y, M) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} (y-M)^2} \quad -\infty < y < \infty$$

Então

$$z = L \frac{f(y; \theta_1)}{f(y; \theta_0)} = L \frac{e^{-\frac{1}{2\sigma^2} (y-M_1)^2}}{e^{-\frac{1}{2\sigma^2} (y-M_0)^2}} = \frac{1}{2\sigma^2} [2(M_1-M_0) y + M_0^2 - M_1^2]$$

O valor $E_M(z)$ que indica a esperança de z quando M é a verdadeira média de y é

$$E_M(z) = \frac{1}{2\sigma^2} [2(M_1-M_0) M + M_0^2 - M_1^2]$$

Substituindo o valor $E_M(z)$ na equação (4.4.2.f) obtem-se

$$E_M(n) = 2\sigma^2 \frac{P(M) L B + [1 - P(M)] L A}{2(M_1-M_0) M + M_0^2 - M_1^2}$$

que é igual a

$$E_M(n) = \frac{P(M) (2\sigma^2 L B - 2\sigma^2 L A) + 2\sigma^2 L A}{2(M_1-M_0) M + M_0^2 - M_1^2}$$

Dividindo o numerador e o denominador por $2(M_1-M_0)$ e

comparando com as expressões (4.8.2.g), (4.8.2.h) e (4.8.2.i) chega-se a

$$E_M(n) = \frac{P(M) (h_0 - h_1) + h_1}{M - S} \quad (4.8.4.a)$$

onde h_0 , h_1 e S são calculados pelas expressões (4.8.2.g), (4.8.2.h) e (4.8.2.i), M é calculada por (4.8.3.a) e $P(M)$ por (4.8.3.b).

Inicialmente são atribuídos valores arbitrários a W em (4.8.3.a) e (4.8.3.b) calculando respectivamente os valores M e $P(M)$. Estes valores são introduzidos em (4.8.4.a) e obtidos valores $E_M(n)$. Um número suficientemente grande de pontos $[M; E_M(n)]$ colocados num gráfico permitem traçar a curva do tamanho médio das amostras.

4.9 - Plano de Amostragem Seqüencial para Testar a Média de Uma Distribuição de Poisson

4.9.1 - Apresentação do problema

Se a espécie estudada tem distribuição ao acaso na lavoura e se o inseto é raro em relação à unidade amostral utilizada, a variável y , correspondente aos dados de contagem do número de insetos existentes nas diversas unidades amostrais, possivelmente segue a distribuição de Poisson.

Da mesma forma que na seção 4.6.1, deve-se determinar o valor M' que corresponde à média de insetos por unidade amos-

tral a partir da qual as medidas de controle seriam economicamente aconselháveis. Aplicações de inseticidas não seriam executadas se a média de insetos por unidade amostral existente na lavoura fosse menor ou igual a M' .

Devem-se fixar também dois valores M_0 e M_1 , sendo $M_0 < M'$ e $M_1 > M'$, tais que, rejeitar a hipótese $M = M_0$ e então preconizar o uso de inseticidas, seja considerado erro grave se (e somente se) $M < M_0$, e aceitar a hipótese $M = M_0$ não aconselhando o uso de inseticidas seja um erro grave se (e somente se) $M > M_1$.

Fixados M_0 , M_1 , α e β pode-se desenvolver as fórmulas para o plano de amostragem seqüencial para testar a hipótese $M = M_0$ contra a hipótese alternativa $M = M_1$.

4.9.2 - Desenvolvimento das fórmulas

A distribuição de Poisson é caracterizada por um único parâmetro, a média M , a qual é igual à variância. Sua função de probabilidade é

$$p(y) = e^{-M} \cdot \frac{M^y}{y!}$$

onde $y = 0, 1, 2, \dots$, corresponde ao número de insetos encontrados nas unidades amostrais.

Retirada uma amostra $y_1, y_2, \dots, y_m$, a probabilidade de retirar outra igual é dada por

$$p_m = e^{-M \frac{y_1}{y_1!}} \cdot e^{-M \frac{y_2}{y_2!}} \dots e^{-M \frac{y_m}{y_m!}} = e^{-mM} \frac{M^{\sum_{i=1}^m y_i}}{y_1! y_2! \dots y_m!}$$

Sob a hipótese $M = M_1$ esta probabilidade seria

$$p_{1m} = e^{-mM_1} \frac{M_1^{\sum_{i=1}^m y_i}}{y_1! y_2! \dots y_m!}$$

Sob a hipótese $M = M_0$ torna-se

$$p_{0m} = e^{-mM_0} \frac{M_0^{\sum_{i=1}^m y_i}}{y_1! y_2! \dots y_m!}$$

Partindo de (4.1.a) e (4.1.b) observa-se que a razão de probabilidades é

$$\frac{p_{1m}}{p_{0m}} = \frac{e^{-mM_1} \frac{M_1^{\sum_{i=1}^m y_i}}{y_1! y_2! \dots y_m!}}{e^{-mM_0} \frac{M_0^{\sum_{i=1}^m y_i}}{y_1! y_2! \dots y_m!}} = e^{-m(M_1 - M_0)} \left(\frac{M_1}{M_0} \right)^{\sum_{i=1}^m y_i}$$

Ou sob a forma logarítmica

$$L \frac{p_{1m}}{p_{0m}} = -m(M_1 - M_0) + \sum_{i=1}^m y_i (L M_1 - L M_0)$$

Conforme foi visto em (4.1.c), (4.1.d), (4.1.e), (4.2.c) e (4.2.d) continua-se a amostragem enquanto

$$L \frac{\beta}{1-\alpha} < -m(M_1 - M_0) + \sum_{i=1}^m y_i (L M_1 - L M_0) < L \frac{1-\beta}{\alpha}$$

A amostragem é terminada, rejeitando-se a hipótese $M = M_0$ ao nível α de significância, aconselhando o uso de inseticida se

$$-m(M_1 - M_0) + \sum_{i=1}^m y_i (L M_1 - L M_0) \geq L \frac{1-\beta}{\alpha} \quad (4.9.2.a)$$

e é terminada aceitando a hipótese $M = M_0$ com probabilidade β de erro e, conseqüentemente, não preconizando o uso de defensivos, se

$$-m(M_1 - M_0) + \sum_{i=1}^m y_i (L M_1 - L M_0) \leq L \frac{\beta}{1-\alpha} \quad (4.9.2.b)$$

Isolando o valor $\sum_{i=1}^m y_i$ nas desigualdades (4.9.2.a) e (4.9.2.b) obtém-se

$$\sum_{i=1}^m y_i \geq \frac{L \frac{1-\beta}{\alpha}}{L M_1 - L M_0} + m \frac{M_1 - M_0}{L M_1 - L M_0} \quad (4.9.2.c)$$

$$\sum_{i=1}^m y_i \leq \frac{L \frac{\beta}{1-\alpha}}{L M_1 - L M_0} + m \frac{M_1 - M_0}{L M_1 - L M_0} \quad (4.9.2.d)$$

Na expressão (4.9.2.c) verifica-se que o menor valor de $\sum_{i=1}^m y_i$ que permite terminar a amostragem, rejeitando a hipótese $M = M_0$ e portanto aconselhar o uso de inseticidas, e que será chamado r_m , é

$$r_m = \frac{L \frac{1-\beta}{\alpha}}{L M_1 - L M_0} + m \frac{M_1 - M_0}{L M_1 - L M_0} \quad (4.9.2.e)$$

Da mesma forma, examinando-se (4.9.2.d) constata-se que o maior valor de $\sum_{i=1}^m y_i$, que será chamado α_m , que possibilita terminar a amostragem com a aceitação da hipótese $M = M_0$ e em consequência não aconselhar o uso de inseticidas é

$$\alpha_m = \frac{L \frac{\beta}{1-\alpha}}{L M_1 - L M_0} + m \frac{M_1 - M_0}{L M_1 - L M_0}$$

Como foi visto em 4.7.2 e 4.8.2 os valores α_m e r_m são calculados antes de iniciar a coleta de amostras. Para cada unidade amostral examinada calcula-se $\sum_{i=1}^m y_i$ que é o número acumulado de insetos encontrados até a unidade amostral em exame. Compara-se o valor $\sum_{i=1}^m y_i$ com os valores α_m e r_m correspondentes ao tamanho da amostra no momento.

Se $\sum_{i=1}^m y_i \leq \alpha_m$ a amostragem é suspensa aceitando-se com probabilidade β de erro a hipótese $M = M_0$, e então não preconizando o uso de inseticida. Se $\sum_{i=1}^m y_i \geq r_m$ também a amostragem é terminada mas rejeitando-se ao nível α de significância a hipótese $M = M_0$, o que leva a aconselhar o uso de inseticida. Enquanto $\alpha_m < \sum_{i=1}^m y_i < r_m$ novas unidades amostrais são inspecionadas.

A amostragem pode também ser desenvolvida de forma gráfica, como foi descrita nas seções 4.7.2 e 4.8.2. No eixo das abscissas coloca-se a escala do tamanho da amostra m e no eixo das ordenadas a escala dos valores $\sum_{i=1}^m y_i$. Os pontos $(\alpha_m, \sum_{i=1}^m y_i)$ formam a linha de aceitação R_0 e os pontos $(r_m, \sum_{i=1}^m y_i)$ formam a linha de rejeição R_1 .

Os modelos matemáticos das linhas de decisão são

$$R_0 = h_0 + S m$$

$$R_1 = h_1 + S m$$

Das expressões (4.9.2.e) e (4.9.2.f) verifica-se que

$$h_0 = \frac{L \frac{\beta}{1-\alpha}}{L M_1 - L M_0} \quad (4.9.2.g)$$

$$h_1 = \frac{L \frac{1-\beta}{\alpha}}{L M_1 - L M_0} \quad (4.9.2.h)$$

$$S = \frac{M_1 - M_0}{L M_1 - L M_0} \quad (4.9.2.i)$$

A cada unidade amostral examinada os pontos $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ são representados no gráfico. Enquanto esses pontos estiverem entre as duas linhas de decisão, novas unidades amostrais são examinadas. Se $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ se situar em R_0 ou abaixo, a amostragem é terminada aceitando a hipótese $M = M_0$ com probabilidade de erro igual a β , e então não aconselhando o uso de inseticida. Se $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ se situar em R_1 ou acima a amostragem é terminada mas rejeitando, ao nível α de probabilidade de erro a hipótese $M = M_0$, isto é, preconizando o uso de inseticida.

4.9.3 - Obtenção da curva característica de operação

A função de probabilidade da distribuição de Poisson é

$$f(y, M) = e^{-M} \frac{M^y}{y!} \quad y=0, 1, 2, \dots, \infty$$

A equação (4.3.2.b) torna-se

$$\sum_{y=0}^{\infty} \left[\frac{e^{-M_1} M_1^y}{e^{-M_0} M_0^y} \right]^{W(M)} e^{-M} \frac{M^y}{y!} = 1$$

ou

$$e^{M_0 W(M) - M_1 W(M) - M} \sum_{y=0}^{\infty} \frac{(M_1^{W(M)} M_0^{-W(M)} M)^y}{y!} = 1$$

Desenvolvendo o somatório pela série de Maclaurin e comparando com a expressão e^z também desenvolvida, verifica-se que

$$\sum_{y=0}^{\infty} \frac{(M_1^{W(M)} M_0^{-W(M)} M)^y}{y!} = e^{M_1^{W(M)} M_0^{-W(M)} M}$$

Substituindo

$$e^{M_0 W(M) - M_1 W(M) - M} e^{M_1^{W(M)} M_0^{-W(M)} M} = 1$$

Aplicando logaritmos obtém-se

$$M_0 W(N) - M_1 W(M) - M + M_1^{W(M)} M_0^{-W(M)} M = 0$$

Fazendo $W(M) = W$ e resolvendo em relação a M chega-se a

$$M = \frac{W(M_1 - M_0)}{M_1^W M_0^{-W} - 1} \quad (4.9.3.a)$$

Tomando-se $A = \frac{\beta-1}{\alpha}$ e $B = \frac{\beta}{1-\alpha}$ a expressão (4.3.2.h) torna-se

$$P(M) = \frac{\frac{(1-\beta)W}{\alpha} - 1}{\frac{(1-\beta)W}{\alpha} - \frac{(\beta)W}{1-\alpha}} \quad (4.9.3.b)$$

Atribuindo valores arbitrários a W em (4.9.3.a) e (4.9.3.b) obtém-se respectivamente M e $P(M)$. Os pontos $[M; P(M)]$ colocados num gráfico permitem traçar a curva da função característica de operação.

4.9.4 - Obtenção da curva do tamanho médio das amostras

Como foi visto anteriormente, a função de probabilidade para a distribuição de Poisson é

$$f(y; M) = e^{-M} \frac{M^y}{y!} \quad y=0, 1, 2, \dots, \infty$$

Então, de acordo com a seção 4.4.2

$$z = L \frac{f(y; M_1)}{f(y; M_0)} = L \frac{e^{-M_1} M_1^y}{e^{-M_0} M_0^y} = L (e^{M_0 - M_1} M_1^y M_0^{-y})$$

$$z = M_0 - M_1 + y(L M_1 - L M_0)$$

$E_M(z)$, que indica o valor esperado de Z quando M é a verdadeira média de y é

$$E_M(z) = M_0 - M_1 + M(L M_1 - L M_0)$$

Substituindo o valor $E_M(z)$ na expressão (4.4.2.f) obtem-se

$$E_M(n) = \frac{P(M) L B + [1 - P(M)] L A}{M_0 - M_1 + M(L M_1 - L M_0)}$$

ou

$$E_M(n) = \frac{P(M) (L B - L A) + L A}{M_0 - M_1 + M(L M_1 - L M_0)}$$

Dividindo o numerador e o denominador por $(L M_1 - L M_0)$ e comparando com (4.9.2.g), (4.9.2.h) e (4.9.2.i) chega-se a

$$E_M(n) = \frac{P(M) (h_0 - h_1) + h_1}{M - S}$$

Para traçar a curva do tamanho médio das amostras deve-se inicialmente calcular os valores M e $P(M)$ com auxílio das expressões (4.9.3.a) e (4.9.3.b), o que é feito atribuindo valores arbitrários a W .

Os valores M e $P(M)$ introduzidos em (4.9.4.a) permitem calcular $E_M(n)$. A curva é traçada com os pontos $[M; E_M(n)]$.

4.10 - Plano de Amostragem Seqüencial para Testar a Média de Uma Distribuição Binomial Negativa

4.10.1 - Apresentação do problema

Muitos insetos têm a tendência a formar conglomerados, não estando distribuídos ao acaso na lavoura. A causa da existência desses agrupamentos pode ser a forma da desova e o consequente nascimento de insetos em grupos, ou o agrupamento posterior em pontos onde o ambiente é mais favorável ou o alimento mais abundante.

Dados de contagem de insetos com esta característica tendem a seguir a distribuição binomial negativa, também chamada distribuição de Greenwood e Yule.

A distribuição binomial negativa é descrita por dois parâmetros, a média M e o expoente k . Sua forma geral é

$$(q - p)^{-k} \quad (4.10.1.a)$$

onde $p = M/k$ e $q = 1+p$. A variância da distribuição é

$$V = M + \frac{M^2}{k}$$

e se caracteriza por ser superior à média.

ANSCOMBE (1949) relata que existem evidências teóricas de que o parâmetro k depende de fatores intrínsecos da espécie, enquanto que a média M depende de fatores ambientais. Assim, dados de contagem de insetos provenientes de diversos locais teriam apro-

ximadamente o mesmo k , embora com médias diferentes. Entretanto SILVESTER e COX (1961) encontraram grande variação da estatística k ao estudar Afídios em beterraba.

Da mesma forma que foi visto para outras distribuições deve-se inicialmente estabelecer o valor M' que é a média de insetos por unidade amostral a partir da qual a adoção de medidas de controle é economicamente viável. Então seriam usados defensivos somente se a média M do número de insetos por unidade amostral for superior a M' .

É necessário também estabelecer dois outros valores M_0 e M_1 , o primeiro menor e o segundo maior que M' . A escolha deve ser feita de tal modo que não indicar a aplicação de inseticida seja considerado erro grave se (e somente se) $M \geq M_1$, e aconselhar o uso de controle químico seja considerado erro grave se (e somente se) $M \leq M_0$.

4.10.2 - Desenvolvimento das fórmulas

O teste seqüencial da razão de probabilidades permite estabelecer um plano de amostragem tal que a probabilidade de aconselhar a aplicação de controle químico não exceda o valor α quando $M \leq M_0$ e a possibilidade de não preconizar o uso de defensivos não seja maior que β quando $M \geq M_1$. O teste é delineado para testar a hipótese $M = M_0$ contra a hipótese $M = M_1$.

Inicialmente devem ser calculados os valores p_0 , p_1 , q_0 e q_1 a partir de M_0 e M_1 , sabendo-se que $p = M/k$ e $q = 1+p$.

A probabilidade de obter um número y de insetos na contagem de uma unidade amostral é dada pela função de probabilidade da distribuição (BLISS e FISCHER, 1953):

$$f(y;p) = \frac{(k+y-1)!}{y!(k-1)!} \cdot \frac{p^y}{q^{k+y}} \quad y=0,1,2,\dots,\infty \quad (4.10.2.a)$$

A probabilidade de obter uma amostra de tamanho m , seja $y_1, y_2, \dots, y_m$, é dada por

$$p_m = \frac{(k+y_1-1)!}{y_1!(k-1)!} \cdot \frac{(k+y_2-1)!}{y_2!(k-1)!} \cdots \frac{(k+y_m-1)!}{y_m!(k-1)!} \cdot \frac{p^{\sum_{i=1}^m y_i}}{q^{mk + \sum_{i=1}^m y_i}}$$

Pressupondo ter k o mesmo valor quando $M = M_1$ e quando $M = M_0$, as probabilidades, sob essas hipóteses, são, respectivamente

$$p_{1m} = \frac{(k+y_1-1)!}{y_1!(k-1)!} \cdot \frac{(k+y_2-1)!}{y_2!(k-1)!} \cdots \frac{(k+y_m-1)!}{y_m!(k-1)!} \cdot \frac{p_1^{\sum_{i=1}^m y_i}}{q_1^{mk + \sum_{i=1}^m y_i}}$$

$$p_{0m} = \frac{(k+y_1-1)!}{y_1!(k-1)!} \cdot \frac{(k+y_2-1)!}{y_2!(k-1)!} \cdots \frac{(k+y_m-1)!}{y_m!(k-1)!} \cdot \frac{p_0^{\sum_{i=1}^m y_i}}{q_0^{mk + \sum_{i=1}^m y_i}}$$

A razão de probabilidades de acordo com (4.1.a) e (4.1.b) é

$$\frac{p_{1m}}{p_{0m}} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^m y_i}{p_1}}{\frac{mk + \sum_{i=1}^m y_i}{q_1}} \cdot \frac{\frac{q_0}{\sum_{i=1}^m y_i}}{\frac{p_0}{\sum_{i=1}^m y_i}} = \left(\frac{p_1}{p_0}\right)^{\sum_{i=1}^m y_i} \left(\frac{q_0}{q_1}\right)^{mk} \left(\frac{q_0}{q_1}\right)^{\sum_{i=1}^m y_i}$$

ou sob a forma logarítmica

$$L \frac{p_{1m}}{p_{0m}} = \sum_{i=1}^m y_i L \frac{p_1}{p_0} + mk L \frac{q_0}{q_1} + \sum_{i=1}^m y_i L \frac{q_0}{q_1}$$

Com base em (4.1.c), (4.1.d), (4.1.e), (4.2.c) e (4.2.d) verifica-se que a amostragem é continuada enquanto

$$L \frac{\beta}{1-\alpha} < \sum_{i=1}^m y_i L \frac{p_1}{p_0} + mk L \frac{q_0}{q_1} + \sum_{i=1}^m y_i L \frac{q_0}{q_1} < L \frac{1-\beta}{\alpha}$$

e é terminada quando isso não acontece. Se

$$\sum_{i=1}^m y_i L \frac{p_1}{p_0} + mk L \frac{q_0}{q_1} + \sum_{i=1}^m y_i L \frac{q_0}{q_1} \geq L \frac{1-\beta}{\alpha} \quad (4.10.2.b)$$

ao nível α de significância, rejeita-se a hipótese $M = M_0$ e aconselha-se o uso de inseticida. Se

$$\sum_{i=1}^m y_i L \frac{p_1}{p_0} + mk L \frac{q_0}{q_1} + \sum_{i=1}^m y_i L \frac{q_0}{q_1} < L \frac{\beta}{1-\alpha} \quad (4.10.2.c)$$

aceita-se a hipótese $M = M_0$ com a probabilidade β de incorrer em erro, não aconselhando-se então o uso de controle químico.

Isolando o valor $\sum_{i=1}^m y_i$ nas expressões (4.10.2.b) e (4.10.2.c), obtém-se, respectivamente

$$\sum_{i=1}^m y_i \geq \frac{L \frac{1-\beta}{\alpha}}{\frac{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} + m k \frac{L \frac{q_1}{q_0}}{\frac{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}}} \quad (4.10.2.d)$$

$$\sum_{i=1}^m y_i \leq \frac{L \frac{\beta}{1-\alpha}}{\frac{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} + m k \frac{L \frac{q_1}{q_0}}{\frac{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}}} \quad (4.10.2.e)$$

Examinando a desigualdade (4.10.2.d) verifica-se que o menor valor de $\sum_{i=1}^m y_i$, que será chamado r_m , que permite rejeitar a hipótese $M = M_0$ e então preconizar o uso de inseticida é

$$r_m = \frac{L \frac{1-\beta}{\alpha}}{\frac{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} + m k \frac{L \frac{q_1}{q_0}}{\frac{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}}} \quad (4.10.2.f)$$

Da mesma forma, examinando (4.10.2.e) verifica-se que o maior valor de $\sum_{i=1}^m y_i$, que será chamado α_m , que permite aceitar a hipótese $M = M_0$ e por conseguinte não aconselhar a adoção de controle químico é

$$\alpha_m = \frac{L \frac{\beta}{1-\alpha}}{\frac{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} + m k \frac{L \frac{q_1}{q_0}}{\frac{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}}} \quad (4.10.2.g)$$

Da mesma forma que para as distribuições estudadas anteriormente, antes de iniciar a amostragem são calculados os valores α_m e r_m para cada valor de m .

Para cada amostra colhida é calculado o número acumulado de insetos $\sum_{i=1}^m y_i$, correspondente a todas as unidades amostrais examinadas, o qual é comparado com o respectivo valor α_m e r_m . Se $\sum_{i=1}^m y_i \leq \alpha_m$ aceita-se a hipótese $M = M_0$ com probabilidade β de erro, não aconselhando, então, o uso de inseticida. Se $\sum_{i=1}^m y_i \geq r_m$ rejeita-se $M = M_0$ ao nível α de significância e, conseqüentemente, preconiza-se o uso de produto químico. Se $\alpha_m < \sum_{i=1}^m y_i < r_m$ continua-se a amostragem.

A amostragem pode também ser desenvolvida graficamente. As linhas de decisão seguem os modelos matemáticos

$$R_0 = h_0 + S m$$

$$R_1 = h_1 + S m$$

sendo h_0 e h_1 os coeficientes lineares e S a inclinação das retas.

Das igualdades (4.10.2.f) e (4.10.2.g) constata-se que

$$h_0 = \frac{L \frac{\beta}{1-\alpha}}{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.10.2.h)$$

$$h_1 = \frac{L \frac{1-\beta}{\alpha}}{L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.10.2.i)$$

$$S = k \frac{L \frac{q_1}{p_1 q_0}}{L \frac{q_1}{p_0 q_1}} \quad (4.10.2.j)$$

Ao executar a amostragem os pontos $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ são representados no gráfico. Se o ponto $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ estiver em R_0 ou abaixo, aceita-se $M = M_0$ com probabilidade β de erro, não aconselhando o uso de inseticidas. Se o ponto $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ estiver em R_1 ou acima, rejeita-se a hipótese $M = M_0$ ao nível α de significância, preconizando então o uso do defensivo. Enquanto $(m; \sum_{i=1}^m y_i)$ estiver entre as duas retas, novas unidades amostrais são examinadas.

4.10.3 - Obtenção da curva característica de operação

A função de probabilidade da distribuição binomial negativa como foi visto em (4.10.2.a) é

$$f(y;p) = \frac{(k+y-1)!}{y!(k-1)!} \cdot \frac{p^y}{q^{k+y}} \quad y=0, 1, 2, \dots, \infty$$

ou como apresentada por OAKLAND (1950)

$$f(y;p) = q^{-k} \frac{(k+y-1)!}{y!(k-1)!} \cdot \left(\frac{p}{q}\right)^y \quad (4.10.3.a)$$

Então a equação (4.3.2.b) torna-se

$$\sum_{y=0}^{\infty} \left[\left(\frac{q_1}{q_0}\right)^{-k} \left(\frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}\right)^y \right]^{W(p)} q^{-k} \frac{(k+y-1)!}{y!(k-1)!} \left(\frac{p}{q}\right)^y = 1$$

Multiplicando por p_0 ambos os termos da razão q_1/q_0 obtem-se

$$\left[\frac{1}{(p_0 q_0)^{W(p)}} \right]^{-k} \sum_{y=0}^{\infty} \left[q(p_0 q_1)^{W(p)} \right]^{-k} \frac{(k+y-1)!}{y!(k-1)!} \left[\frac{p(p_1 q_0)^{W(p)}}{q(p_0 q_1)^{W(p)}} \right]^y = 1$$

Comparando com (4.10.3.a) e (4.10.1.a) verifica-se que o somatório corresponde a $f\left[y; p(p_0 q_1)^{W(p)}\right]$. Então

$$\left[\frac{1}{(p_0 q_0)^{W(p)}} \right]^{-k} \left[q(p_0 q_1)^{W(p)} - p(p_1 q_0)^{W(p)} \right]^{-k} = 1$$

Elevando ambos os membros à potência $-1/k$, e transpondo, obtem-se

$$q(p_0 q_1)^{W(p)} - p(p_1 q_0)^{W(p)} = (p_0 q_0)^{W(p)}$$

Resolvendo em relação a p , dividindo o numerador e o denominador por $(p_0 q_1)^{W(p)}$ e considerando $W(p) = W$ chega-se a

$$p = \frac{1 - \left(\frac{q_0}{q_1}\right)^W}{\left(\frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}\right) - 1} \quad (4.10.3.b)$$

Considerando $A = \frac{1-\beta}{\alpha}$ e $B = \frac{\beta}{1-\alpha}$ a expressão (4.3.2.h)

fica

$$P(p) = \frac{\frac{(1-\beta)^W}{\alpha} - 1}{\frac{(1-\beta)^W}{\alpha} - \left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)^W} \quad (4.10.3.c)$$

Atribuindo em (4.10.3.b) e (4.10.3.c) valores pertencentes ao intervalo $[-\infty, +\infty]$ a W obtêm-se respectivamente valores p e $P(p)$. Ao invés de traçar a curva característica de operação com os pontos $[p; P(p)]$ usa-se traçá-la com $[M; P(M)]$. Para isso transformam-se os valores p em M pela fórmula $M = pk$.

Calculando um número suficientemente grande de pontos $[M; P(M)]$ é traçada a curva característica de operação.

4.10.4 - Obtenção da curva do tamanho médio das amostras

Considerando que a função de probabilidade de distribuição binomial negativa é

$$f(y; p) = \frac{(k+y-1)!}{y! (k-1)!} \cdot \frac{p^y}{q^{k+y}}$$

então

$$z = L \frac{f(y; p_1)}{f(y; p_0)} = L \frac{p_1^y}{q_1^{k+y}} \cdot \frac{q_0^{k+y}}{p_0^y}$$

ou

$$z = L \left[\left(\frac{p_1}{p_0} \right)^y \left(\frac{q_0}{q_1} \right)^k \left(\frac{q_0}{q_1} \right)^y \right] = y L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1} - k L \frac{q_1}{q_0}$$

O valor esperado de z quando p é o verdadeiro parâmetro da distribuição é

$$E_p(z) = p L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1} - k L \frac{q_1}{q_0}$$

Substituindo este valor na expressão (4.4.2.f) tem-se

$$E_p(n) = \frac{P(p) L B + [1 - P(p)] L A}{p L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1} - k L \frac{q_1}{q_0}}$$

ou

$$E_p(n) = \frac{P(p) (L B - L A) + L A}{p L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1} - k L \frac{q_1}{q_0}}$$

Dividindo o numerador e o denominador por $L \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}$ e comparando com (4.10.2.h), (4.10.2.i) e (4.10.2.j) obtém-se

$$E_p(n) = \frac{P(p) (h_0 - h_1) + h_1}{p - S}$$

Considerando $M = pk$

$$E_M(n) = \frac{P(M) (h_0 - h_1) + h_1}{M - S} \quad (4.10.4.a)$$

Atribuindo valores arbitrários a W nas expressões (4.10.3.b) e (4.10.3.c) obtém-se valores p e $P(p)$ respectivamente. Sabendo-se que $M = pk$ calculam-se os valores de M correspondentes a p . Com os valores M e $P(M)$ através da fórmula (4.10.4.a) obtém-se $E_M(n)$. Os pontos $[M, E_M(n)]$ dispostos num gráfico permitem traçar a curva do tamanho médio das amostras.

4.11 - Arredondamento de a_m e r_m e Truncamento do Teste

O tamanho m da amostra só pode assumir valores interos e positivos. Entretanto, calculando a_m e r_m pelas expressões vistas anteriormente para as distribuições binomial, normal, Poisson e binomial negativa, eles podem assumir valores não inteiros e mesmo negativos.

Se assumirem valores negativos, considera-se que para aquele tamanho de amostra é impossível determinar os limites que permitam tomar uma decisão, e novas unidades amostrais são coletadas.

Se a_m não for um valor inteiro, deve-se substituí-lo pelo maior número inteiro menor que a_m . Da mesma forma se r_m não for inteiro deve-se substituí-lo pelo menor inteiro maior que r_m .

Embora Wald tenha demonstrado que a amostragem sequencial tem probabilidade 1 de terminar, não existe limite superior quanto ao tamanho da amostra necessário para se tomar uma decisão. Embora seja pequena a probabilidade do teste seqüencial exigir amostras maiores que duas ou três vezes o tamanho que teria a amostra com número fixo de itens, é vantajoso arbitrar um limite superior m_0 para o tamanho da amostra. Esse limite poderia ser três vezes o tamanho n que teria a amostra de tamanho fixo.

Então, quando m alcançar o valor $m_0 = 3n$, mesmo que não tenha sido possível tomar alguma decisão, suspende-se a coleta de amostras. O seguinte procedimento parece razoável:

- 1) Se $\sum_{i=1}^m y_i \geq \frac{\alpha_m + r_m}{2}$ rejeita-se a hipótese $M = M_0$ ao nível α de significância, aconselhando-se a aplicação de inseticida.
- 2) Se $\sum_{i=1}^m y_i < \frac{\alpha_m + r_m}{2}$ aceita-se a hipótese $M = M_0$ com probabilidade β de erro e, conseqüentemente, não preconizando o uso de defensivos.

Ao truncar o teste num ponto arbitrário, os erros α e β são ligeiramente aumentados. Os efeitos do truncamento na magnitude desses erros são discutidos por WALD (1947) que os considera desprezíveis quando se adota $m_0 = 3n$. ANDERSON (1960) e MADSEN (1974) apresentam métodos de delinear o teste de modo a corrigir esses efeitos.

5. MATERIAL E MÉTODOS

Foram coletados dados de infestação de lagartas da soja em três locais do Estado do Rio Grande do Sul, distantes aproximadamente 50 km, e em municípios vizinhos: Santa Maria, Faxinal do Soturno e Júlio de Castilhos, conforme está especificado na Tabela 1.

Em todos os locais a soja tinha sido semeada em linhas distantes 0,60 m e com uma densidade aproximada de 20 plantas por metro de linha.

Foi escolhida uma área de aproximadamente 1 ha em cada local, e nesta área foram examinadas 50 unidades amostrais. A unidade amostral constou de 1,50 m de linha, sendo contado o número de lagartas existentes em cada uma das três porções de 0,50 m separadamente. Com isso obteve-se unidades amostrais de 0,50 m, 1,00 m e 1,50 m.

Tabela 1 - Características das lavouras onde foram coletadas amostras de lagarta da soja
no Estado do Rio Grande do Sul.

MUNICÍPIO	Região fisiográfica	Data da coleta	Data do plantio	Variedade	Estágio da cultura
SANTA MARIA (Campus da Uni- versidade)	Depressão Central	01/02/77	Meados de dezembro	Diversas	Primeiras flores
FAXINAL DO SOTURNO (Sítio dos Mellos)	Depr. Central (Vale do Ja- cui)	03/02/77	Princípio de dezembro	Prata	Últimas flores
JÚLIO DE CASTILHOS (Val de Serra)	Planalto Médio	22/02/77 23/02/77	2. ^a quinzena de dezembro	Bragg	Início da frutificação

A coleta da unidade amostral foi feita ao acaso, caminhando-se em "zig-zag" pela área demarcada, de modo semelhante ao usado para coletar amostras de solo. O mesmo processo foi utilizado por ORLANDO FILHO e CAMPOS (1975) ao coletar material para a diagnose foliar em cana-de-açúcar.

Para colher as lagartas, inicialmente eram afastadas as plantas da linha contígua e estendido no chão uma lona branca de dimensões 1,20 x 0,60 m. As plantas da primeira porção de 0,50 m eram curvadas em cima da lona e golpeadas violentamente para que as lagartas se desprendessem. Depois de verificar que nenhuma lagarta tinha caído fora da lona, ela era cuidadosamente dobrada. O processo era repetido com outras lonas de mesmas dimensões para as restantes duas porções de 0,50 m da unidade amostral.

Coletadas as lagartas das três porções da unidade amostral procedia-se à contagem. Na contagem eram incluídas lagartas maiores de 1 cm de comprimento e das espécies *Anticarsia gemmatilis* (Hübner) e *Plusia spp* indistintamente.

A coleta era iniciada às 9:00 horas e completada aproximadamente às 19:00 horas do mesmo dia, com exceção de Júlio de Castilhos onde a chuva interrompeu o trabalho que foi completado no dia seguinte.

Pretendia-se executar amostragens em outros municípios, mas as condições meteorológicas foram adversas ao desenvolvimento das lagartas e à execução do trabalho. Por outro lado, ao pri

meiro sinal da existência da praga, a maioria dos agricultores aplicava defensivos.

Inicialmente verificou-se a qual distribuição teórica os dados coletados mais se ajustavam, utilizando os modelos de Poisson e binomial negativa. Para testar a aderência foi usado o teste χ^2 .

A estimativa $\hat{k}$ da distribuição binomial negativa foi estimada pelo método dos momentos (3.5.a), que dos métodos apresentados por ANSCOMBE (1949) é o indicado, e pelo método da máxima verossimilhança (3.5.b) apresentado por BLISS e FISHER (1953), que apesar de trabalhoso se aplica em todas as situações.

O k comum aos três locais foi estimado pelo método de BLISS e OWEN (1958) (3.5.c) e pelo método da máxima verossimilhança.

Para estimar k e verificar o ajustamento das contagens aos modelos teóricos foi adaptada para a linguagem FORTRAN a ser usada em computador IBM-1130, programação apresentada por DAVIES (1971).

A fim de verificar a eficiência do tamanho da amostra utilizado para estudar a distribuição espacial das lagartas da soja, foram calculadas todas as estimativas e verificado o ajustamento às distribuições teóricas, considerando somente as primeiras 40 unidades amostrais coletadas.

Embora as pesquisas desenvolvidas por BOLDT *et alii*

(1975) e por THOMAS *et alii* (1974) tenham sido executadas nos Estados Unidos, elas serviram de base, juntamente com as recomendações de TURNIPSEED (1975), para determinar os valores M' , M_0 e M_1 usados para delinear o plano de amostragem seqüencial. Quando o número de lagartas por metro de linha for igual ou inferior a 20 considerou-se uma infestação baixa. Quando este número for igual ou superior a 53 considerou-se infestação alta. Com um número de lagartas por metro de linha entre 21 e 52 caracterizou-se uma infestação moderada. M' foi então 20 e 53, respectivamente.

Para testar uma infestação baixa versus infestação moderada considerou-se $M_0 = 15$ e $M_1 = 25$ lagartas por metro de linha. E para testar a infestação moderada versus infestação alta foram considerados $M_0 = 45$ e $M_1 = 60$.

Então, para classificar a infestação de lagartas em baixa ou moderada delineou-se o teste seqüencial para testar as hipóteses $H_0: M = 15$ versus $H_1: M = 25$ e para classificar a infestação em moderada ou alta o teste foi delineado para testar as hipóteses $H_0: M = 45$ versus $H_1: M = 60$.

Utilizou-se $\alpha = \beta = 0,05$ que é o nível de erro mais usado em pesquisas agronômicas.

Para calcular os valores h_0 , h_1 , S , a_m , r_m , $P(\theta)$ e $E_\theta(n)$ para as distribuições binomial, normal, Poisson e binomial negativa desenvolveu-se programa em linguagem FORTRAN a ser utilizado em computador IBM-1130.

6. RESULTADOS OBTIDOS E DISCUSSÃO

6.1 - Distribuição Espacial das Lagartas da Soja

A Tabela 2 mostra o número de lagartas obtidas nos 3 locais onde foi efetuada a coleta. O número de lagartas nas unidades amostrais de 1,00 m foi obtido somando o número de lagartas coletadas na unidade de 0,50 m que aparece à esquerda ao número de lagartas coletadas em outra unidade amostral de 0,50 m contígua. Da mesma forma, o número de lagartas na unidade amostral de 1,50 m foi obtida somando ao número de lagartas existentes na unidade de 1,00 m o número de lagartas coletadas em outra unidade de 0,50 m contígua.

As estimativas da média e da variância do número de lagartas coletadas, as estimativas $\hat{K}$ obtidas pelos métodos dos momentos e da máxima verossimilhança bem como as estimativas de suas variâncias, e ainda, os níveis mínimos de significância do teste χ^2

Tabela 2 - Número de lagartas coletadas em unidades amostrais de 0,50 m, 1,00 m e 1,50 m de linha em lavouras de soja de 3 municípios do Estado do Rio Grande do Sul

AMOS- TRA Nº	SANTA MARIA			FAXINAL DO SOTURNO			JÚLIO DE CASTILHOS		
	0,50m	1,00m	1,50m	0,50m	1,00m	1,50m	0,50m	1,00m	1,50m
1	2	9	18	8	9	11	2	4	7
2	0	2	2	5	13	19	9	19	28
3	8	21	25	7	18	36	10	18	27
4	6	13	17	3	11	23	5	10	14
5	10	19	26	11	15	27	17	32	45
6	11	25	38	8	15	22	1	3	3
7	6	11	11	7	16	26	13	22	29
8	2	6	7	7	15	19	5	11	14
9	15	29	35	9	16	31	11	19	26
10	1	6	7	14	26	36	14	27	37
11	10	14	26	11	21	35	9	11	21
12	10	14	25	7	18	33	4	7	17
13	13	18	27	13	29	42	5	9	12
14	5	9	19	7	17	23	5	7	9
15	3	4	10	19	36	48	8	15	20
16	6	15	23	11	20	30	12	19	25
17	2	4	7	5	10	16	18	33	46
18	7	12	25	5	14	17	12	22	34
19	6	12	17	2	10	14	13	21	28
20	9	16	25	8	13	29	1	1	1
21	7	18	23	13	23	37	9	16	19
22	13	28	44	14	24	37	16	30	43
23	10	21	31	5	14	20	12	23	35
24	6	10	15	5	8	11	8	14	22
25	10	18	37	17	28	41	11	17	23

(continuação)

AMOS- TRA Nº	SANTA MARIA			FAXINAL DO SOTURNO			JÚLIO DE CASTILHOS		
	0,50m	1,00m	1,50m	0,50m	1,00	1,50m	0,50m	1,00m	1,50m
26	16	30	42	12	21	28	3	5	9
27	2	5	8	1	4	11	8	13	20
28	4	9	11	10	16	28	7	12	14
29	5	11	17	9	17	26	16	30	38
30	12	20	26	5	8	15	10	19	31
31	9	18	26	6	15	20	9	17	23
32	4	10	17	13	28	37	9	17	26
33	5	8	13	4	5	13	6	9	11
34	7	20	33	2	5	13	8	12	16
35	9	15	20	2	5	10	7	12	17
36	4	11	15	6	15	27	3	7	9
37	6	9	15	6	9	13	12	24	33
38	11	20	29	4	8	18	7	13	18
39	3	9	11	5	9	21	9	17	25
40	4	7	9	10	23	30	10	19	27
41	5	6	10	13	24	36	13	23	33
42	3	8	10	9	19	33	7	11	16
43	1	4	6	8	17	28	1	5	7
44	1	5	10	7	19	31	9	16	22
45	4	13	16	8	14	19	5	8	11
46	7	15	22	10	24	40	5	11	15
47	2	4	12	4	9	13	15	24	36
48	2	4	14	17	32	44	14	24	33
49	10	16	22	1	3	11	12	21	28
50	5	6	8	6	15	24	5	11	16

Tabela 3 - Estimativas da média ($\bar{y}$), da variância (s^2), do parâmetro k pelos métodos dos momentos ($\hat{k}_1$) e da máxima verossimilhança ($\hat{k}_2$), das variâncias de $\hat{k}_1$, ($\hat{V}(\hat{k}_1)$) e de $\hat{k}_2$, ($\hat{V}(\hat{k}_2)$). Níveis mínimos de significância do teste χ^2 para aderência às distribuições de Poisson (α_p) e binomial negativa com o $\hat{k}_1$, (α_1) e com o $\hat{k}_2$, (α_2) das contagens de lagartas da soja em três municípios do Rio Grande do Sul. Os valores entre parênteses foram calculados com as 40 primeiras unidades amostrais de cada local.

	SANTA MARIA			FAXINAL DO SOTURNO			JÚLIO DE CASTILHOS		
	0,50 m	1,00 m	1,50 m	0,50 m	1,00 m	1,50 m	0,50 m	1,00 m	1,50 m
$\bar{y}$	6,4 (7,0)	12,7 (13,9)	19,2 (20,8)	8,0 (7,9)	16,1 (15,7)	25,4 (24,8)	8,8 (8,9)	15,8 (15,9)	22,4 (22,6)
s^2	15,26 (15,46)	49,01 (49,48)	100,39 (105,99)	17,90 (17,84)	57,04 (55,51)	102,86 (98,87)	18,57 (18,18)	59,96 (63,53)	117,67 (123,59)
$\hat{k}_1$	4,5834 (5,7331)	4,4746 (5,4307)	4,5616 (5,0919)	6,4209 (6,2812)	6,2943 (6,1685)	8,3591 (8,3235)	7,9251 (8,3928)	5,6531 (5,3079)	5,2562 (5,0328)
$\hat{k}_2$	4,1291 (5,0796)	4,4184 (5,2510)	4,3960 (4,5726)	6,2477 (6,3321)	5,9199 (6,1661)	7,9799 (8,2013)	6,6359 (7,2412)	4,8623 (4,5206)	4,2824 (4,0064)
$\hat{V}(\hat{k}_1)$	3,0227 (6,4069)	1,7891 (3,3772)	1,5530 (2,4022)	6,2073 (7,3688)	3,5582 (4,2935)	5,5237 (6,9184)	10,2201 (14,9626)	2,7736 (2,9785)	2,0058 (2,2714)
$\hat{V}(\hat{k}_2)$	1,6511 (3,6121)	1,0259 (1,9912)	0,8932 (1,3479)	3,6867 (6,8020)	2,1038 (2,6317)	3,3889 (4,3498)	5,7593 (8,6571)	1,5430 (1,6444)	1,0723 (0,8002)
α_1	0,6769 (0,7388)	0,3361 (0,5570)	0,2914 (0,0204)	0,6049 (0,7305)	0,3927 (0,3515)	0,3007 (0,6551)	0,1060 (0,4220)	0,1139 (0,0832)	0,0151 (0,0133)
α_2	0,6952 (0,7651)	0,3427 (0,5699)	0,3113 (0,0351)	0,6184 (0,7278)	0,4324 (0,3518)	0,3320 (0,6698)	0,1820 (0,6031)	0,1940 (0,1543)	0,2676 (0,3473)
α_p	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)

para testar a aderência dos dados à distribuição binomial negativa e Poisson, são mostradas na Tabela 3.

Examinando a Tabela 3 verifica-se que a estimativa do número de lagartas por unidade de área não sofreu alterações substanciais nem com o aumento do tamanho das unidades amostrais, nem com a diminuição do número de unidades de 50 para 40. A média do número de lagartas coletadas é aproximadamente proporcional ao tamanho da unidade amostral.

A estimativa da variância do número de lagartas coletadas não sofreu grandes alterações quando o número de unidades amostrais foi reduzido de 50 para 40. Entretanto ela foi afetada pela variação do tamanho das unidades amostrais.

Se y for uma função linear do tipo

$$y = a_1 y_1 + a_2 y_2 + \dots + a_n y_n$$

sua variância será

$$V(y) = a_1^2 V(y_1) + a_2^2 V(y_2) + \dots + a_n^2 V(y_n)$$

Pressupondo que a maior unidade amostral (1,50 m) estime a variância com maior precisão, pode-se tomá-la como base e calcular as variâncias que teriam as contagens de lagartas das unidades menores (0,50 m e 1,00 m) se elas não fossem afetadas pela diminuição do tamanho das unidades amostrais. Considerando que a unidade de 1,00 m corresponde a 2/3 da unidade de 1,50 m e que a unidade de 0,50 m corresponde a 1/3 da unidade de 1,50 m pode-se escrever, respectivamente

$$y_{1,00} = \frac{2}{3} y_{1,50}$$

$$y_{0,50} = \frac{1}{3} y_{1,50}$$

cujas variâncias seriam, respectivamente

$$V(y_{1,00}) = \frac{4}{9} V(y_{1,50})$$

$$V(y_{0,50}) = \frac{1}{9} V(y_{1,50})$$

Usando essas equações calcularam-se as estimativas da variância que teriam as unidades amostrais de 0,50 m e 1,00 m se a redução do tamanho da unidade não influísse nas mesmas. A Tabela 4 apresenta essas estimativas.

Tabela 4 - Valores teóricos das estimativas da variância do número de lagartas da soja nas unidades amostrais de 0,50 m e 1,00 m, tomando como base a unidade amostral de 1,50 m. Os valores entre parênteses correspondem às primeiras 40 unidades amostrais.

	Unidades amostrais	
	0,50 m	1,00 m
SANTA MARIA	11,15	44,62
	(11,78)	(47,11)
FAXINAL DO SOTURNO	11,43	45,72
	(10,98)	(43,94)
JÚLIO DE CASTILHOS	13,07	52,29
	(13,73)	(54,93)

Comparando as estimativas da tabela 4 com aquelas correspondentes da Tabela 3 verifica-se que, em relação à unidade amostral de 1,50 m, as estimativas da variância das contagens de lagartas nas unidades amostrais de 1,00 m e 0,50 m foram superestimadas. Este aumento da estimativa da variância é maior na unidade de 0,50 m, chegando a mais de 50% em Faxinal do Soturno.

Não ficou evidenciada nenhuma tendência das estimativas $\hat{K}$ nem pelo método dos momentos nem pelo método da máxima verossimilhança com respeito à variação do tamanho da unidade amostral. Entretanto as variâncias dessas estimativas diminuíram consideravelmente com o aumento da unidade amostral.

Tanto as estimativas $\hat{K}$ quanto suas variâncias aumentaram quando foi reduzido o número de unidades amostrais de 50 para 40.

Com respeito ao teste de aderência, verifica-se que em nenhum dos 3 locais, e em nenhum tamanho de unidade amostral as contagens de lagartas seguiram a distribuição de Poisson. Com exceção de Santa Maria, 40 unidades de 1,50 m, e de Júlio de Castilhos unidades de 1,50 m para o $\hat{K}$ estimado pelo método dos momentos, todas as contagens se ajustaram à distribuição binomial negativa. Isto discorda dos resultados a que chegaram SHEPARD e CARNER (1976) nos Estados Unidos. Esses autores concluíram que dados de contagem de lagartas da soja seguem mais a distribuição de Poisson do que a binomial negativa.

Os níveis mínimos de significância obtidos com o $\hat{k}$ estimado pelo método da máxima verossimilhança são um pouco superiores àqueles calculados com o $\hat{k}$ estimado pelo método dos momentos. Este fato indica uma melhor aderência dos dados à distribuição binomial negativa quando foi usado o método da máxima verossimilhança para estimar k .

Ao aplicar o teste χ^2 para verificar a aderência das contagens de lagartas às distribuições teóricas não foram satisfeitas todas as exigências do teste. De fato, houve classes com frequências esperadas menores que 1 e, em alguns casos, mais de 20% das frequências esperadas eram menores que 5. Classes com frequência esperada baixa tendem a elevar o valor do teste calculado e, por conseguinte, diminuir o nível mínimo de significância. Conclui-se então que o grau de aderência seria maior se o número de unidades amostrais colhidas fosse maior, e, conseqüentemente, menor o número de classes com frequência esperada baixa.

Considerando que podem ocorrer infestações mais altas do que aquelas existentes nas lavouras visitadas e com isso obter mais classes com frequências esperadas baixas, e considerando ainda que a estimativa de k e de sua variância foram afetadas quando o tamanho da amostra diminuiu de 50 para 40 unidades, conclui-se que 50 unidades amostrais é um número muito pequeno. Talvez 100 unidades ou mais, seja um número razoável a ser adotado em próximos levantamentos.

Ao executar as contagens em segmentos de 0,50 m de linha objetivou-se constatar qual o menor tamanho de unidade amostral viável. A unidade de 0,50 m, além de ter a variância superestimada, o que acarreta um maior erro padrão da média, forneceu também maior variância para $\hat{K}$, fatos que se traduzem em menor precisão para essas estimativas.

Além disso, as plantas de soja nas linhas não se encontram em distâncias iguais uma das outras, havendo inclusive espaços de 10 a 15 cm, e em alguns casos até 20 cm, sem nenhuma planta. O pesquisador ao coletar as lagartas inconscientemente tenderá a iniciar a unidade amostral num local onde existam plantas, nunca no começo ou no meio de um espaço vazio. Esta tendência pode tornar a amostra viciada quando a unidade amostral for pequena. Com unidades amostrais maiores este vício tenderá a ser compensado, uma vez que as unidades englobarão outros espaços vazios no correr da linha.

Em vista disso elegeu-se a unidade amostral de 1,00 m como mais vantajosa e que corresponde à recomendação de TURNIPSEED (1975). Verificou-se por outro lado que o tempo e o esforço gasto para fazer o levantamento de uma unidade amostral de 1,00 m não é maior do que aquele de uma unidade de 0,50 m. Entretanto, unidades maiores que 1,00 m, apesar de fornecerem estimativas mais precisas, exigem mais trabalho para serem coletadas. Considerou-se também, como demonstraram PIMENTEL GOMES *et alii* (1963) ao estudarem o problema da amostragem de cana-de-açúcar com o fim de fazer determinações tecno-

lógicas, que é mais vantajoso coletar maior número de unidades amostrais menores do que coletar um número mais reduzido de unidades maiores.

Com os dados de contagem de lagartas obtidos nas unidades amostrais de 1,00 m foi estimado o k comum. Pelo método da máxima verossimilhança (3.5.b) encontrou-se $\hat{k}_e = 5,019863$ e pelo método de Bliss e Owen (3.5.c) encontrou-se $\hat{k}_e = 5,381976$. Com as primeiras 40 unidades amostrais encontrou-se respectivamente $\hat{k}_e = 5,248466$ e $\hat{k}_e = 5,580233$, repetindo a tendência de aumentar o valor da estimativa com a diminuição do tamanho da amostra já verificada ao estimar o $\hat{k}$ para cada local individualmente.

6.2 - Plano de Amostragem Sequencial para Classificar a Infestação de Lagartas de Lavouras de Soja em Baixa, Moderada ou Alta

O número de unidades amostrais para uma amostra de tamanho fixo, considerando uma população infinita, é calculado pela fórmula

$$n = \frac{t^2 s^2}{d^2}$$

O valor t seria aquele da tabela com o nível α de significância, no caso 0,05, mas costuma-se usar o valor 2,00 sem que seja cometido erro apreciável. s^2 é a estimativa da variância da população. Neste caso foi calculada utilizando-se as contagens de lagartas nas unidades de 1,00 m dos 3 municípios onde foi feita a co-

leta, e encontrando $s^2 = 56,88$. Considerou-se

$$d = \frac{M_1 - M_0}{2}$$

Para testar a infestação baixa versus moderada obteve-se $d = 5$ e $n = 9$ e para testar a infestação moderada versus infestação alta $d = 7,5$ e $n = 4$.

Conforme foi discutido em 4.11 arbitrou-se o valor $m_0 = 15$ como limite superior do tamanho da amostra sequencial.

Usando o $\hat{k}$ comum obtido com 50 unidades amostrais em cada local de coleta e pelo método da máxima verossimilhança e as expressões (4.10.2.h), (4.10.2.i) e (4.10.2.j) obtiveram-se as estimativas dos parâmetros das linhas de decisão para classificar a infestação de lavouras pelas lagartas:

Infestação baixa versus moderada	Infestação moderada versus alta
----------------------------------	---------------------------------

$$h_0 = -27,8588$$

$$h_0 = -115,8796$$

$$h_1 = 27,8588$$

$$h_1 = 115,8796$$

$$S = 19,242066$$

$$S = 51,814284$$

A Tabela 5 apresenta os valores α_m e r_m calculados a partir desses parâmetros.

Examinando a Tabela 5 verifica-se que se existirem na primeira unidade amostral examinada 168 lagartas ou mais, a amostragem será suspensa rejeitando a hipótese $M = 45$ com probabilidade de erro $\alpha = 0,05$. Por conseguinte aceita-se a hipótese $M = 60$, isto é, considera-se a infestação como sendo alta.

Tabela 5 - Valores α_m e r_m para o plano de amostragem seqüencial para classificar a infestação de lagartas das lavouras de soja em baixa, moderada ou alta.

Número m de unidades amostrais examinadas	I n f e s t a ç ã o			
	Baixa versus moderada		Moderada versus alta	
	α_m	r_m	α_m	r_m
1	-	-	-	168
2	10	-	-	220
3	29	-	-	272
4	49	-	-	324
5	68	125	143	375
6	87	144	195	427
7	106	163	246	479
8	126	182	298	531
9	145	202	350	583
10	164	221	402	635
11	183	240	454	686
12	203	259	505	738
13	222	279	557	790
14	241	298	609	842
15	260	317	661	894

A 2.^a, 3.^a e a 4.^a unidades amostrais permitirão classificar a infestação em baixa ou em alta se o número acumulado de lagartas for, respectivamente, igual ou inferior a 10, 29 ou 49 ou igual ou superior a 220, 272 ou 324. Ainda não é possível classificar

a infestação como moderada. A partir da 5.^a unidade amostral as três classes são possíveis.

Para testar a infestação baixa versus moderada é calculado o número acumulado de lagartas coletadas $\sum_{i=1}^m y_i$ para cada unidade amostral coletada. Se $\sum_{i=1}^m y_i$ for igual ou menor que α_m conclui-se que a infestação é baixa com probabilidade $\beta = 0,05$ de estar incorrendo em erro. Se $\sum_{i=1}^m y_i$ for igual ou maior que r_m conclui-se que a infestação é moderada, com probabilidade de erro $\alpha = 0,05$. Para classificar a infestação em moderada versus alta o mesmo procedimento é adotado, porém com os valores α_m e r_m correspondentes a essa classificação.

Para ilustrar, será classificada a infestação da lavoura de Faxinal do Soturno, cujos dados serviram para determinar a distribuição espacial da praga e constam da Tabela 2. Comparando o número acumulado de lagartas com os valores α_m e r_m da Tabela 5 observa-se:

m	Infestação				
	Baixa versus moderada			Moderada versus alta	
	α_m	$\sum_{i=1}^m y_i$	r_m	α_m	r_m
1	-	9	-	-	168
2	10	+13=22	-	-	220
3	29	+18=40	-	-	272
4	49	+11=51	-	-	324
5	68	+15=66	125	143	375

O número acumulado de lagartas coletadas, $\sum_{i=1}^m y_i$, após examinar a 5ª unidade amostral foi 66, inferior ao valor α_m correspondente que é 68. Neste ponto o exame de novas unidades amostrais é suspenso. Aceita-se a hipótese $M = 15$, ou seja, conclui-se que a infestação da lavoura é baixa, com probabilidade $\beta = 0,05$ de estar tomando uma decisão errada. Se o número acumulado de lagartas estivesse contido no intervalo $[125; 143]$ a lavoura seria classificada como tendo infestação moderada. Finalmente, se o número acumulado de lagartas nas 5 unidades amostrais fosse igual ou superior a 375 a lavoura seria classificada como tendo infestação alta.

Repetindo o mesmo procedimento com as contagens de lagartas executadas em Santa Maria e em Júlio de Castilhos a mesma decisão seria tomada após examinar, respectivamente, 4 e 6 unidades amostrais.

A figura 4 apresenta a representação gráfica das linhas de decisão. A amostragem seqüencial pode ser desenvolvida através desse gráfico que, embora não seja ideal para trabalhos de campo, evidencia a tendência da variável $\sum_{i=1}^m y_i$.

O mesmo exemplo anterior, ou seja, a classificação da infestação da lavoura de Faxinal é apresentada. O ponto $(5; 66)$ se localiza abaixo da linha de decisão R_0 para classificar a infestação em baixa versus moderada, indicando que neste estágio suspende-se a coleta de novas unidades amostrais tomando-se a decisão anteriormente descrita para o processo tabular.

FIGURA 4 - Representação gráfica das linhas de decisão do plano de amostragem sequencial para classificar a infestação de lagartas de lavouras de soja em baixa, moderada ou alta. A linha pontilhada foi traçada com os dados colhidos em Faxinal do Soturno (Tabela 2).

Se depois de examinadas 15 unidades amostrais ainda não tiver sido tomada nenhuma decisão deve-se suspender a amostragem. Com base em 4.11, se o número acumulado de lagartas, $\sum_{i=1}^m y_i$, for igual ou menor que 288 considera-se a infestação como sendo baixa. Se esse número for igual ou maior que 778 classifica-se a infestação da lavoura como alta. Um número de lagartas entre 289 e 777 caracterizará uma infestação moderada.

6.3 - Curva Característica de Operação e Curva do Tamanho Médio das Amostras

Essas curvas não são essenciais ao plano de amostragem seqüencial que pode ser desenvolvido sem elas, mas seu estudo permite avaliar o desempenho do plano.

Atribuindo valores arbitrários a W nas expressões (4.10.3.b) e (4.10.3.c), considerando que $M = pk$ e utilizando (4.10.4.a) calcularam-se respectivamente os valores do parâmetro p da distribuição binomial negativa, os valores da função operatória característica $P(M)$, as médias M e as esperanças do tamanho médio das amostras $E_M(n)$. Os valores atribuídos a W e os outros calculados correspondentes encontram-se na Tabela 6.

Com os pontos $[M; P(M)]$ foi traçada a curva característica de operação, figura 5, que evidencia a variação de $P(M)$ em função de M , e que permite obter com aproximação o valor de $P(M)$ para pontos que não constam da Tabela 6.

Tabela 6 - Valores de p , M , $P(M)$ e $E_M(n)$ correspondentes aos valores atribuídos à variável auxiliar W .

W	Infestação baixa vs moderada				Infestação moderada vs alta			
	P	M	$P(M)$	$E_M(n)$	P	M	$P(M)$	$E_M(n)$
10,0	0,52	2,63	1,0000	1,68	3,20	16,09	1,0000	3,24
8,0	0,72	3,63	1,0000	1,78	3,89	19,54	1,0000	3,59
6,0	1,03	5,17	0,9999	1,98	4,81	24,16	0,9999	4,19
4,0	1,52	7,65	0,9999	2,40	6,07	30,49	0,9999	5,43
3,0	1,88	9,46	0,9998	2,85	6,88	34,52	0,9998	6,70
2,0	2,36	11,84	0,9972	3,74	7,83	39,30	0,9972	9,21
1,8	2,47	12,40	0,9950	4,03	8,04	40,36	0,9950	10,02
1,6	2,59	13,00	0,9910	4,38	8,26	41,46	0,9910	10,99
1,4	2,71	13,63	0,9840	4,80	8,49	42,60	0,9840	12,17
1,2	2,85	14,29	0,9716	5,31	8,72	43,78	0,9716	13,60
1,0	2,99	15,00	0,9500	5,91	8,96	45,00	0,9500	15,30
0,9	3,06	15,37	0,9340	6,24	9,09	45,63	0,9340	16,26
0,8	3,14	15,75	0,9133	6,60	9,22	46,27	0,9133	17,27
0,7	3,22	16,14	0,8870	6,96	9,35	46,92	0,8870	18,32
0,6	3,30	16,55	0,8540	7,32	9,48	47,58	0,8540	19,37
0,5	3,38	16,96	0,8133	7,66	9,61	48,25	0,8133	20,39
0,4	3,46	17,39	0,7645	7,96	9,75	48,94	0,7645	21,33
0,3	3,55	17,83	0,7075	8,20	9,89	49,64	0,7075	22,10
0,2	3,64	18,29	0,6431	8,36	10,03	50,35	0,6431	22,66
0,1	3,74	18,76	0,5730	8,41	10,17	51,08	0,5730	22,93
-0,1	3,93	19,74	0,4269	8,16	10,47	52,57	0,4269	22,52
-0,2	4,04	20,26	0,3568	7,87	10,62	53,33	0,3568	21,84
-0,3	4,14	20,79	0,2924	7,49	10,78	54,11	0,2924	20,92
-0,4	4,25	21,33	0,2354	7,05	10,94	54,91	0,2354	19,82
-0,5	4,36	21,90	0,1866	6,57	11,10	55,72	0,1866	18,61
-0,6	4,48	22,48	0,1459	6,09	11,26	56,54	0,1459	17,35
-0,7	4,60	23,08	0,1129	5,62	11,43	57,38	0,1129	16,11
-0,8	4,72	23,70	0,0866	5,16	11,60	58,24	0,0866	14,91
-0,9	4,85	24,34	0,0659	4,74	11,78	59,11	0,0659	13,78
-1,0	4,98	25,00	0,0500	4,35	11,95	60,00	0,0500	12,74
-1,2	5,26	26,38	0,0283	3,68	12,32	61,83	0,0283	10,92
-1,4	5,55	27,86	0,0159	3,13	12,69	63,73	0,0159	9,42
-1,6	5,86	29,43	0,0089	2,68	13,09	65,70	0,0089	8,20
-1,8	6,20	31,10	0,0049	2,32	13,50	67,74	0,0049	7,20
-2,0	6,55	32,89	0,0027	2,03	13,92	69,87	0,0027	6,38
-3,0	8,73	43,81	0,0001	1,13	16,30	81,83	0,0001	3,86
-4,0	11,76	59,05	0,0000	0,70	19,19	96,36	0,0000	2,60
-6,0	22,08	110,83	0,0000	0,30	27,04	135,76	0,0000	1,38
-8,0	43,04	216,05	0,0000	0,14	38,88	195,16	0,0000	0,81
-10,0	86,55	434,49	0,0000	0,07	56,93	285,76	0,0000	0,49

FIGURA 5 - Curva da Função operatória característica, $P(M)$, para classificar a infestação de lagartas de lavouras de soja em baixa X moderada (curva A) e em moderada x alta (curva B).

Verifica-se através da Tabela 6 e também da figura 5 que quando $M = 15$ e quando $M = 45$ para testar a infestação baixa versus moderada e moderada versus alta, respectivamente, o valor da função operatória característica é $0,95$. Isto indica que quando a média da lavoura atinge esses valores o teste tem probabilidade $0,95$ de aceitar as hipóteses $M = 15$ e $M = 45$, respectivamente. Existe então a probabilidade de $0,05$ de rejeitar essas hipóteses mesmo sendo verdadeiras. É a probabilidade α de erro. Então, quando $M = M_0$, tem-se $P(M) = 1 - \alpha$.

Quando $M = 25$ e $M = 60$ para testar a infestação baixa versus moderada e moderada versus alta, respectivamente, observa-se que $P(M) = 0,05$. Embora as hipóteses $M = 25$ e $M = 60$ sejam verdadeiras existe a probabilidade de $0,05$ de aceitar as hipóteses $M = 15$ e $M = 45$, respectivamente. É a probabilidade β de erro. Observa-se que se $M = M_1$ então $P(M) = \beta$.

Pelo mesmo processo são obtidas as probabilidades de aceitar H_0 , ou seja, de tomar decisões certas ou erradas dependendo do caso, para qualquer valor de M , isto é, para qualquer nível de infestação da lavoura.

Com os pontos $[M; E_M(n)]$ foi traçada a curva do tamanho médio das amostras. Esta curva, figura 6, além de evidenciar a variação de $E_M(n)$ permite obter valores dessa variável para pontos que não constam da tabela 6.

FIGURA 6 - Curva do Tamanho Médio das Amostras, $E_M(n)$, para classificar a infestação de lagartas de lavouras de soja em baixa ou moderada (curva A) e em moderada ou alta (curva B).

Da Tabela e figura 6 verifica-se que se $M = 10$, isto é, se a infestação da lavoura corresponder a 10 lagartas por 1,00 m de linha, então $E_M(n) \approx 3$. Isto indica que em lavouras com esta infestação são necessárias, em média, 3 unidades amostrais antes de tomar uma decisão. Se $M \approx 80$ uma decisão seria tomada após examinadas, em média, 4 unidades amostrais. Para $M = 50$ seriam necessárias 22 unidades amostrais, embora, como foi visto, o teste seja truncado depois de examinar 15 unidades.

Através da figura 6 fica evidenciado que o teste seqüencial exige um número maior de unidades amostrais para tomar uma decisão quando o grau de infestação M da lavoura está próximo do valor M' , no caso 20 e 52 para classificar a infestação em baixa ou moderada e moderada ou alta, respectivamente. Este fato pode ser considerado como uma vantagem do procedimento seqüencial, uma vez que ela exige maior amostragem quando é mais difícil tomar uma decisão, enquanto na amostragem convencional o tamanho da amostra seria o mesmo para qualquer grau de infestação, sendo desnecessariamente grande em certos casos e pequeno demais em outros.

É óbvio que ao iniciar a amostragem numa lavoura, não se conhece a média M de infestação e, por conseguinte, não se pode obter nem $P(M)$ nem $E_M(n)$ para essa lavoura. Mesmo assim a curva característica de operação e a curva do tamanho médio das amostras fornecem uma visão geral do funcionamento do plano de amostragem seqüencial.

6.3 - Complementações

Este trabalho não tem pretensões de apresentar um plano de amostragem seqüencial perfeito nem definitivo. Pelo contrário, deve ser considerado como um primeiro passo nesse sentido, devendo ser aperfeiçoado paulatinamente, mas cuja metodologia pode ser aplicada para outras pragas e outras culturas.

Os parâmetros da distribuição espacial da praga devem ser determinados com maior precisão fazendo levantamentos em outras regiões e em outros anos. Ao executar esses levantamentos deve-se examinar no mínimo 100 unidades amostrais e abranger também graus mais elevados de infestação.

Houve uma diminuição do valor de $\hat{k}$ quando o número de unidades amostrais passou de 40 para 50. Se persistir essa tendência, com o uso de um número maior de unidades amostrais, é provável que o $\hat{k}$, então mais próximo do parâmetro populacional, seja menor do que aquele usado neste trabalho. A consequência da diminuição do valor de $\hat{k}$ seria aumentar a diferença entre valores α_m e r_m relacionados.

Por outro lado, embora teoricamente o parâmetro não deveria variar com o aumento da infestação, diversos autores, entre eles SILVESTER e COX (1971) encontraram uma relação linear positiva entre as duas variáveis. Se existir essa relação para as lagartas da soja então lavours com infestação elevada tenderiam a apresentar um parâmetro k mais elevado do que aquele estimado neste trabalho, ha-

vendo talvez uma compensação para a diminuição prevista ao tomar maior número de unidades amostrais.

O $\hat{K}$ estimado pelo método da máxima verossimilhança apresentou menor variância e propiciou maior aderência ao modelo teórico do que aquele estimado pelo método dos momentos. Considerando também que esse método se aplica em todas as situações, ele parece ser mais vantajoso. Entretanto exige maior número de cálculos e se torna trabalhoso para quem não dispõe de computador.

Os valores M' , M_0 e M_1 , bem como o grau de desfolhamento de 30% aqui usados, têm certo grau de arbitrariedade. É possível que a prática venha aconselhar alguma mudança nesses valores. Além disso eles dependem do preço da soja e do preço da aplicação do inseticida que variam de ano para ano.

Para classificar a infestação de uma lavoura deve-se com auxílio de uma lona, como foi explicado no capítulo 4, coletar amostras aleatórias do número de lagartas *Anticarsia Gemmatilis* e *Plusia spp* com mais de 1 cm de comprimento em 1,00 m de linha. Os números acumulados de lagartas são comparados com os valores α_m e r_m existentes na Tabela 5, conforme foi explicado na seção 5.2. O procedimento é repetido em diversos locais conforme o tamanho da lavoura.

Quanto ao uso de inseticidas podem ser recomendadas as seguintes regras:

- a) Se a lavoura for classificada como tendo infestação baixa, não será necessário aplicar inseticidas, qualquer que seja o estágio da cultura.
- b) Se a lavoura for classificada como tendo infestação alta preconizar-se-á a aplicação imediata de inseticida.
- c) Se a infestação for moderada aplicar-se-á inseticida qual-quer que seja o estágio da cultura desde que haja um desfo-lhamento de 30% ou mais e não existirem lagartas mortas por doenças ou parasitas. Independente do grau de desfolhamento o inseticida deverá ser aplicado se a cultura estiver na fa-se de fim de floração ou formação de vagens.
- d) Em qualquer caso a aplicação deverá ser retardada se houver prenúncio de chuva forte eminente. A chuva, além de lixiviar o inseticida, tornando inócua sua aplicação, reduz a popula-ção da praga.
- e) Entretanto, se a infestação tiver sido moderada e não for aplicado o inseticida, ou se a infestação tiver sido baixa mas a soja está em estágio de floração ou de formação de va-gens, então a lavoura deverá ser reexaminada a cada 3 ou 4 dias.

Com base na experiência adquirida nos levantamentos executados em Santa Maria, Faxinal do Soturno e Júlio de Castilhos, fixou-se o tempo de 3 minutos para uma infestação baixa e 4 minu-

tos para uma infestação alta como sendo suficiente para examinar uma unidade amostral. Considerando o caso de uma infestação alta com o máximo de 15 unidades amostrais conclui-se que o tempo máximo necessário para inspecionar uma lavoura é de 1 hora. Entretanto, raras vezes esse tempo será necessário. O mais provável é que a inspeção termine antes de examinar as 15 unidades amostrais, muitas vezes com 4 ou 5 unidades o que corresponde ao tempo de 15 a 20 minutos.

Para os padrões de comportamento atual dos agricultores esse procedimento pode ser considerado árduo e moroso. Atualmente a simples presença da praga determina o uso imediato de medidas químicas de controle, e existem aqueles que aplicam o inseticida periodicamente como tratamento preventivo, sem que haja infestação.

Mas se considerados o custo da aplicação do produto e os malefícios ao equilíbrio biológico provenientes da aplicação desnecessária do inseticida, chega-se à conclusão que há grande vantagem em adotar a amostragem, embora a tomada de decisão exija mais trabalho.

Este plano de amostragem foi delineado com base em lavouras de soja semeadas em linhas distanciadas de 0,60 m, que é o espaçamento mais usado no Rio Grande do Sul. Para outros espaçamentos deveriam ser feitos novos estudos para verificar o comportamento das estimativas dos parâmetros da distribuição espacial da praga.

Talvez seja suficiente corrigir o tamanho da unidade amostral ou então os valores a_m e r_m . Assim, por exemplo, para o espaçamento de 0,40 m que corresponde a 2/3 do de 0,60 m bastaria utilizar unidades amostrais de 1,50 m ou tomar como a_m e r_m 2/3 dos valores apresentados na Tabela 5. Somente levantamentos de campo poderão confirmar se alguma dessas alternativas é válida.

7. CONCLUSÕES

Com base nos dados estudados conclui-se que:

1 - A unidade amostral constituída de 1,00 m de linha mostrou ser a mais viável dentre aquelas estudadas para executar levantamentos de infestação de lagartas da cultura da soja.

2 - Para estudar a distribuição espacial das lagartas da soja *Anticarsia gemmatalis* e *Plusia spp* 50 unidades amostrais em cada local são insuficientes. Devem ser examinadas no mínimo 100 unidades amostrais.

3 - As contagens do número de lagartas por 1,00 m de linha se ajustam à distribuição binomial negativa e não ao modelo de Poisson.

4 - A estimativa do parâmetro k pelo método da máxima verossimilhança apresenta algumas vantagens em relação ao método dos momentos.

5 - Com o exame de, no máximo, 15 unidades amostrais, operação que exige 1 hora no máximo, é possível classificar a infestação de lagartas de uma lavoura de soja em baixa, moderada ou alta, e então decidir sobre a conveniência ou não de aplicar inseticida.

8. SUMMARY

A bibliographic review about the use of sequential sampling in agricultural pests control is carried out and the methodology for execution of sequential sampling plans is described. The formulae, based on approximate Wald Sequential Ratio Test (SPRT), for calculating the slope and the intersect of the decision straight lines and the points to draw the Operating Characteristic (OC) curve and the Average Sample Number (ASN) curve for the binomial, normal, Poisson and negative binomial models are presented. A method of truncating the SPRT in practice is discussed.

A sequential sampling plan to classify in light, moderate or severe the infestation of *Anticarsia gemmatilis* and *Plusia spp* caterpillars on soybean fields was carried out.

To know the spacial distribution of the pests, samples were drawn in three municipality^{ies} of the State of Rio Grande do Sul. In each site 50 sample units were chosen casually^{ly} by ground cloth-shake^f.

method, in an about one hectare field. Each random sample unit was represented by a portion of 1.50 m of a row splitted in three part of 0.50 m each one. Thus plots of 0.50 m, 1.00 m and 1.50 m were obtained. Rows were spaced 0.60 m apart.

It was verified that caterpillar counts fit the negative binomial distribution and that the maximum likelihood method of estimating k had some advantages against the moment method. Also it was concluded that more than 50 sample units are necessary in each field. Maybe 100 units or more are required.

It was verified that the best sample unit size was 1.00 m and this size was used to develop the sequential sampling plan.

To classify the infestation of a soybean field in light or moderate the sequential plan was carried out to test the hypothesis $M = 15$ against $M = 25$ caterpillars in 1.00 m units. To classify the infestation in moderate or severe the plan was used to test the hypothesis $M = 45$ against $M = 60$ caterpillars in 1.00 m units.

A table that allows us to classify the infestation in one of the three classes above based on the cumulative number of caterpillars sampled is presented. The Operating Characteristic curve and the Average Sample Number curve are drawn.

If the infestation of the field is considered light, no chemical control measures are necessary. If the infestation is

severe the use of inseticides is recommended. If the infestation is moderate the use of chemical control depends upon the sta~~7~~e of plant grown and defoliation percentage.

9. LITERATURA CITADA

- ANDERSON, T.W., 1960. A Modification of the Sequential Probability Ratio Test to Reduce the Sample Size. The Annals of Mathematical Statistics, Baltimore, 31: 165-197.
- ANSCOMBE, F.J., 1949. The Statistical Analysis of Insect Counts Based on the Negative Binomial Distribution. Biometrics, Raleigh, 5: 165-173.
- BARTENSCHLAGER, H., 1970. Determination of the Boundaries of the Sequential Probability Ratio Test Given the Errors of the First and Second Kinds. Operations Research Verfahren, s.1. 7: 54-70.
- BLISS, C.I. e R.A. FISHER, 1953. Fitting the Negative Binomial Distribution to Biological Data. Biometrics, Raleigh 9: 176-200.
- BOLDT, P.E.; K.D. BIEVER e C.M. IGNOFFO, 1975. Lepidopteran Pests of Soybeans: Consumption of Soybean Foliage and Pods and Development Time. Journal of Economic Entomology, Menasha, 68: 480-482.

- CALZADA BENZA, J., 1954. Experimentación Agrícola con Aplicación a la Ganadería. Ediciones Agro-Ganaderas, Lima, 360 pp.
- DAVIES, R.G., 1971. Computer Programing in Quantitative Biology. Academic Press, Londres, 492 pp.
- DODGE, H.F. e H.G. ROMIG, 1929. A Method of Sampling Inspection. The Bell System Technical Journal, Nova York, 8: 613-631.
- EVANS, D.A., 1953. Experimental Evidence Concerning Contagious Distributions in Ecology. Biometrika, Londres, 40: 186-211.
- HARTENSTEIN, R., 1961. On the Distribution of Forest Soil Microarthropods and their Fit to "Contagious" Distribution Functions. Ecology, San Diego, 42: 190-194.
- HILLHOUSE, T.L. e H.N. PITRE, 1974. Comparison of Sampling Techniques to Obtain Measurements of Insect Populations on Soybeans. Journal of Economic Entomology, Menasha, 67: 411-414.
- IVES, W.G.H. e R.M. PRENTICE, 1968. A Sequential Sampling Technique for Surveys of the Larch Sawfly. The Canadian Entomologist, Ottawa, 90: 331-338.
- KEMP, K.W., 1958. Formulae for Calculating the Operating Characteristic and the Average Sample Number of some Sequential Tests. Journal of Royal Statistic Society, B, Londres, 20: 379-386.
- KNIGHT, F.B., 1967. Evaluation of Forest Insect Infestations. Annual Review of Entomology, Palo Alto, 12: 207-228.

- MADSEN, R., 1974. A Procedure for Truncating SPRT's. Journal of the American Statistical Association, Washington D.C., 69: 403-410.
- MANLY, B.F.J., 1969. Aproximations of the Characteristics of some Sequential Tests. Biometrika, Londres, 56: 203-206.
- MORRIS, R.F., 1954. A Sequential Sampling Technique for Spruce Budworm Egg Surveys. The Canadian Journal of Zoology, Ottawa, 32: 302-313.
- MORRIS, R.F., 1960. Sampling Insect Populations. Annual Review of Entomology, Palo Alto, 5: 243-264.
- OAKLAND, G.B., 1950. An Application of Sequential Analysis to Whitefish Sampling. Biometrics, Raleigh, 6: 59-67.
- PAGE, E.S., 1954. An Improvement to Wald's Approximation to some Properties of Sequential Tests. Journal of Royal Statistic Society, B, Londres, 16: 136-139.
- PIEDRABUENA, A.E., 1975. Algumas Considerações sobre Estruturas Binomiais no Ensino da Bio-Estatística. In: Anais da Reunião Internacional da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria, Piracicaba, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", em publicação.
- PIMENTEL GOMES, F.; O. VALSECHI; C.P. de ABREU e E.R. de OLIVEIRA, 1963. A Amostragem da Cana-de-Açúcar para Determinações Tecnológicas. Anais E.S.A. "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 20: 89-114.

- ROSAS, G.S., 1967. Influencia de la Defoliation Parcial em Plantas de Soja (Glycine max). Turrialba, Turrialba, 17: 93-97.
- SHEPARD, M.; G.R. CARNER e S.G. TURNIPSEED, 1974. A Comparison of Three Sampling Methods for Arthropods in Soybeans. Environmental Entomology, College Park, 3: 227-232.
- SHEPARD, M. e G.R. CARNER, 1976. Distribution of Insects in Soybean Field. The Canadian Entomologist, ⁺Otawa, 108: 767-771.
- STARK, R.W., 1952. Sequential Sampling of the Lodgepole Needle Miner. Forestry Chronicle, Toronto, 28: 57-60.
- SILVESTER, E.S. e E.L. COX, 1961. Sequential Plans for Sampling Aphids on Sugar Beets in Kern County, California. Journal of Economic Entomology, Menasha, 54: 1080-1084.
- TALLIS, G.M. e M.K. VAGHOLKAR, 1965. Formulae to Improve Wald's Approximations for Some Properties of Sequential Tests. Journal of Royal Statistics Society, B, Londres, 27: 74-81.
- THOMAS, G.D.; C.M. IGNOFFO; K.D. BIEVER e D.B. SMITH, 1974. Influence of Defoliation and Depodding on Yield of Soybeans. Journal of Economic Entomology, Menasha, 67: 683-685.
- TODD, J.W. e L.W. MORGAN, 1972. Effects of Hand Defoliation on Yield and Seed Weight of Soybeans. Journal of Economic Entomology, Menasha, 65: 567-570.
- TURNIPSEED, S.G., 1972. Response of Soybeans to Foliage Losses in South Carolina. Journal of Economic Entomology, Menasha, 65: 221-229.

TURNIPSEED, S.G., 1974. Sampling Soybean Insects by Various D-Vac, Sweep, and Ground Cloth Methods. The Florida Entomologist, Gainesville, 57: 217-223.

TURNIPSEED, S.G., 1975. Manejo das Pragas da Soja no Sul do Brasil. Trigo Soja, Porto Alegre, 1(1): 4-7.

WADDILL, V.G.; B.M. SHEPARD; S.C. TURNIPSEED e G.R. CARNER, 1974. Sequential Sampling Plans for Nabis spp and Geocoris spp on Soybeans. Environmental Entomology, College Park, 3: 415-419.

WALD, A., 1945. Sequential Tests of Statistical Hypothesis. Annals of Mathematical Statistics, Baltimore, 16: 117-186.

WALD, A., 1947. Sequential Analysis. John Wiley, Nova York, 212 pp.

WATERS, W.E., 1955. Sequential Sampling in Forest Insect Surveys. Forest Science, Washington D.C., 1: 68-79.