

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA  
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS  
CÂMPUS DE JABOTICABAL



“DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL E AMOSTRAGEM  
SEQÜENCIAL DE *Spodoptera frugiperda* (J. E.  
SMITH, 1797) NA CULTURA DO MILHO”

PAULO ROBERTO SILVA FARIAS  
“Engenheiro Agrônomo”

JABOTICABAL - SP

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA  
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS  
CAMPUS DE JABOTICABAL

**DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL E AMOSTRAGEM SEQUENCIAL DE  
*Spodoptera frugiperda* (J.E. SMITH, 1797) NA CULTURA DO MILHO**

Paulo Roberto Silva Farias

Orientador: Prof. Dr. José Carlos Barbosa

Co-Orientador: Prof. Dr. Antonio Carlos Busoli

Dissertação apresentada à Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias - UNESP, Campus de Jaboticabal, como parte das exigências para obtenção do título de Mestre em Agronomia, Área de Concentração em Entomologia Agrícola.

JABOTICABAL - SP

Março/1996

**Farias, Paulo Roberto Silva**  
F224d      **Distribuição espacial e amostragem seqüencial de *Spodoptera frugiperda* (J.E. SMITH, 1797) na cultura do milho. Jaboticabal, 1996.**

**130p.**

**Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias - Universidade Estadual Paulista.**

**1-Distribuição espacial - *Spodoptera frugiperda* - 2-Amostragem seqüencial - 3-Milho - *Spodoptera frugiperda*. I-A. II-T. III-Jaboticabal. FCAV.**

**CDU 633.15:595.78**

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Aquisição e Tratamento de Informação da Biblioteca - FCAVJ-UNESP**

## CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

**TÍTULO:** "DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL E AMOSTRAGEM SEQUENCIAL DE *Spodoptera frugiperda* (J.E. SMITH, 1797) NA CULTURA DO MILHO"

**AUTOR:** PAULO ROBERTO SILVA FARIAS

**ORIENTADOR:** Prof. Dr. JOSÉ CARLOS BARBOSA

Aprovada como parte das exigências para obtenção do Título de **MESTRE EM AGRONOMIA, ÁREA DE CONCENTRAÇÃO EM ENTOMOLOGIA AGRÍCOLA**, pela Comissão Examinadora:



Dr. JOSÉ CARLOS BARBOSA - Orientador

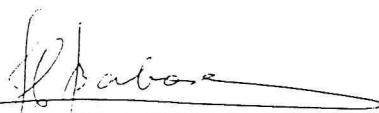


Dr. DILERMANDO PERECIN



Dr. IVAN CRUZ

Data da realização: 08 de março de 1996



---

Presidente da Comissão Examinadora  
Dr. JOSÉ CARLOS BARBOSA  
-Orientador-

Aos meus pais, JUVENAL e ANA, que lutaram com tantas dificuldades para que seus filhos pudessem ter a maior herança que um pai pode deixar: O estudo. E aos meus irmãos: DOMINGOS, DILSON, DULCE (in memorian), LUIZ, ORIMALDO, RONALDO, ODILENE, LURDINHA, SILA, KLEBER, NONATO, ANDRÉIA e PEDRINHO.

## DEDICO

A minha filha MAYRA e a MARISA que durante esses anos vem me apoiando e participando da minha vida compartilhando alegria, amor, lealdade e companherismo.

## OFEREÇO

## AGRADECIMENTOS

- Aos professores, JOSÉ CARLOS BARBOSA, ANTONIO CARLOS BUSOLI, ORLANDO SHIGUEO OHASHI, IRENICE SANTOS VIEIRA e MARIO VERBICARO.(in memorian), divido o resultado de um esforço consciente e honesto em prol do desenvolvimeno científico e valorização de minha vida profissional.
- Aos professores do Departamento de Entomologia e Nematologia da FCAVJ - UNESP, pelos ensinamentos e experiencias transmitidas.
- Ao Prof. Dr. JOSÉ CARLOS BARBOSA e ao Prof. Dr. ANTONIO CARLOS BUSOLI, pela orientação, incentivo e amizade.
- À todos os colegas da Pós Graduação da FCAVJ - UNESP.
- Aos amigos ZÉ CARLOS, FURTADO, GUMERCINDO e KENJI, pela convivência, incentivo e amizade.
- Aos colegas do Curso de Entomologia, pela amizade e trocas de experiencias.
- À bibliotecaria TIÊKO TAKAMIYA SUGAHARA, pela revisão da literatura citada.
- À CAPES (PICDT), pela concessão da Bolsa de Estudo.
- Aos gerentes da Fazenda de Ensino e Pesquisa NILSON NICOLAU e JOSÉ CARLOS AGOSTINI, pelo apoio dado na parte de campo.
- À todos aqueles que direta ou indiretamente colaboraram para que este trabalho fosse realizado.

## SUMÁRIO

LISTA DE QUADROS.....	iii
LISTA DE FIGURAS.....	iv
1. RESUMO.....	1
2. INTRODUÇÃO.....	2
3. REVISÃO DE LITERATURA.....	4
3.1. A cultura.....	4
3.2. O inseto, biologia e posição taxonômica.....	5
3.3. Natureza dos danos.....	8
3.4. Índices de agregação.....	10
3.4.1. Razão variância/média.....	12
3.4.2. Índice de Morisita.....	12
3.4.3. Parâmetro K da distribuição binomial negativa.....	13
3.4.4. O expoente K comum (Kc).....	14
3.4.5. Lei de potência de Taylor.....	15
3.5. Distribuição teórica de frequência.....	17
3.5.1. Distribuição de Poisson.....	18
3.5.2. Distribuição binomial positiva.....	19
3.5.3. Distribuição binomial negativa.....	20
3.5.4. Outras distribuições contagiosas.....	21
3.6. Amostragem seqüencial.....	23
3.7. Amostragem seqüencial com base na Lei de Taylor.....	25
3.8. Amostragem binomial (presença-ausência).....	26
4. MATERIAL E MÉTODOS.....	28
4.1. Local de instalação do ensaio.....	28
4.2. Cultura.....	31
4.3. Amostragens.....	31
4.4. Análise dos dados.....	32
4.5. Índices de agregação.....	32

4.5.1. Razão variância/média.....	33
4.5.2. Índice de Morisita.....	33
4.5.3. Expoente K da distribuição binomial negativa.....	34
4.5.3.1. Método dos momentos.....	34
4.5.3.2. Método da máxima verossimilhança.....	35
4.6. Estimativa dos parâmetros da Lei de Taylor.....	35
4.7. Distribuições teóricas de frequência.....	37
4.7.1. Distribuição de Poisson.....	37
4.7.2. Distribuição binomial positiva.....	37
4.7.3. Distribuição binomial negativa.....	38
4.7.4. Teste de ajuste das distribuições teóricas de frequência aos dados observados.....	39
4.8. Amostragem seqüencial para presença-ausência.....	40
4.9. Plano de contagem seqüencial com base na Lei de Taylor.....	43
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	45
5.1. Índices de agregação.....	45
5.2. Distribuição teóricas de frequência.....	51
5.2.1. Distribuição binomial negativa.....	51
5.2.2. Distribuição de Poisson.....	54
5.2.3. Distribuição binomial positiva.....	56
5.3. Estimativa dos parâmetros da lei de Taylor.....	65
5.4. Amostragem seqüencial para presença-ausência.....	66
5.5. Plano de contagem seqüencial com base na lei de Taylor.....	72
6. CONCLUSÕES.....	74
7. SUMMARY.....	76
8. LITERATURA CITADA.....	77
9. APÊNDICE.....	111

## LISTA DE QUADROS

QUADRO	Página
1. Médias, variâncias, razão variância/média, índice de Morisita, teste qui-quadrado, estatística $d$ e parâmetro $K$ para número de lagartas pequenas de <i>S. frugiperda</i> por planta.....	46
2. Médias, variâncias, razão variância/média, índice de Morisita, teste qui-quadrado, estatística $d$ e parâmetro $K$ para número de lagartas grandes de <i>S. frugiperda</i> por planta.....	48
3. Médias, variâncias, razão variância/média, índice de Morisita, teste qui-quadrado, estatística $d$ e parâmetro $K$ para número total de lagartas de <i>S. frugiperda</i> por planta.....	50
4. Teste qui-quadrado de aderência das freqüências observadas às freqüências esperadas pela distribuição binomial negativa para número de lagartas de <i>S. frugiperda</i> por planta.....	53
5. Teste qui-quadrado de aderência das freqüências observadas às freqüências esperadas pela distribuição de Poisson para número de lagartas de <i>S. frugiperda</i> por planta.....	55
6. Teste qui-quadrado de aderência das freqüências observadas às freqüências esperadas pela distribuição binomial positiva para número de plantas com pelo menos uma lagarta de <i>S. frugiperda</i> por 10 plantas.....	57
7. Estimativas dos parâmetros ( $a$ e $b$ ) e testes para ajuste à lei de Taylor.....	65
8. Plano de amostragem seqüencial para avaliar a infestação da lagarta do cartucho do milho, <i>S. frugiperda</i> .....	68

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA	Página
1. Localização do Experimento. Fazenda de Ensino e Pesquisa da FCAV-UNESP. Jaboticabal - SP.....	29
2. Croqui do experimento.....	30
3. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo I em 14/12/94.....	58
4. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo I em 21/12/94.....	58
5. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo I em 28/12/94.....	59
6. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo I em 05/01/95.....	59
7. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo I em 10/01/95.....	60
8. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo II em 15/12/94.....	60
9. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo II em 22/12/94.....	61
10. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo II em 29/12/94.....	61
11. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo II em 06/01/95.....	62
12. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo II em 12/01/95.....	62
13. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo III em 16/12/94.....	63
14. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo III em 27/12/94.....	63
15. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo III em 03/01/95.....	64
16. Distribuição espacial do número total de <i>S. frugiperda</i> no campo III em 09/01/95.....	64
17. Plano de amostragem seqüencial para números de plantas atacadas com pelo menos uma lagarta de <i>S. frugiperda</i> com base na distribuição binomial positiva.....	67
18. Curva característica de operação CO(p) do teste seqüencial da razão da verossi- milhança para população total de <i>S. frugiperda</i> .....	70
19. Curva do tamanho esperado de amostras do teste seqüencial da razão de verossi- milhança para população total de <i>S. frugiperda</i> .....	71
20. Plano de contagem seqüencial para estimar a média populacional da lagarta do cartucho do milho <i>S. frugiperda</i> , ao nível de 20% de probabilidade.....	73

## 1. RESUMO

Com o objetivo de se estudar as distribuições de lagartas de *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith, 1797) na cultura do milho, realizou-se um sistema de amostragem estratificada constituído por três campos formados por 100 parcelas cada um, conduzido numa área de milho da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal, no ano agrícola de 1994/1995. Foram contados o número de lagartas por planta em 16 datas de amostragem. Os dados obtidos foram ajustados às distribuições binomial negativa, Poisson e binomial positiva. Estudaram-se ainda os seguintes índices de agregação: índice de dispersão ( $s^2/m$ ), índice de Morisita, estatística  $|d|$ , parâmetro K da distribuição binomial negativa e o coeficiente b da lei de Taylor. Através dos estudos realizados, verificaram-se que os números de lagartas pequenas por planta se ajustaram a distribuição binomial negativa, enquanto que os números de lagartas grandes apresentaram uma distribuição tendendo para a aleatoriedade. Os índices de agregação mostraram uma marcada tendência de disposição espacial agregada para lagartas pequenas, grandes e total de *S. frugiperda*. Foram construídos planos de amostragem seqüenciais com base no número de lagartas por planta e com base na porcentagem de plantas infestadas.

## 2. INTRODUÇÃO

A cultura do milho ocupa grandes extensões agrícolas em todo continente americano. No Brasil, segundo o IBGE (1993), a área semeada com milho alcança 27% de toda a área explorada, podendo ser cultivado em todos os Estados brasileiros.

Apesar da extensa área cultivada, a produtividade que vem sendo obtida é muito baixa. MELO (1991) cita que a produção mundial de milho encontra-se por volta de 473 milhões de toneladas, desse total, 40% provêm dos Estados Unidos, maior produtor do mercado. Os Estados Unidos produzem três vezes mais que a China, segundo maior produtor, e oito vezes mais que o Brasil, terceiro maior produtor. Esses três países contribuem com 61,5% da produção mundial de milho. Os Estados Unidos também alcançam a melhor média de produtividade (7182 kg/ha), sendo esse três vezes maior que a do Brasil (2025 kg/ha).

São diversos os fatores responsáveis por essa baixa produtividade, mas sem dúvida, as pragas tem um bom percentual de participação, principalmente nos últimos anos com o cultivo de

milho “safrinha”, o qual oferece condições para a continuidade e desenvolvimento das pragas devido a permanência da planta de milho na área praticamente durante todo ano.

Entre as pragas que contribuem para baixar a produtividade a lagarta do cartucho *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith, 1797) (Lepidoptera-Noctuidae) é considerada a principal praga do milho no Brasil, atacando principalmente plantas jovens, chegando mesmo a impedir a produção de espigas comerciais, assumindo grande importância no México, América Central e América do Sul, causando perdas de 15 a 37% (CRUZ, 1993a).

PARRA et al. (1995) citam que a lagarta do cartucho do milho *S. frugiperda*, principal praga do milho no Brasil, passou, por exemplo, a ser em muitas áreas tão importante quanto a lagarta da espiga *Helicoverpa zea* (Boddie, 1850) no ataque às espigas.

Para implementar um manejo racional da lagarta do cartucho do milho, é necessário construir um plano confiável de amostragem que permita estimar a densidade populacional da praga e classificar seus danos e com base nisso tomar uma decisão sobre uma medida de controle.

Para se tomar uma decisão dessa natureza, há necessidade de se conhecer a distribuição espacial das lagartas de *S. frugiperda* na cultura. Com base na distribuição espacial é possível calcular o tamanho da amostragem, necessário para estimar os parâmetros populacionais.

O presente trabalho teve como objetivo descrever a distribuição espacial das lagartas de *S. frugiperda* e utilizar essa informação para desenvolver planos de amostragem seqüencial.

### **3. REVISÃO DE LITERATURA**

#### **3.1. A Cultura**

O milho (*Zea mays* L.), originário do continente americano, onde foi domesticado há cerca de 7000 a 10000 anos, sendo a espécie que atingiu o mais alto grau de domesticação. Graças às suas 300 raças, aproximadamente, e milhares de variedades, o milho é a espécie que conta com a mais ampla variabilidade genética natural. Isto tudo, aliado às características favoráveis do seu ciclo e de sua reprodução, tem contribuído para o grande desenvolvimento de sua cultura e progressos substanciais (PATERNIANI, 1990).

Segundo FORNASIERI (1992), é surpreendente que o milho, tendo-se originado há cerca de 7000 anos, de uma região tropical americana, provavelmente o México, tenha, por seleção, desenvolvido tipos adaptados a regiões desde o nível do mar até 3000 m de altitude e atingindo latitudes até a 58° - 60° N na Suécia, embora cultivado apenas para forragem verde.

O milho constitui-se no principal alimento para as atividades de criação, principalmente a suinocultura e a avicultura. Representa excelente alternativa para a alimentação humana, podendo substituir a farinha de trigo em até 50% (FUSQUINE, 1985).

MELO (1991) cita que, a produção mundial de milho encontra-se por volta de 473 milhões de toneladas; desse total, 40% provêm dos Estados Unidos, maior produtor do mercado. Os Estados Unidos produzem três vezes mais que a China, segundo maior produtor, e oito vezes mais que o Brasil, terceiro maior produtor. Esses três países contribuem com 61,5% da produção mundial de milho. Os Estados Unidos também alcançam a melhor média de produtividade (7182 kg/ha), sendo esse três vezes maior que a do Brasil (2025 kg/ha).

### **3.2. O inseto, biologia e posição taxonômica**

A lagarta do cartucho do milho *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith, 1797) (Lepidoptera: Noctuidae) caracteriza-se pela polifagia, e, segundo MITCHELL (1979) extrema preferência pelo milho. SPARKS (1979) reconhece a importância agrícola deste noctuídeo e admite sua origem nas regiões tropicais e subtropicais do Hemisfério Ocidental. BARFIELD et al. (1980) indicam que as densidades populacionais do inseto deslocam-se no tempo e no espaço, sem que conheçam os motivos que determinam tal tendência.

Segundo TORRES (1981), a lagarta do cartucho *S. frugiperda* tem a seguinte posição taxonômica:

Classe	<b>Insecta</b>
Subclasse	<b>Pterygota</b>
Ordem	<b>Lepidoptera</b>
Sub-ordem	<b>Heterocelea-Frenatae</b>
Superfamília	<b>Noctuoidea</b>
Família	<b>Noctuidae</b>
Subfamília	<b>Acronictinae</b>
Tribo	<b>Prodeninii</b>
Gênero	<i>Spodoptera</i>
Espécie	<i>S. frugiperda</i>

PASSOA (1991) relata que a sutura epicranial que tem a forma de um "Y invertido" não pode ser usada corretamente para identificação de *S. frugiperda*. Em decorrência dessa característica ser do gênero *Spodoptera*, constituído por várias espécies (*S. exigua*, *S. latifascia*, *S. ornithogalli*, *S. dolichos*, *S. sunia* e *S. eridania*) com essa sutura. O que define a *S. frugiperda* é o pináculo dorsal usualmente proeminente, as vezes fracos nas formas verdes, sendo que o diâmetro é igual ou maior que o diâmetro do espiráculo abdominal.

LEIDERMAN & SAUER (1953) observaram que cada mariposa coloca 150 ovos, geralmente à noite, em três e eventualmente em 5 ou 6 camadas superpostas, em ambas as páginas das folhas, mostrando certa preferência, no caso de milho, pela página superior. Após a eclosão das larvas, ocorrem 5 a 6 mudas de pele, no período larval, de duração média de 23 a 25 dias sob condições de laboratório, medindo cada lagarta ao final desse período aproximadamente 50 mm de comprimento.

Doportto (1964) citado por TORRES (1981), relata que o inseto completa cada geração num período de 38 a 39 dias, durando de 20,7 a 22,5 dias em estado larval e 7,5 a 8,8 como pupa. SIFUENTES (1974) verificou que esta praga dura como larva de 20 a 25 dias.

O inseto adulto é uma mariposa medindo cerca de 35 mm de envergadura, apresentando uma coloração pardo-escura nas asas anteriores, e branco-acinzentada nas asas posteriores. As posturas são feitas em massas, possuindo, em média, 150 ovos. O período de incubação dos ovos é de aproximadamente 3 dias (CRUZ et al., 1986).

NAKANO et al. (1981) constataram que o ciclo evolutivo é de mais ou menos 32 dias e está assim distribuído: período de incubação dos ovos 4 dias; período larval 21 dias; período pupal 7 dias. Portanto, a praga pode dar até três gerações antes, da maturação da espiga, podendo ocorrer o ataque da terceira geração na espiga do milho.

METCALF & FLINT (1965) relatam que, durante um ano podem ocorrer de 5 a 10 gerações da praga. LEIDERMAN & SAUER (1953) citaram a provável ocorrência de 5 gerações anuais em Campinas - SP.

Apesar de algumas discordâncias, os autores: BERTELS (1956), COSTA et al. (1984), ÁVILA & DEGRANDE (1991), BIANCO (1991), relatam que a lagarta apresenta o comportamento de canibalismo, sendo por isso que normalmente encontra-se apenas uma lagarta bem desenvolvida em cada cartucho da planta. Entretanto, é possível encontrar lagartas de instares diferentes num mesmo cartucho, porém separadas por lâmina de folhas.

Segundo VALICENTE & CRUZ (1991) o período larval varia com a temperatura. Em temperaturas como as que normalmente ocorrem durante o cultivo do milho (25 a 27°C), a lagarta completa o seu desenvolvimento em cerca de 15 a 20 dias.

### 3.3. Natureza dos danos

Na literatura entomológica mundial é comum encontrar referências sobre os prejuízos quantitativos e qualitativos da *S. frugiperda* para a cultura do milho. Na Venezuela, HOROVITZ (1960); WISEMAN et al. (1966) nas Américas; VELEZ & SIFUENTES (1967) no México; PEÑA (1975) no Peru; CHIANG (1978) nos Estados Unidos; HUIS (1981) na Nicarágua; SINHA (1983) na Guiana; consideram ser a *S. frugiperda* uma das principais pragas do milho. CRUZ et al. (1986) considera a *S. frugiperda* como a praga mais disseminada, e a mais importante na cultura do milho no Brasil. BASTO (1981), fundamentado nos registros entomológicos, revela perdas na produção do milho, que oscilam de 30 a 50%, podendo, em condições excepcionais, ocorrer perda total. MITCHELL & McLAUGHLIN (1982) consideram a *S. frugiperda* como uma das duas mais sérias pragas agrícolas das Américas, enquanto que WISEMAN et al. (1982) adiantam que o referido inseto constitui-se no fator limitante mais previsível, no segundo cultivo de verão, no Sudeste dos Estados Unidos.

VELEZ & SIFUENTES (1967) constataram em seus experimentos, que um ataque iniciado com cerca de 75% de infestação no milharal, com 12 dias de plantio reduziu a produção em 38%, justificando o controle da praga.

CARVALHO (1969), no ano agrícola de 1967/68, obteve resultados, que indicaram uma redução na produção em torno de 20% para as plantas atacadas pela praga. Posteriormente, CARVALHO (1970) estimou os danos devido à ocorrência de *S. frugiperda* com inúmeros genótipos de milho, indicando que a praga reduz a produtividade do milho de 15% a 35% quando o ataque ocorrer na época do desbaste, 30% quando aos 49 dias após a semeadura e 34% quando na época do florescimento.

Segundo CRUZ & OLIVEIRA (1989), a lagarta do cartucho *S. frugiperda* é considerada uma das principais praga do milho nas Américas. Pode ocorrer durante todos os estágios de crescimento da cultura, assumindo grande importância no México, América Central e América do Sul, causando perdas de 15 a 37%.

POPOV & REINES ALVAREZ (1975) estudaram os danos de *S. frugiperda* e observaram que, dependendo da época de plantio, o total de plantas severamente danificadas variam de 22% até 85%.

CHIANG (1978) considera que nos Estados Unidos em 1951/60, o potencial de produção de milho foi reduzido em cerca de 12%, dos quais 0,5% pela lagarta do cartucho.

CRUZ & TURPIN (1982), numa pesquisa realizada nos Estados Unidos, observaram que o estágio de desenvolvimento do milho mais susceptível à lagarta, foi quando a planta apresentava de 8 a 10 folhas (30-40 dias), resultando numa perda de produção de 18,7%.

HRUSKA & GLADSTONE (1988) observaram que infestações de *S. frugiperda* em 100% de plantas de milho irrigado causaram reduções de 45% no rendimento da cultura. Posteriormente HRUSKA (1989) concluiu que, quando a cultura do milho fica infestada por mais de 25 dias, desde a planta nova até o estágio de espiga, para cada 10% de plantas infestadas a partir de 23 dias após a emergência, houve uma redução de 4,5% no rendimento.

Horovitz (1960), citado por MAYRINK (1994), observou que os prejuízos são causados por larvas entre o 3º e último ínstars, quando se alojam no cartucho das plantas. As observações podem ser complementadas pelo trabalho de MELO & SILVA (1986), que verificaram que os maiores danos causados por larvas do 6º instar, conferindo um consumo foliar neste estágio de 80% do consumo total. Segundo CRUZ (1993a) a lagarta também pode dirigir-se à espiga, penetrando geralmente em sua base, alimentando-se dos grãos.

Segundo ÁVILA & DEGRANDE (1991) ocasionalmente a lagarta pode perfurar o colo da planta e provocar a morte das folhas do cartucho ("coração morto"), levando às vezes ao perfilhamento. Esse comportamento do inseto tem sido observado somente em condições de alta densidade populacional da praga. Em ataques mais tardios, foram encontradas lagartas abrigando-se entre o colmo e a base da espiga e destruindo a palha e alguns grãos.

BIANCO (1991) observou que em situação de seca, durante a fase vegetativa do milho, como na safra 78/79 no estado do Paraná, o prejuízo observado em área com 100% de infestação, foi de 60%, em função da redução no peso médio das espigas e do aumento no número de plantas improdutivas.

CRUZ (1992) cita que os danos provocados pela lagarta do cartucho podem chegar a 34%, no entanto, em termos médios ficam ao redor de 20%. A planta do milho é mais sensível ao seu ataque quando a infestação inicia-se entre 40 e 45 dias de idade. Nessa ocasião é que, geralmente, deve ser feito o controle.

Segundo CRUZ (1993b) é interessante observar que a raspadura é provocada por larvas de aproximadamente 1 cm e o controle de lagartas deste tamanho é particularmente importante, pois a praga ainda não ocasionou danos significativos às plantas, além de ser mais sensível nesta fase à ação dos inseticidas.

### **3.4. Índices de Agregação**

Segundo WATERS & HENSON (1959), SEVACHERIAN & STERN (1972), RABINOVICH (1980), ODUM (1985), MARGALEF (1986), o fenômeno de agregação dos

indivíduos obedece a fatores de natureza física e biológica no caso hipotético em que nem todos os pontos do espaço têm a mesma probabilidade de serem ocupados por um indivíduo, pois certos pontos onde as condições e fatores que afetam a sobrevivência são mais favoráveis que outros, tendo entre eles lugares intermediários.

MESINA (1986) cita que é possível explicar a agregação tendo condições homogêneas no espaço ocupado pelos organismos; é quando existe uma interação positiva ou negativa entre eles, dentre as quais é possível distinguir:

- a) Locais de hibernação ou estivação, postura, alimentação;
- b) Influência do clima (umidade, temperatura, vento, luminosidade);
- c) Reprodução: exerce uma atração a outros organismos mediante feromônios, sons ou habitat adequado;
- d) Ação desuniforme de parasitos ou predadores.

USHER (1969) amostrando um terreno em busca de colembolos, encontrou que de 324 blocos de 48 amostra, cada uma das disposições estavam assim distribuídas: 71,7% agregados; 27,4% ao acaso; 0,0% uniformes.

WYNNE (1962) relata que, a formação de grupos de agregados constitui um mecanismo muito importante de regulação de atividades sociais e de reprodução. COHEN (1971) reconhece que se pode aceitar certa probabilidade de que um indivíduo se una a outro, ou ao grupo numa probabilidade mais ou menos diferente de que abandone o grupo. Sobre esta base se pode construir um modelo estatístico muito simples. É lógico que o tamanho do grupo e sua composição influencia mais sobre a probabilidade de abandoná-lo do que sobre a probabilidade de agregar-se.

Segundo PERECIN (1995) um índice ideal seria o que pudesse: a) oferecer valores reais e contínuos para todos os graus desde regular até altamente contagioso; b) não ser afetado pelo tamanho, número ou forma da unidade amostral; c) oferecer facilidade de cálculo; d) ter interpretação biológica; e) permitir testes de significância. O mesmo autor afirma, que não há um índice que satisfaça todos os itens.

### **3.4.1. Razão Variância/Média**

Foi primeiramente usada por Clapham (1936) citado por PERRY & MEAD (1979). ELLIOT (1979) menciona que esse índice é também chamado de índice de dispersão e segundo RABINOVICH (1980), esse índice serve para medir o desvio de um arranjo das condições de aleatoriedade. Valores iguais à unidade, indicam um arranjo espacial ao acaso; menor que a unidade, indicam uma disposição espacial regular ou uniforme e valores significativamente maiores que a unidade, um arranjo contagioso.

As limitações deste índice residem na influência que tem o tamanho da unidade de amostragem na quantidade de indivíduo observado, sendo extremamente afetado nas disposições de contágio (SOUTHWOOD, 1971; GREEN, 1966).

### **3.4.2. Índice de Morisita**

MORISITA (1959, 1962) desenvolveu este índice tentando torná-lo independente do tamanho da unidade de amostragem. BIANCO (1982) cita que esse índice é muito influenciado pela quantidade de amostras (N). POOLE (1974) assinalou que isso é possível sob certas condições, de

maneira que a população consista de um grupo ou manchas de indivíduos de diferentes densidades, e, dentro do agregado eles estejam distribuídos ao acaso. Embora exista uma relativa independência do tamanho da unidade da amostragem, é preciso que a unidade escolhida implique em pelo menos um agregado de indivíduos.

Segundo NASCIMENTO (1995) valores próximos à unidade, indicam um arranjo ao acaso, valores superiores, indicam uma disposição agregada e valores inferiores à unidade, um arranjo regular ou uniforme.

A limitação do índice de Morisita é que este recebe muita influência da quantidade de amostras ( $N$ ), tornando-se necessário, para uma utilização segura, que o número de unidades de amostras seja o mesmo nos campos que estejam em comparações (MESINA, 1986).

### 3.4.3. Parâmetro $K$ da distribuição binomial negativa

Segundo WATERS (1959), HARCOUT (1965), SOUTHWOOD (1978), PERECIN (1978), BARBOSA (1978), ELLIOT (1979), e TAYLOR (1984), o parâmetro  $K$  é um indicador da agregação de artrópodos, com a condição dos dados ajustarem-se à distribuição binomial negativa. GUPPY & HARCOUT (1970), SHEPARD (1972) e PIETERS & STERLING (1973) comentam que o valor de  $K$  aumenta com o desenvolvimento de certos insetos, cujas fêmeas põem massas de ovos, onde depois haveria a dispersão das larvas ou ninfas do local de oviposição, ou com a migração e mortalidade dependente da densidade.

CROFT et al. (1976), MOWERY et al. (1980) e ZAHNER & BAUGAERTNER (1984) determinaram a disposição agregada do ácaro *Panonychus ulmi* na planta, utilizando o parâmetro  $K$

da distribuição binomial negativa. Verificaram também que ocorreu agregação entre plantas, determinado pelos coeficientes da lei da potência de Taylor.

Segundo MORRIS (1954), HARCOURT (1961), REYNA & CARRILLO (1971), SOUTHWOOD (1978), NACHMAN (1981) o valor de  $K$  é influenciado pelo tamanho da amostra e, portanto, as comparações podem-se fazer em forma segura dentro das amostras do mesmo tamanho. O parâmetro  $K$  é influenciado pela média e quantidade de amostras.

Existem vários métodos para calcular o parâmetro  $K$ . Dentre eles, os mais usados são o método dos momentos, desenvolvido por ANSCOMBE (1949, 1950) e o método de máxima verossimilhança (BLISS & FISHER, 1953), sendo este último considerado como o método mais preciso para estimar  $K$  (ELLIOT, 1979).

#### **3.4.4. O expoente $K$ comum ( $K_c$ )**

BEALL (1942), BLISS & OWEN (1958), ALLEN et al. (1972), PIETERS et al. (1977) têm levantado a hipótese de que o expoente  $K$  seja um parâmetro constante em determinadas populações biológicas. ELLIOT (1979), calculou o  $K_c$  de dados obtidos em diferentes épocas, e chegou à conclusão que a sua aplicação é fundamental na técnica da amostragem seqüencial. SOUTHWOOD (1971), SEVACHERIAN & STERN (1972), assinalaram que o  $K_c$  é adequado para estimativa da população de pragas.

PERECIN (1978) estudou a aplicação de distribuições binomiais negativas com expoente  $K_c$  em dados pedológicos e entomológicos, mostrando aplicações do teste seqüencial da razão de verossimilhança. Concluiu que todas as distribuições de frequências, obtidas com dados de contagem na prática, podem se ajustar aproximadamente à distribuição binomial negativa com expoente  $K_c$ .

BARBOSA & PERECIN (1982) estudaram modelos probabilísticos para as distribuições de lagartas *Spodoptera frugiperda* em milho, concluindo que em alguns dos casos apresentados, os dados se ajustaram à distribuição binomial negativa com expoente  $K_c$ .

Quando  $K_c$  é conhecido, uma ou ambas as transformações, dependendo dos valores dos parâmetros, podem estabilizar a variância eficientemente e conduzir à homocedasticidade, à aditividade e à normalidade (ANSCOMBE, 1948; BLISS & OWEN, 1958), e segundo KOGAN et al. (1974) no cálculo de  $K_c$ , deve-se verificar se existe a independência entre a média e o valor  $1/K$ .

### 3.4.5. Lei de potência de Taylor

Vários índices são utilizados para analisar o padrão de agregação de uma espécie, porém cada um apresenta suas limitações (VARGAS, 1986). Já TAYLOR (1978, 1984) cita que a lei de potência de Taylor é melhor que outros, quando se procura a melhor representação mediante um indicador de agregação.

Segundo TAYLOR (1961, 1965, 1971), SOUTHWOOD (1971) e BANERJEE (1976) a variância e a média tendem a aumentar juntas, obedecendo a uma lei de potência expressa por  $S^2 = am^b$ , onde os coeficientes **a** e **b**, são conhecidos como coeficientes de Taylor, e fornecem estimativas do padrão de agregação do inseto. TAYLOR (1961) cita que o coeficiente **a** é conhecido como fator de amostragem, sendo afetado, principalmente pelo tamanho da amostra, e o coeficiente **b** é conhecido como índice de agregação, sendo característico e constante para cada espécie. Segundo HEALY & TAYLOR (1962) a limitação deste índice é que o valor de **a** é muito afetado pelo tamanho da unidade de amostragem, logo sua utilização é segura quando se conhece o tamanho ideal para representar uma população.

ZALOM et al. (1985) e WILSON (1985) citam que quando o coeficiente **b** é significativamente maior que 1, a disposição do organismo é agregada, igual ou próximo a 1, a disposição é aleatória e quando o coeficiente **b** é menor que 1, a disposição espacial é regular ou uniforme. Banerjee (1976), citado por RIBEIRO (1988) observou que o coeficiente **b** pode sofrer variação intra-específica, quando estimado separadamente para cada fase de desenvolvimento pós-embrionário e pode variar também com a distribuição temporal da população.

WILSON & ROOM (1982, 1983) encontraram valores diferentes de **a** e **b** entre o estágio de ovo e o desenvolvimento larval de *Heliothis* spp, evidenciando uma agregação progressivamente menor nos últimos instares. WILSON et al. (1983b) verificaram a variação nos coeficientes de Taylor antes e após o pico populacional de *Tetranychus* spp em algodão.

O procedimento padrão para estimar esses coeficientes é via regressão linear entre os dados de média e variância transformados em log (RUESINK & KOGAN, 1982 e WILSON et al., 1983b), segundo a equação:

$$\ln s^2 = \ln a + b \ln m$$

onde, o valor de **a** é o antilog do ponto de intersecção no eixo,  $\log s^2$  e **b** é a inclinação da reta da regressão.

As principais aplicações do coeficiente **b** são na obtenção de transformações de dados originais para realização de análises estatísticas, levando à estabilização da variância e no desenvolvimento de planos de amostragem seqüencial (SOUTHWOOD, 1978; WILSON & ROOM, 1983).

### 3.5. Distribuições teóricas de frequência

PIELOU (1969) define o termo distribuição, como sendo a maneira de expressar a forma de como os possíveis valores de uma variável se distribuem, com diferentes frequências, em um certo número de classes possíveis. TAYLOR (1984) cita que as disposições dos organismos no espaço é uma característica ecológica da espécie, resultante de nascimento e morte de indivíduos.

CROFT & HOYT (1983) afirmaram que o conhecimento da distribuição dos artrópodos é fundamental para garantir a realização de estratégias de controle, otimização de técnicas de amostragem, estudos e modificações de táticas, determinação de danos econômicos e incorporação da dinâmica espacial dentro do modelo populacional. BARBOSA (1985) cita que para se tomar uma decisão dessa natureza, há necessidade de se conhecerem as distribuições de frequências dos números de indivíduos de cada praga em cada cultura, adotando critérios de amostragem para estimar os parâmetros populacionais e de se conhecerem os danos causados à produção em função deste parâmetro.

O conhecimento das distribuições de probabilidade que descrevem as disposições espaciais de insetos pragas, que são obtidas a partir dos dados de contagens, é importante para o estabelecimento de critérios adequados de amostragem, análises estatísticas e decisão sobre o controle de praga (SOUTHWOOD, 1978; RUESINK, 1980; TAYLOR, 1984).

Vários pesquisadores vêm estudando a distribuição espacial de várias espécies de artrópodos, entre os quais *Helicoverpa* spp (FITT et al., 1989); *Epitrix cucumeris* (STEWART & THOMPSON, 1989); *Dendroctonus adjunctus* (TOVAR et al., 1989); *Anticarsia gemmatalis* (LEE & JOHNSON, 1990); *Ixodes dammini* (DANIELS & FISH, 1990); *Anasa tristis* (PALUMBO et al.,

1991); *Cacopsylla pyricola* (HORTON et al., 1992); *Lymantria dispar* (LYONS & LIEBHOLD, 1992); *Myzus nicotianae* (ECKEL & LAMPERT, 1993); *Formica subsericea*, *F. neogagates* e *Aphaenogaster fulva* (WESELOH, 1994); *Orius similis* e *Pectinophora gossypiella* (ZHANG et al., 1994); *Hemisarcophaga coccophagus* (IZRAYLEVICH & URI, 1995); *Sympiesis marylandensis* e *Phyllonorycter crataegella* (MAIER & WESELOH, 1995).

### 3.5.1. Distribuição de Poisson

Poisson (1837) citado por BARBOSA (1985) descreveu um modelo de distribuição aleatória, onde a variância e a média são iguais, e a distribuição dos indivíduos não é influenciada por outros indivíduos.

Esta distribuição foi utilizada por alguns autores para descrever a disposição espacial de artrópodos (EVANS, 1971; POOLE, 1974; HARCOUT & GUPPY, 1976; ONSAGER & DAY, 1975; STRAYER et al., 1977; DANIELSON & BERRY, 1978; ONSAGER, 1981). A distribuição espacial de *Anticarsia gemmatalis* foi estudada por SHEPARD & CARNER (1976) que fizeram teste de aderência com as seguintes distribuições: Poisson, dupla Poisson de Thomas, Poisson com zeros, Poisson binomial, Neyman tipo A e binomial negativa. Concluíram que a distribuição do inseto estudado se ajusta mais com a distribuição de Poisson do que com as outras.

MITCHELL & FUXA (1987) estudaram a distribuição espacial da *Spodoptera frugiperda*. Dados de amostras de uma planta e cinco plantas, para larvas pequenas, média e grandes e para população total, foram ajustadas a distribuição de Poisson, binomial negativa e Neyman tipo A. Concluíram que para larvas de tamanho médio, a distribuição de Poisson apresentou o melhor ajuste, tanto para amostra de uma planta como para de amostras de cinco plantas.

Embora este tipo de distribuição não seja de ocorrência muito frequente, autores como SOUTHWOOD (1978) e BINNS (1986) comentam que populações de colonizadores e altas densidades populacionais levam freqüentemente à distribuição de Poisson. No entanto REYNA & CORRILLO (1971); SEVACHERIAN & STERN (1972), PIELOU (1977); MOWERY et al. (1980) e TAYLOR (1984), assinalaram que, em condições naturais, é difícil achar disposições ao acaso devido à sua exigência de absoluta independência biológica.

### 3.5.2. Distribuição binomial positiva

O modelo matemático que melhor representa a disposição regular ou uniforme, onde a variância é menor que a média é a Binomial Positiva (RABINOVICH, 1980).

A função de probabilidades é obtida pela expansão do binômio  $(p+q)^K$ , onde **K** é o número máximo de indivíduos que poderá conter a unidade amostral, **p** é a probabilidade de que qualquer espaço, seja ocupado por um indivíduo e **q** é a probabilidade de não ocorrer a presença desse indivíduo (GREIG-SMITH, 1964).

BARBOSA (1978) estudando modelos probabilísticos para distribuição de *Spodoptera frugiperda*, cita a distribuição binomial positiva como sendo a melhor para descrever a proporção de plantas atacadas pela lagarta.

### 3.5.3. Distribuição binomial negativa

Segundo TAYLOR (1984), essa distribuição foi desenvolvida em 1929 por Yule e Greenwood em estudos ecológicos e se caracteriza por ter a variância maior que a média, significando uma agregação dos indivíduos.

Embora existam várias distribuições que podem ser ajustadas a dados de amostragem de insetos, segundo um grande número de pesquisadores, a distribuição binomial negativa caracteriza melhor as espécies de insetos que formam agrupamentos, do que qualquer outro modelo estudado (ROJA, 1964; ROBLES et al., 1971; KUEHL & FYE, 1972; PIETERS & STERLING, 1973; PERECIN, 1978; PERECIN & OLIVEIRA, 1979; ARAGON et al., 1981; PERECIN, 1981; BARBOSA & PERECIN, 1982; TOVAR et al., 1989; BOSQUE-PÉREZ & MARECK, 1990; PERECIN & FERNANDES, 1991; LINGAPPAIAH, 1992; PERECIN & BARBOSA, 1992; FERGUSON et al., 1992; TONHASCA et al., 1994; PERECIN & BARBOSA, 1994).

Devido à grande versatilidade de utilização deste modelo matemático, ele ocupa um lugar importante nos estudos ecológicos de insetos e ácaros, descrevendo as disposições das suas populações (MESINA, 1986).

QUINTEROS (1984) estudando a distribuição espacial de lagartas de *Scrobipalpula absoluta* em cultura de tomate, concluiu que, numa comparação entre Poisson, binomial generalizada, binomial negativa, Neyman tipo A e Poisson Dupla de Thomaz, a binomial negativa descreveu melhor a distribuição espacial.

A distribuição binomial negativa é descrita por dois parâmetros: a média e o expoente  $K$ , o qual é a medida do grau de agregação geralmente referido como "parâmetro de dispersão" (SOUTHWOOD, 1971). Quando o valor de  $K$  é muito alto ( $K \rightarrow \infty$ ), a distribuição binomial negativa se aproxima da série de Poisson. Quando o valor de  $K$  tende para zero ( $K \rightarrow 0$ ), a distribuição binomial negativa, tende para a série logaritmica (SOUTHWOOD, 1978).

#### 3.5.4. Outras distribuições contagiosas

Neyman (1939) citado por QUINTEROS (1984), apresentou uma fórmula para uma família de distribuições de onde derivam as distribuições tipos A, com 2 e 3 parâmetros, e os tipos B e C. No mesmo trabalho aplicou a distribuição tipo A com 2 parâmetros a 12 distribuições de freqüências de lagartas e 3 de leveduras em quadrados de um hematocitômetro. O ajuste obtido em todos os casos por ele apresentados foi excelente.

HARTENSTEIN (1961), trabalhando com dados experimentais reais de micro-artrópodes de várias espécies, estudou em 31 amostras o ajuste às distribuições de Poisson, de Neyman tipo A e Binomial Negativa. Obteve ajuste à distribuição de Poisson só numa delas, 28 ajustaram-se à Binomial negativa e 25 à de Neyman Tipo A, sendo que esta última superou, no ajuste, em apenas uma das amostras a distribuição Binomial Negativa.

Através dos estudos de distribuições de probabilidade para *Diatraea saccharalis*, BARBOSA (1985) verificou que os dados ajustaram-se razoavelmente a distribuições binomiais negativas com  $K$  comum, apresentando os valores de  $K$  muito próximos às médias; mas, as

distribuições de Neyman Tipo A ajustaram-se melhor aos dados, sendo que o parâmetro  $\lambda^2$  comum pode ser considerado igual a 1.

Segundo ELLIOT (1979) a distribuição de Neyman tipo A, é útil para descrever o padrão de larvas que tenham eclodido recentemente de massas de ovos dispostas ao acaso.

ANSCOMBE (1950) comparou teoricamente a distribuição binomial negativa com sete outras (de Thomas, de Fisher Hh, de Neyman Tipo A, B e C, de Polya-Aeppli e a lognormal discreta), todas com dois parâmetros, e mostrou que, para distribuições com médias baixas, as diferenças não são muito claras.

EVANS (1953), em uma comparação, incluindo dados práticos, entre binomial negativa, Polya-Aeppli e Neyman Tipo A, mostrou que contagens de plantas, em quadrados, ajustam-se bem à distribuição de Neyman Tipo A, enquanto que contagens de insetos foram bem ajustadas à distribuição binomial negativa e não às outras duas, atribuindo essa diferença à competição e alta densidade no caso das plantas.

O modelo da distribuição logaritmica descreve situações onde a distribuição binomial negativa tem valores pequenos de K (SOUTHWOOD, 1971), e, segundo PIELOU (1977) a distribuição logaritmica é considerada um caso especial da binomial negativa com a classe de zero truncada e o K tendendo para zero ( $K \rightarrow 0$ ).

### 3.6. Amostragem seqüencial

BARBOSA (1992) cita que a amostragem seqüencial caracteriza-se por utilizar amostras de tamanho variável, ao contrário da amostragem convencional, que utiliza amostras de tamanho fixo.

A razão principal do crescente interesse pela amostragem seqüencial é que a avaliação pode classificar rapidamente a população em grandes categorias como por exemplo, baixa, média ou alta, ou simplesmente se requer tratamento ou não o requer. Outra vantagem é que o tamanho da amostra não é constante, no que depende do tamanho da população. Assim, quando a população é muito alta ou muito baixa se requer menos esforço para a realização da amostragem (HARCOUT, 1966; PIETERS, 1978; ESTEFANEL, 1979, KOGAN & HERZOG, 1980).

A amostragem seqüencial foi desenvolvida por WALD (1947) para a indústria de produtos manufaturados, e posteriormente aplicado para estudar populações de peixes por OAKLAND (1950). Essa técnica de amostragem tem sido desenvolvida para vários artrópodos, como: *Operotitera brumata* (REEKS, 1956); *Neodiprion mamulus* (CONNOLA et al., 1959); *Myzus persicae* (SYLVESTER & COX, 1961); *Heliothis zea* (ALLEN et al., 1972); *Plathypena scabra* (HAMMOND & PEDIGO, 1976), *Anticarsia gemmatalis e Plusia* spp (ESTEFANEL, 1977); *Perileucoptera coffeella* (VILLACORTA & TORNERO, 1982), *Diatraea saccharalis* (BARBOSA, 1985); *Lymantria dispar* (KOLODNY-HIRSCH, 1986); *Scotinophara coarctata* (FERRER & SHEPARD, 1987); *Cynodon dactylon* (BUNTIN, 1988); *Lyonetia speculella* (BROWN, 1989); *Nezara viridula* (LYE & STORY, 1989); *Epitrix tuberis* (CUSSON et al., 1990); *Pseudoplusia includens* (STUDEBAKER et al., 1991), *Orius* spp (SHIPP et al., 1992), *Eumargarodes laingi e Promargarodes* spp (WALKER & ALLSOPP, 1993); *Bemisia tabaci*

(NARANJO & FLINT, 1994); *Phyllocoptruta oleivora* (HALL et al., 1994); *Smicronyx fulvus* (PENG & BREWER, 1995) e *Spodoptera frugiperda* (TORRES, 1981; BARBOSA & PERECIN, 1982; FUXA et al., 1989 e BIANCO, 1995).

Segundo RUESINK & KOGAN (1975) os princípios básicos para o desenvolvimento de um plano de amostragem seqüencial para insetos são:

- A obtenção de uma função de densidade de probabilidade que descreve a distribuição das contagens dos insetos e que permita a construção do plano.
- O nível de dano econômico na forma de duas densidades populacionais críticas, tais que o dano ocorre se a população da variável escolhida ultrapassa o limite superior previamente definido, e não ocorre dano se a população permanecer abaixo do limite inferior previamente fixado.
- Seleção de níveis máximos de probabilidade de cometer erros na decisão sobre densidades populacionais, isto é, a probabilidade (alfa) de predizer uma densidade populacional não prejudicial como sendo prejudicial (erro tipo I), e a probabilidade (beta) de predizer uma densidade prejudicial como sendo não prejudicial (erro tipo II).

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 defensivo ou não fazê-lo (ESTEFANEL, 1977).

### 3.7. Amostragem seqüencial com base na lei de Taylor

BROWN & CAMERON (1982) demonstraram que a lei da potência de Taylor poderia ajustar os dados independentemente da distribuição. A versatilidade torna a lei de potência ideal para os dados onde não se encontra um ajuste ideal. Dada a dificuldade na estimativa do parâmetro K, que é variável com a densidade populacional (SYLVESTER & COX, 1961), foi proposto por IWAO (1975) um método de amostragem seqüencial baseado no relacionamento  $m^*/m$  (IWAO & KUNO, 1971), e que pode ser usado sem restrições das distribuições esperadas.

A amostragem seqüencial com base na lei de Taylor foi usada onde não se encontrou um bom ajuste dos modelos de distribuições teóricas, destacando-se: *Papaipema nebris* (DAVIS & PEDIGO, 1989); *Oebalus pugnax* (FOSTER et al., 1989); *Lygus hesperus* (SCHOTZKO & O'KEEFFE, 1989); *Polyphagotarsonemus latus* (PENA & BARANOWSKI, 1990); *Diuraphis noxia* (SCHOTZKO & SMITH, 1991), *Phthorimaea operculella* (ROUX et al., 1992); *Sitobion avenae* (FENG & NOWIERSKI, 1992); *Anthonomus eugeniei* (RILEY et al., 1992); *Eriosoma lanigerum* (ASANTE et al., 1993); *Tetranychus kanzawai* (CHYI-CHEN, 1993); *Smicronyx fulvus* (PENG & BREWER, 1994); *Aedes cantans* (RENSHAW et al., 1995); *Parlatoria oleae* (NESTEL et al., 1995); *Piezodorus guildinii* (NASCIMENTO, 1995); *Spodoptera frugiperda* (ALVAREZ & MARTINEZ, 1990; LINKER et al., 1984; MITCHEL & FUXA, 1987).

### 3.8. Amostragem binomial (presença-ausência)

A amostragem binomial (presença-ausência) nos últimos anos vem ocupando espaço importante na amostragem de pragas, particularmente quando estas são difíceis de serem enumeradas (WILSON & ROOM, 1983). Para solucionar esses problemas foi desenvolvido o plano de amostragem de presença-ausência, onde a unidade de amostra é examinada, levando-se em conta somente se o indivíduo está ou não presente, independente do número (INGRAM & GREEN, 1972; STERLING, 1975; STERLING & PIETERS, 1979; MOWERY et al., 1980; WILSON et al., 1983a; BECHINSKI & STOLTZ, 1985; BINNS & BOSTANIAN, 1990; SCHAALJE et al., 1991; JONES, 1991; HEPWORTH & MacFARLANE, 1992a; FENG & NOWIERSKI, 1992; FENG et al., 1993; OVERHOLT et al., 1994; LEGG et al., 1994; PERECIN & BARBOSA, 1995).

A preferência pelo uso da amostragem de presença-ausência sobre a amostragem numérica para estimar densidades populacionais de ácaros, é evidente no trabalho de RIBEIRO (1988). Segundo WILSON et al., (1983a), ZALOM et al., (1985) e BECHINSKI & STOLTZ (1985) as principais vantagens da amostragem de presença-ausência são: maior confiabilidade, facilidade, e principalmente rapidez na amostragem. NIROP & BINNS (1992) citam que o método de amostragem presença-ausência perde em confiabilidade para os métodos enumerativos.

Este método vem sendo utilizado para estimar principalmente densidades populacionais de ácaros e insetos que vivem agregados ou minadores, como por exemplo: *Euseius tularensis* (GROUT, 1985); *Liriomyza trifolii* (JONES & PARRELLA, 1986); *Spodoptera frugiperda* (ONEIL et al., 1989); *Panonychus ulmi* (NYROP et al., 1989); *Tetranychus urticae* (HEPWORTH & MacFARLANE, 1992b); *Diuraphis noxia* (SCHAALJE & BUTTS, 1992); *Spissistilus festinus*

(TRICHILO et al., 1993); *Lymantria dispar* (CARTER et al., 1994); *Perileuoptera coffeella* (VILLACORTA & WILSON, 1994).

## **4. MATERIAL E MÉTODOS**

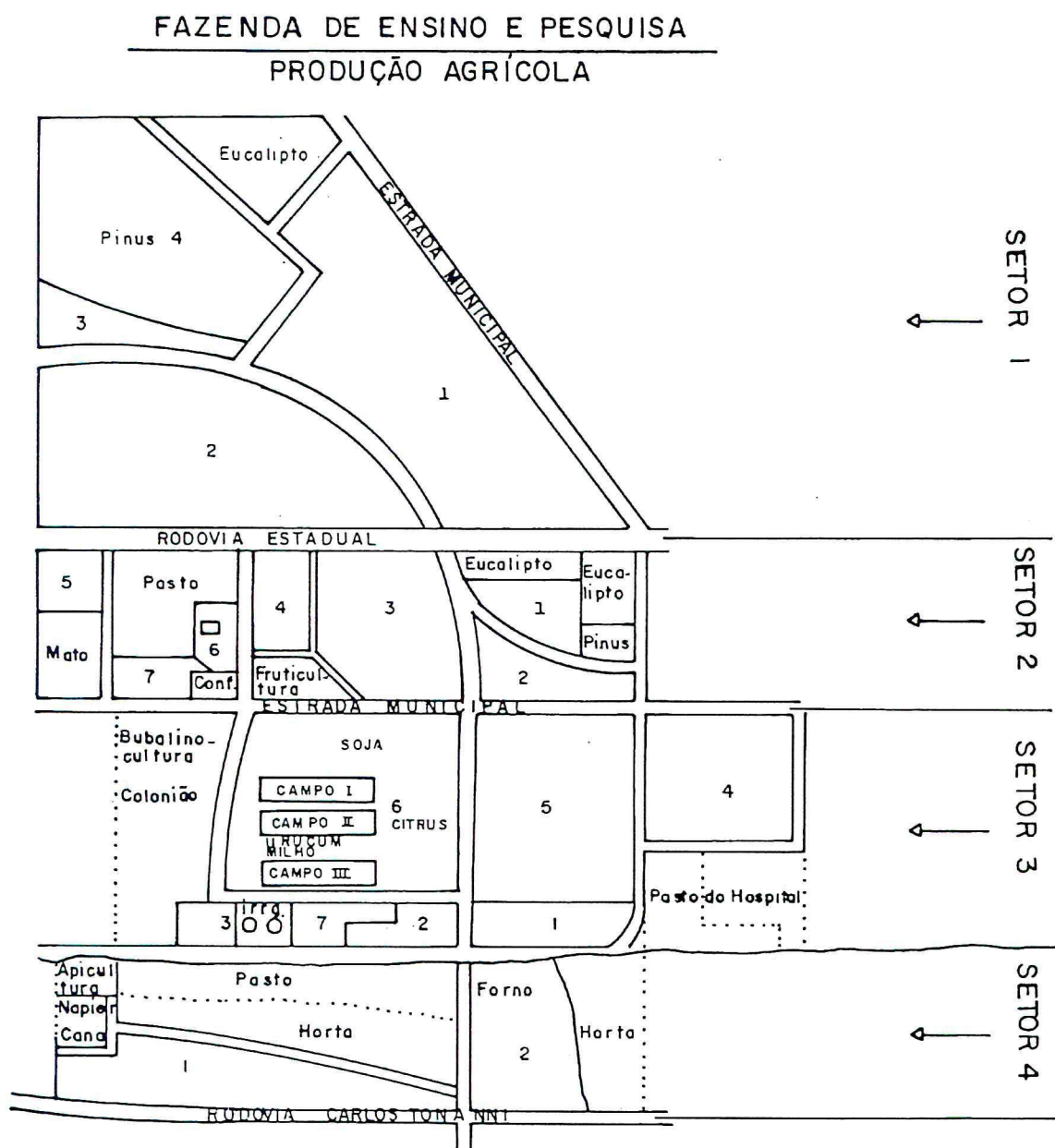
### **4.1. Local de instalação do ensaio**

A área estudada localiza-se no município de Jaboticabal, na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias da Universidade Estadual Paulista (UNESP), que está compreendida nas coordenadas: 21°15'22" de latitude Sul e 48°18'58" de longitude Oeste com altitude de 595 m.

De acordo com a classificação climática de Köppen, o clima predominante na região enquadra-se no tipo Cwa (clima temperado mesotérmico), que se caracteriza por apresentar temperatura média de 28°C, com verão chuvoso e inverno seco. O solo da área onde foi montado o experimento é classificado como Latossolo Vermelho Escuro - fase arenosa.

O experimento foi instalado no talhão número 6 do setor 3 da Fazenda de Ensino e Pesquisa da UNESP - Jaboticabal. Na área plantada com milho foram selecionados três campos denominados de: Campo I, II e III, localizados em curvas de níveis diferentes (Figura 1). Cada campo teve sua área dividida em 100 parcelas de 50m<sup>2</sup> (5m x 10m). Para se respeitar a posição da

parcela no espaço, cada parcela constitui-se numa unidade amostral sendo identificada por um número de 1 a 100 (Figura 2).



**Figura 1.** Localização do Experimento. Fazenda de Ensino e Pesquisa da FCAV-UNESP. Jaboticabal - SP.

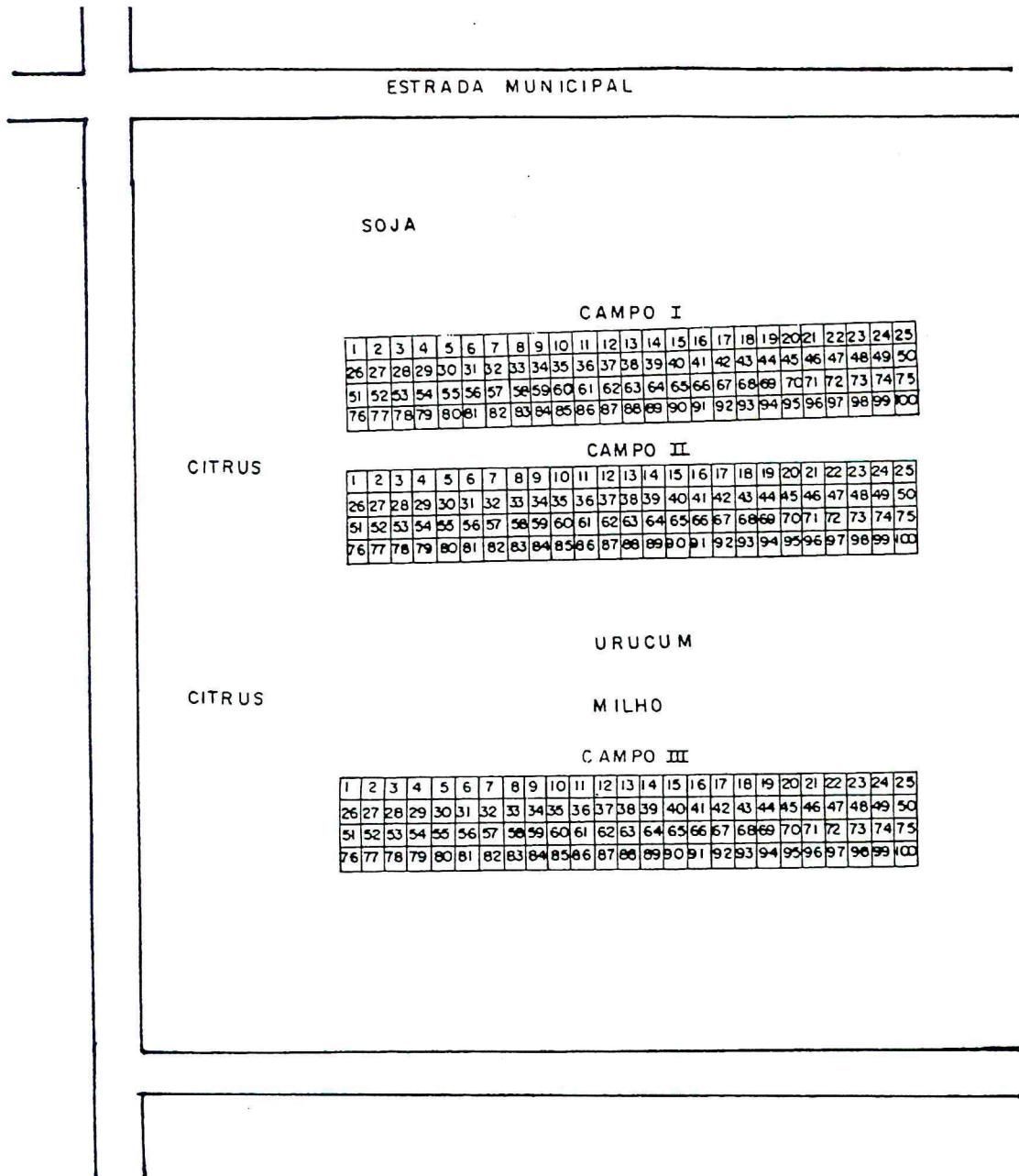


Figura 2. Croqui do experimento.

## 4.2. Cultura

A variedade utilizada foi Colorado CO.26. A semeadura foi feita no dia 22 de novembro de 1994, no espaçamento de 0,90m entre linhas utilizando-se de 6 a 7 sementes por metro linear de sulco. Durante o desenvolvimento da cultura foram feitos cultivos e capinas para manter o experimento livre da competição de ervas daninhas.

Nos campos I e II não foram realizadas pulverizações durante o experimento. O campo III recebeu uma pulverização com DECIS a 200 ml/ha no dia 17/12/94 quando a cultura estava com 25 dias após a semeadura.

## 4.3. Amostragens

As amostragens foram realizadas durante o período de 14/12/94 a 12/01/95, correspondendo ao estágio vegetativo que compreende a germinação até o pendoamento. No campo I foram feitas 5 amostragens com intervalo semanal (14/12/94, 21/12/94, 28/12/94, 05/01/95 e 10/01/95). O campo II, também teve as datas de amostragens com intervalo semanal (15/12/94, 22/12/94, 29/12/94, 06/01/95 e 12/01/95). Devido a realização de uma pulverização o campo III recebeu 4 amostragens (16/12/94, 27/12/94, 03/01/95 e 09/01/95).

A unidade de amostragem foi o cartucho do milho, e o número amostrado por parcela, foi de 10 plantas ao acaso, num total de 1.000 plantas por campo em cada amostragem, onde o cartucho era aberto e contava-se o número de lagarta nas folhas e dentro do cartucho. Os dados obtidos foram organizados em tabelas onde eram separados por tamanho. Lagartas menor que 1 cm eram consideradas como pequenas e lagartas maior que 1 cm como grandes.

#### 4.4. Análise dos dados

Os dados obtidos de número de lagartas pequenas, grandes e total por planta foram ajustados às distribuições de Poisson e Binomial Negativa e os dados de número de plantas com pelo menos uma lagarta por 10 plantas foram ajustados à distribuição Binomial Positiva.

Os programas computacionais utilizados para as análises estatísticas foram:

- STATGRAPHICS V.6.0, usada para fazer a estatística descritiva, distribuição de frequência e ajuste de curvas.
- ECOLOGY, usado para obter os índices de agregação e ajustar as distribuições de Poisson, Binomial Negativa e Binomial Positiva.
- HARVARD GRAPHICS V.3.0, responsável pela parte gráfica.
- PLANSEQ, usado para construir os planos de amostragem seqüencial.

#### 4.5. Índices de agregação

Os índices utilizados para se verificar o grau de agregação da lagarta do cartucho do milho, *S. frugiperda* foram:

#### 4.5.1. Razão variância/média

$$I = \frac{s^2}{m} \quad (4.1)$$

onde,

$s^2$  = variância

$m$  = média

O teste de afastamento da aleatoriedade foi obtido por rejeitar a aleatoriedade se

$$X^2 = I \cdot (N - 1) \geq \chi^2_{(N-1, \alpha)} \quad (4.2)$$

$$|d| = \left| \sqrt{2X^2} - \sqrt{2v-1} \right| \geq Z_\alpha \quad (4.3)$$

onde,

$v = N-1$  graus de liberdade

$X^2$  = estatística qui-quadrado calculado

$Z_\alpha$  = valor da normal padrão ao nível  $\alpha$  de probabilidade

#### 4.5.2. Índice de Morisita

$$I_s = \frac{N \left( \sum_{i=1}^N x_i^2 - \sum_{i=1}^N x_i \right)}{\left( \sum_{i=1}^N x_i \right)^2 - \sum_{i=1}^N x_i} \quad (4.4)$$

onde,

$N$  = tamanho da amostra

$x_i$  = número de insetos na  $i$ -ésima unidade amostral.

O teste de aleatoriedade foi calculado por

$$X_{\delta}^2 = I_{\delta} \left( \sum_{i=1}^N x_i - 1 \right) + N - \sum_{i=1}^N x_i . \quad (4.5)$$

Quando  $X_{\delta}^2 > \chi_{(N-1)gl,\alpha=0,05}^2$ , rejeita-se a aleatoriedade.

### 4.5.3. Expoente $k$ da distribuição binomial negativa

#### 4.5.3.1. Método dos momentos

A estimativa de  $k$  pelo método dos momentos (ANSCOMBE, 1949), é obtida, igualando-se os dois primeiros momentos da distribuição a suas estimativas amostrais, resultando:

$$k = \frac{m^2}{(s^2 - m)} \quad (4.6)$$

#### 4.5.3.2. Método da máxima verossimilhança

A estimativa de  $k$  pelo método da máxima verossimilhança (BLISS & FISHER, 1953), é obtida, encontrando-se o valor de  $k$  que iguala os dois membros da equação

$$N \cdot \ln\left(1 + \frac{m}{k}\right) = \sum_{i=1}^N \left(\frac{A(x_i)}{k + x_i}\right) \quad (4.7)$$

onde,

$\ln$  = Logaritmo neperiano

$k$  = estimativa do valor de  $k$

$A(x_i)$  = soma das frequências das contagens que excedem a  $x_i$

$N$  = tamanho da amostra

O modo de obter o valor de  $k$  é por tentativa e erro, até conseguir a igualdade entre os dois membros da equação, aceitando um erro pré-estabelecido. Para obter a convergência mais rápida, o cálculo pode ser iniciado com o valor de  $k$  obtido pelo método dos momentos.

#### 4.6. Estimativa dos parâmetros da lei de Taylor

Os coeficientes  $a$  e  $b$  da lei de Taylor foram estimados através de uma análise de regressão do logaritmo neperiano das variâncias em função do logaritmo neperiano das médias (RUESINK & KOOGAN, 1975).

De acordo com a lei de Taylor, a relação entre a variância e a média é dada por  $s^2 = am^b$ . Aplicando-se o logaritmo neperiano em ambos membros da equação temos:

$$\ln s^2 = \ln a + b \cdot \ln m \quad (4.8)$$

onde, o valor de **a** é o antilogaritmo do intercepto e **b** é a inclinação da reta da regressão estimada.

Para verificar se **b** é diferente da unidade, utiliza-se o teste "t" de Student, dado por:

$$t = \frac{b - 1}{\sqrt{V(b)}} \quad (4.9)$$

onde,

**b** = coeficiente de Taylor,

$V(b)$  = estimativa da variância de **b**.

O teste é aplicado a um nível de significância de 5% de probabilidade com N-2 graus de liberdade.

Foram calculados os coeficientes da lei de Taylor para lagarta pequena, lagarta grande e lagarta total.

Os ajustes à equação de regressão foram determinados pelos coeficientes de determinação ( $R^2$ ) e pela análise de variância da regressão.

## 4.7. Distribuições teóricas de frequência

### 4.7.1. Distribuição de Poisson

A distribuição de Poisson, também conhecida como distribuição aleatória, caracteriza-se por apresentar variância igual a média ( $s^2 = m$ ).

As fórmulas recorrentes para cálculo da série de probabilidades, são apresentadas em JOHNSON & KOTZ (1969) e são dadas por:

$$P(0) = e^{-m} \quad (4.10)$$

$$P(x) = \frac{m}{x} \cdot P(x-1) \quad (4.11)$$

onde,

$x = 1, 2, 3 \dots$

$e =$  base do logaritmo neperiano ( $e = 2,718282\dots$ )

$P(x) =$  probabilidade de encontrar  $x$  indivíduo em uma unidade amostral

$m =$  média da população

### 4.7.2. Distribuição binomial positiva

A distribuição binomial positiva, ou simplesmente binomial, caracteriza-se por apresentar variância menor que a média ( $s^2 < m$ ) (CASSIE, 1962).

A função probabilística é apresentada por JOHNSON & KOTZ, (1969):

$$P(x) = \frac{k!}{x!(k-x)!} \cdot p^x \cdot q^{(k-x)} \quad (4.12)$$

Onde  $k$  é um número inteiro e positivo e  $x$  é o número de vezes que o evento ocorre. As fórmulas de recorrência para calcular as probabilidades de  $x$  ocorrência são:

$$P(0) = q^k \quad (4.13)$$

e

$$P(x) = \frac{p}{q} \cdot \frac{(k-x+1)}{x} \cdot P(x-1) \quad (4.14)$$

para  $x = 1, 2, 3, \dots, k$ .

onde,

$p$  = é a probabilidade de que uma planta qualquer da unidade amostral seja atacada pela praga.

$q$  = é a probabilidade de que uma planta qualquer da unidade amostral não seja atacada pela praga.

### 4.7.3. Distribuição binomial negativa

Essa distribuição se caracteriza por apresentar variância maior que a média ( $s^2 > m$ ), e possui 2 parâmetros, a média ( $m$ ) e o parâmetro  $k$  ( $k > 0$ ).

As probabilidades são calculadas pelas fórmulas recorrentes dadas por JOHNSON & KOTZ, (1969):

e

$$P(0) = \left(1 + \frac{m}{k}\right)^{-k} \quad (4.15)$$

$$P(x) = \frac{k+x-1}{x} \cdot \left(\frac{m}{m+k}\right) \cdot P(x-1) \quad (4.16)$$

para  $x = 1, 2, 3, \dots$

O valor de  $k$  foi obtido pelo método de máxima verossimilhança (BLISS & FISHER, 1953).

#### 4.7.4. Teste de ajuste das distribuições teóricas de freqüência aos dados observados

O ajuste das distribuições de freqüências foi verificado através do teste qui-quadrado de aderência ( $\chi^2$ ), que consiste em comparar as freqüências observadas com as freqüências esperadas. O valor da estatística do teste é dada por:

$$X^2 = \sum_{i=1}^{N_c} \frac{(FO_i - FE_i)^2}{FE_i} \quad (4.17)$$

onde,

$N_c$  = número de classes da distribuição de freqüências

$FO_i$  = freqüência observada na  $i$ -ésima classe

$FE_i$  = freqüência esperada na  $i$ -ésima classe

Para realizar o teste qui-quadrado fixou-se uma frequência esperada mínima igual a 1. O número de graus de liberdade associado à estatística  $X^2$  é dado por:

$$G.L. = N_c - N_p - 1 \quad (4.18)$$

onde,

$N_c$  = número de classes da distribuição de frequências

$N_p$  = número de parâmetros estimados na amostra

O critério do teste foi de rejeitar o ajuste da distribuição estudada ao nível de 5% de probabilidade se

$$X^2 \geq \chi^2_{(N_c - N_p - 1 \text{ g.l.}, \alpha=0,05)}$$

#### 4.8. Amostragem seqüencial para presença-ausência

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.

O maior valor da contagem acumulada, e que será chamado  $r_n$ , que permite decidir pela aceitação da hipótese  $H_1 : p = p_1$  e conseqüentemente, seja aconselhar o controle é:

$$r_n = \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\ln \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} + n \frac{\ln \frac{q_0}{q_1}}{\ln \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.19)$$

Da mesma forma, o menor valor da contagem acumulada, e que será chamado de  $a_n$ , que permite decidir pela aceitação da hipótese  $H_0 : p = p_0$  e conseqüentemente não aconselhar o controle é:

$$a_n = \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha}}{\ln \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} + n \frac{\ln \frac{q_0}{q_1}}{\ln \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.20)$$

As linhas de decisão são chamadas de  $S_0$  e  $S_1$  e são representadas pelos seguintes modelos matemáticos:

$$S_0 = h_0 + SN \quad (4.21)$$

$$S_1 = h_1 + SN \quad (4.22)$$

onde  $h_0$  e  $h_1$  são os coeficientes lineares,  $S$  é o coeficiente angular e  $N$  o número de unidades amostrais inspecionadas até o ponto considerado.

Das igualdades (4.19) e (4.20) verifica-se que:

$$h_0 = \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha}}{\ln \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.23)$$

$$h_1 = \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\ln \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.24)$$

$$S = \frac{\ln \frac{q_0}{q_1}}{\ln \frac{p_1 q_0}{p_0 q_1}} \quad (4.25)$$

Além das retas obtidas, é conveniente expressar a curva característica de operação, representada por  $CO(p)$ , que fornece a probabilidade de aceitar  $H_0$  em função da proporção de infestação, para valores pré-estabelecidos de  $\alpha$  e  $\beta$ .

$$CO(p) = \frac{\frac{(1-\beta)^h - 1}{\alpha}}{\frac{(1-\beta)^h}{\alpha} - \frac{(\beta)^h}{1-\alpha}} \quad (4.26)$$

Uma outra função importante é a que fornece o tamanho médio esperado para a amostra, para a decisão sobre aceitação de  $H_0$ . É denotado por  $E_p(N)$  e depende de  $p$ , através da expressão:

$$E_p(N) = \frac{CO(p)(h_0 - h_1) + h_1}{p - S} \quad (4.27)$$

#### 4.9. Plano de contagem seqüencial com base na Lei de Taylor

Este método, difere da amostragem seqüencial, por fornecer uma estimativa da densidade média populacional com um nível de precisão constante  $D$  (GREEN, 1970), sendo expresso por:

$$\ln T_n = \frac{\ln(D^2 / a)}{b-2} + \frac{(b-1)}{(b-2)} \cdot \ln N \quad (4.28)$$

Esta fórmula foi usada para determinar as linhas de decisão (stop lines), onde,

$T_n$  = é o número acumulado total para uma amostra de tamanho  $n$ .

$D$  = nível constante de precisão desejado, expresso por  $\frac{s}{\sqrt{n}} / m$ .

$a$  e  $b$  = coeficientes da lei de Taylor.

$N$  = tamanho da amostra.

Os níveis constantes de precisão têm valores sugeridos de 0,10 para pesquisa e 0,20 para manejo de pragas (SOUTHWOOD, 1978).

As linhas de decisões são as traçadas em um gráfico, expresso em escala aritmética. O número de amostras está representado no eixo das abscissas e o número acumulado de insetos está representando no eixo das ordenadas.

Quando o número acumulado de lagartas superar a linha de decisão (stop line), suspende-se a amostragem.

O plano de amostragem seqüencial desenvolvido foi baseado no modelo proposto por IWAO & KUNO (1968), utilizando os coeficientes **a** e **b** da lei de TAYLOR (1961), que pode ser utilizado sem restrições das distribuições teóricas utilizadas.

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os dados observados bem como as estatísticas básicas para cada amostragem são encontradas nos Quadros 01 a 28 do Apêndice.

### 5.1. Índices de agregação

Nos Quadros 1, 2 e 3 observa-se os índices de agregação que auxiliam na determinação dos modelos de distribuição espacial. Os resultados dos índices de agregação para número de lagartas pequenas de *S. frugiperda*, bem como os testes para determinar o afastamento da aleatoriedade é apresentado no Quadro 1.

Observa-se que a relação variância/média, apresentaram valores maiores que a unidade em todas as datas de amostragem, indicando uma disposição agregada para lagarta pequena de *S. frugiperda*. Os valores da estatística  $|d|$  e do teste  $X^2$  foram todos significativos, o que mostra uma agregação para larvas pequenas de *S. frugiperda* no campo. Pelos resultados do índice de Morisita percebe-se que em todas as datas de amostragem os valores foram superiores a unidade, e isto permite avaliar que a população de lagarta pequena de *S. frugiperda* apresenta uma disposição agregada no campo.

QUADRO 01 - Médias, variâncias, razão variância/média, índice de Morisita, teste qui-quadrado, estatística d e parâmetro K para número de lagartas pequenas de *S. frugiperda* por planta.

CAMPO	DATA	m	$s^2$	$s^2 / m$	$X^2$	d	$I_\delta$	Dist. Binomial Neg.	RAZÃO VARIÂNCIA / MÉDIA		ÍNDICE DE PARÂMETRO K	
									MORISITA		MORISITA	
I	14/12/94	0,4500	0,5100	1,1333	1132,22	2,89**	1,29	6,0000				
	21/12/94	0,2300	0,3014	1,3104	1309,13	6,48**	2,35	0,8400				
	28/12/94	1,4080	5,2607	3,7363	3732,62	41,71**	2,94	0,6911				
	05/01/95	0,9280	2,3011	2,4796	2477,17	25,69**	2,59	0,7125				
	10/01/95	1,4590	3,8061	2,6087	2606,11	27,50**	2,10	0,9080				
II	15/12/94	0,2950	0,3583	1,2146	1213,47	4,57**	1,72	1,6800				
	22/12/94	0,2930	0,4035	1,3773	1375,94	7,77**	2,29	0,7200				
	29/12/94	1,4110	3,9245	2,7754	2772,70	29,77**	2,26	0,7820				
	06/01/95	1,2140	3,6618	3,0163	3013,34	32,94**	2,66	0,6270				
	12/01/95	1,3530	3,0434	2,2493	2247,14	22,45**	1,92	1,0340				
III	16/12/94	0,2580	0,2817	1,0919	1090,83	2,02**	1,35	5,6000				
	27/12/94	1,7190	8,8128	5,1267	5121,60	56,52**	3,39	0,5555				
	03/01/95	1,5380	4,3449	2,8250	2822,20	30,44**	2,18	0,8115				
	09/01/95	1,5940	4,8339	3,0326	3029,58	33,15**	2,27	0,8002				

\*\* - Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

O parâmetro K da distribuição binomial negativa apresenta valores entre 0,5555 e 6,000. O que indica que a praga em estudo tem uma disposição agregada, conforme POOLE (1974).

No Quadro 2 estão apresentados os índices de agregação para números de lagartas grandes de *S. frugiperda*, bem como os testes para determinar o afastamento da aleatoriedade.

Os valores obtidos na razão variância/média mostram que lagartas grandes não estão totalmente agregadas no campo. Em 5 datas de amostragem os valores obtidos não diferiram estatisticamente da unidade, indicando um arranjo aleatório no campo. Verifica-se que a última data de amostragem de cada campo apresenta valores próximos da unidade, seguindo uma aleatoriedade, e isto indica que as lagartas grande de *S. frugiperda* se dispersam com o tempo, devido principalmente a fatores de mortalidade, dependentes da densidade, busca por alimento e ação dos inimigos naturais, o que coincide com o trabalho de MARTINEZ (1989) que estudou a flutuação populacional de *Spodoptera frugiperda* no México. Em cinco datas de amostragem os valores apresentados são maiores que 1, indicando uma disposição moderadamente agregada.

A estatística  $|d|$  apresenta valores não significativos na última amostragem de cada campo, o que confirma a aleatoriedade com o tempo para lagartas grandes de *S. frugiperda*.

O índice de Morisita apresenta resultados que coincide com os observados para razão variância/média, seguindo a mesma discussão.

O parâmetro K da distribuição binomial negativa está representando muito bem a disposição de lagartas grande de *S. frugiperda* variando de zero a infinito, e isto concorda com POOLE (1974) onde cita que os valores de K, podem ter uma amplitude entre zero e infinito, sendo que os valores de K tendendo para infinito indicam uma disposição ao acaso e valores menores que 8 indicam uma disposição agregada.

QUADRO 02 - Médias, variâncias, razão variância/média, índice de Morisita, teste qui-quadrado, estatística d e parâmetro K para número de lagartas grandes de *S. frugiperda* por planta.

CAMPO	DATA	m	$s^2$	$s^2 / m$	$X^2$	d	$I_\delta$	Dist. Binomial Neg.	RAZÃO VARIÂNCIA / MÉDIA		ÍNDICE DE PARÂMETRO K	
									MORISITA			
I	14/12/94	0,5580	0,4090	0,7330	732,32	6,41**	0,52	-1,8590				
	21/12/94	0,5360	0,5032	0,9388	937,88	1,37 <sup>NS</sup>	0,88	-7,2500				
	28/12/94	0,3830	0,4107	1,0723	1071,30	1,60 <sup>NS</sup>	1,18	9,3000				
	05/01/95	1,1540	1,5278	1,3239	1322,60	6,74**	1,28	3,8900				
	10/01/95	1,2510	1,3233	1,0578	1056,75	1,28 <sup>NS</sup>	1,04	$\infty$				
II	15/12/94	0,5070	0,3663	0,7225	721,79	6,69**	0,45	-1,6590				
	22/12/94	0,5640	0,5044	0,8943	893,44	2,41**	0,81	-2,8900				
	29/12/94	0,5090	0,9668	1,8995	1897,68	16,91**	2,76	1,2050				
	06/01/95	1,2900	1,5995	1,2399	1238,68	5,08**	1,18	5,3300				
	12/01/95	1,2370	1,2180	0,9846	983,69	0,33 <sup>NS</sup>	0,98	-10,0000				
III	16/12/94	0,3910	0,3124	0,7990	798,25	4,73**	0,48	-1,9300				
	27/12/94	0,1880	0,6372	3,3898	3386,46	37,61**	13,76	0,0965				
	03/01/95	0,9560	1,5356	1,6062	1604,67	11,96**	1,63	1,3230				
	09/01/95	1,0910	1,1498	1,0539	1052,90	1,20 <sup>NS</sup>	1,04	$\infty$				

\*\* - Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

<sup>NS</sup> - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade.

No Quadro 3, estão representados os índices de agregação para número total de lagartas de *S. frugiperda*, bem como os testes para determinar o afastamento da aleatoriedade.

Os valores obtidos para razão variância/média, indicam aleatoriedade em cinco datas de amostragens para total de lagarta nas primeiras amostragens de cada campo, coincidindo com o resultado obtido para lagartas grandes, e isto permite deduzir que a aleatoriedade ocorreu devido à baixa densidade populacional observada nas primeiras amostragens.

Os valores da estatística  $|d|$  mostram valores altamente significativos ao nível de 1% de probabilidade em doze datas de amostragem, o que indica uma distribuição agregada para total de lagartas de *S. frugiperda*.

Os valores do índice de Morisita nas primeiras amostragens do campo I e II estão indicando que o total de lagartas de *S. frugiperda* segue uma disposição aleatória, apresentando uma tendência para a agregação com o aumento da densidade populacional. Isto se deve provavelmente ao fato que neste ano agrícola se detectou três gerações de *S. frugiperda* no local do experimento.

O parâmetro K da distribuição binomial negativa apresentou valores que indicam aleatoriedade na última amostragem de cada campo. Isto se deve ao fato de que o valor de K foi influenciado pela média que foi alta nessas amostragens, e isto confere com os trabalhos de (REYNA & CARRILLO, 1971; SOUTHWOOD, 1971; NACHMAN, 1981).

Segundo HARCOUT (1965), GUPPY & HARCOUT (1970), SHEPARD (1972), PIETERS & STERLING (1974), o valor de K aumenta com o desenvolvimento de alguns insetos, desde o momento da oviposição para frente. O que faz variar provavelmente a disposição das larvas, seriam fatores de mortalidade dependentes da densidade e a migração das larvas já desenvolvidas.

QUADRO 03 - Médias, variâncias, razão variância/média, índice de Morisita, teste qui-quadrado, estatística d e parâmetro K para número total de lagartas de *S. frugiperda* por planta.

CAMPO	DATA	m	s <sup>2</sup>	s <sup>2</sup> / m	X <sup>2</sup>	d	I <sub>d</sub>	RAZÃO VARIÂNCIA / MÉDIA		INDICE DE MORISITA	Dist. Binomial Neg.
								ÍNDICE DE	PARÂMETRO K		
I	14/12/94	1,0080	0,7707	0,7645	763,82	5,60**	0,76				-3,4240
	21/12/94	0,7660	0,7439	0,9712	970,29	0,63 <sup>NS</sup>	0,96				-17,8000
	28/12/94	1,7910	5,3066	2,9629	2959,97	32,25**	2,09				1,9650
	05/01/95	2,0820	3,4467	1,6554	1653,83	12,82**	1,31				3,9370
	10/01/95	2,7100	4,2581	1,5712	1569,70	11,34**	1,21				44,7000
II	15/12/94	0,8020	0,6294	0,7848	784,03	5,08**	0,73				-2,6950
	22/12/94	0,8570	0,8033	0,9374	936,46	1,41 <sup>NS</sup>	0,92				-4,5600
	29/12/94	1,9230	4,3354	2,2545	2252,24	22,42**	1,65				2,1070
	06/01/95	2,5040	4,4864	1,7917	1789,93	15,14**	1,31				6,2100
	12/01/95	2,5900	3,1470	1,2150	1213,86	4,58**	1,08				∞
III	16/12/94	0,6490	0,4682	0,7215	720,79	6,71**	0,57				-1,9920
	27/12/94	1,9070	9,3657	4,9112	4906,32	54,37**	3,05				0,6764
	03/01/95	2,4940	4,7627	1,9096	1907,76	17,08**	1,36				3,8630
	09/01/95	2,6850	4,6824	1,7439	1742,18	14,34**	1,27				9,8800

\*\* - Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

<sup>NS</sup> - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Pelos Quadros 1, 2 e 3 se pode observar, de maneira geral, que os valores dos índices estão indicando uma distribuição agregada para as três categorias da praga em estudo; isto sugere uma maior possibilidade de ajuste com as distribuições teóricas desenvolvidas para descrever este tipo de arranjo. Entretanto, não se pode descartar a possibilidade de obter ajustes com distribuições de não contágio, já que para baixas densidades populacionais, como as que se encontraram em alguns casos, existe uma tendência para se ajustar a distribuição de Poisson.

Verifica-se pelos Quadros 1, 2 e 3 que dos três índices estudados, o parâmetro K da distribuição binomial negativa foi o índice mais afetado pelo tamanho da população, apresentando valores mais altos quando o nível de infestação foi mais elevado para lagartas grandes e total de lagartas, o que não aconteceu com os outros índices ( $s^2 / \bar{X}$ ,  $I_g$ ), por conseguinte esses últimos são preferíveis para medir o grau de agregação para lagartas de *S. frugiperda*.

## 5.2. Distribuição teóricas de frequência

### 5.2.1. Distribuição binomial negativa

O resumo dos testes de ajuste da distribuição binomial negativa para lagartas pequenas, lagartas grandes e total de lagartas de *S. frugiperda* estão representadas no Quadro 4.

As lagartas pequenas apresentaram um ajuste muito bom à distribuição binomial negativa, pois apenas uma data de amostragem não obteve ajuste a binomial negativa. A distribuição espacial do tipo agregado para as lagartas pequenas era esperada, devido as fêmeas de *S. frugiperda* depositarem os ovos em massas. Os resultados de ajuste à binomial negativa para lagartas pequenas é

comparável com os dados obtidos por MITCHELL & FUXA (1987) que encontraram um melhor ajuste a distribuição binomial negativa em relação a distribuição de Poisson e Neyman tipo A para lagartas pequenas de *S. frugiperda*.

Para lagartas grande, a distribuição binomial negativa não deu um bom ajuste. Em cinco datas de amostragem não houve ajuste e três datas não foi possível fazer o teste de ajuste devido ter insuficiência de classes. Essa insuficiência ocorreu na primeira amostragem de cada campo, onde a infestação estava começando, não tendo um número significativo de lagartas grandes de *S. frugiperda*.

Os dados obtidos para lagartas grandes estão mostrando aleatoriedade, e isto coincide com os resultados obtidos por ALVAREZ & MARTINEZ (1990) onde comprovaram que a distribuição espacial de lagartas pequenas (1º e 2º instar) e do tipo agregada. Depois do terceiro instar e durante o quarto, as lagartas iniciam movimentos entre as plantas de milho em busca de alimentos.

Para número total de lagartas não houve um bom ajuste, devido nove datas de amostragem apresentaram valores altamente significativos ao nível de 1% de probabilidade.

Pelo fato de que a binomial negativa não descreveu adequadamente as distribuições de lagartas grandes e total de lagartas em muitas datas de amostragem, nenhuma tentativa de cálculo de um K comum foi feita. Um K comum é necessário para programas de amostragem usando a binomial negativa, bem como para transformar dados de contagem para análises de variância.

QUADRO 04 - Teste qui-quadrado de aderência das frequências observadas às frequências esperadas pela distribuição Binomial Negativa para número de lagartas *S. frugiperda* por planta.

BINOMIAL NEGATIVA							
Campo	Data	Lagarta Pequena		Lagarta Grande		Lagarta Total	
		$\chi^2$	GL	$\chi^2$	GL	$\chi^2$	GL
I	14/12/94	4,84 <sup>NS</sup>	2	i	-	38,78**	2
	21/12/94	0,19 <sup>NS</sup>	2	1,49 <sup>NS</sup>	2	2,27 <sup>NS</sup>	2
	28/12/94	19,81*	8	4,18 <sup>NS</sup>	2	32,98**	5
	05/01/95	8,25 <sup>NS</sup>	8	2,36 <sup>NS</sup>	5	6,53 <sup>NS</sup>	8
	10/01/95	4,57 <sup>NS</sup>	10	74,27**	5	136,53**	7
II	15/12/94	2,04 <sup>NS</sup>	2	i	-	9,69**	1
	22/12/94	5,53 <sup>NS</sup>	2	7,51**	1	76,96**	2
	29/12/94	4,69 <sup>NS</sup>	7	12,63**	3	10,55 <sup>NS</sup>	7
	06/01/95	12,29 <sup>NS</sup>	10	4,74 <sup>NS</sup>	5	36,43**	7
	12/01/95	3,41 <sup>NS</sup>	7	30,03**	5	277,21**	7
III	16/12/94	0,20 <sup>NS</sup>	1	i	-	i	-
	27/12/94	15,79 <sup>NS</sup>	9	12,36*	5	9,40 <sup>NS</sup>	8
	03/01/95	5,39 <sup>NS</sup>	8	3,61 <sup>NS</sup>	5	16,99*	8
	09/01/95	9,54 <sup>NS</sup>	9	5,29 <sup>NS</sup>	4	37,90**	8

\* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade

\*\* - Significativo ao nível de 1% de probabilidade

<sup>NS</sup> - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

i - Insuficiência de classe

### 5.2.2. Distribuição de Poisson

O resumo dos testes de ajustes da distribuição de Poisson para lagartas pequenas, lagartas grandes e total de lagartas estão representados no Quadro 5.

Para lagartas pequenas, ocorreu ajuste a distribuição de Poisson em somente uma data de amostragem, o que prova que essa categoria de lagarta não se distribue aleatoriamente no campo.

As lagartas grandes tiveram três datas de amostragem ajustada a distribuição de Poisson e onze datas de amostragem apresentam resultados altamente significativos, não se ajustando à distribuição de Poisson. Esses resultados diferem dos resultados obtidos por MITCHELL & FUXA (1987) onde, para lagartas grandes obtiveram o melhor ajuste para a distribuição de Poisson superando as distribuição binomial negativa e Neyman tipo A.

Para total de lagartas verifica-se que houve uma data de amostragem ajustada a distribuição de Poisson, e para as treze datas de amostragem ocorreu uma significância muito alta, e isto indica que para total de lagartas a distribuição não é aleatória.

Pelos Quadros 4 e 5, detecta-se que a distribuição binomial negativa ajusta-se mais aos dados de lagartas grandes e total de lagartas do que a distribuição que reflete aleatoriedade (Poisson).

A segunda tendência é o decréscimo nas densidades com o desenvolvimento da lagarta. Essas duas tendências mostram que lagartas pequenas (alta densidade populacional) tem uma disposição agregada no campo, lagartas grandes (baixa densidade populacional) poderiam ser mais dispersas no campo, tendendo para a aleatoriedade.

QUADRO 05 - Teste qui-quadrado de aderência das frequências observadas às frequências esperadas pela distribuição de Poisson para número de lagartas de *S. frugiperda* por planta.

DISTRIBUIÇÃO DE POISSON							
Campo	Data	Lagarta Pequena		Lagarta Grande		Lagarta Total	
		$\chi^2$	GL	$\chi^2$	GL	$\chi^2$	GL
I	14/12/94	13,99**	3	55,39**	3	43,11**	4
	21/12/94	26,61**	2	3,76 <sup>NS</sup>	3	5,29 <sup>NS</sup>	4
	28/12/94	1023,04**	5	6,39 <sup>NS</sup>	2	735,11**	6
	05/01/95	485,01**	4	45,76**	5	198,16**	7
	10/01/95	858,70**	5	16,54*	5	200,81**	8
II	15/12/94	12,62**	2	60,55**	3	53,84**	4
	22/12/94	88,10**	2	26,98**	3	33,17**	4
	29/12/94	854,08**	5	96,89**	3	440,20**	6
	06/01/95	1229,41**	5	28,05**	5	388,09**	8
	12/01/95	679,63**	5	15,69**	5	82,30**	8
III	16/12/94	0,34 <sup>NS</sup>	2	23,43**	2	64,61**	3
	27/12/94	1939,39**	6	70,97**	1	1519,44**	6
	03/01/95	1227,36**	6	159,19**	4	57,74**	8
	09/01/95	1480,52**	6	4,75 <sup>NS</sup>	4	165,07**	8

\* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade

\*\* - Significativo ao nível de 1% de probabilidade

<sup>NS</sup> - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

### 5.2.3. Distribuição binomial positiva

Um outro modelo de estudo dos dados que poderia fornecer resultados de interesse prático, é a distribuição do número de plantas atacadas, com pelo menos uma lagarta por 10 plantas (ou seja, a proporção de plantas atacadas em uma amostra de tamanho  $n$ ). As distribuições de freqüências, assim como as estatísticas obtidas para este modelo são apresentadas no Quadro 6.

Verifica-se que para lagartas pequenas de *S. frugiperda*, esse modelo não se ajustou em 11 datas de amostragem. Já para lagartas grandes houve um bom ajuste em 10 datas de amostragem sugerindo um ajuste a binomial positiva.

O melhor ajuste foi obtido para número de lagartas total, onde apenas uma das 14 datas de amostragem não se ajustou a distribuição binomial positiva, e isto indica que para população total de lagartas, o número de plantas com pelo menos uma lagarta de *S. frugiperda* por 10 plantas segue uma disposição regular no campo, o que discorda com o trabalho de TORRES (1981), que concluiu que o dano de *S. frugiperda* no milho em General Tóran (Méxic) é ao acaso.

Observa-se pelo Quadro 6, que quando se trata de amostragens de lagartas de *S. frugiperda* em cultura de milho da contagem do número de lagartas por planta não é um bom método, pois apresenta acentuadas variações. Nota-se que o número de plantas atacadas por dez plantas é um método mais consistente para estudo da infestação desta praga.

Para ilustrar a distribuição espacial do número total de lagartas por planta nas várias amostragens, foram construídos as Figuras 3 a 7 para o campo I, 8 a 12 para o campo II e 13 a 16 para o campo III.

QUADRO 06 - Teste qui-quadrado de aderência das frequências observadas às frequências esperadas pela distribuição Binomial Positiva para número de plantas com pelo menos uma lagarta de *S. frugiperda* por 10 plantas.

BINOMIAL POSITIVA							
Campo	Data	Lagarta Pequena		Lagarta Grande		Lagarta Total	
		$\chi^2$	GL	$\chi^2$	GL	$\chi^2$	GL
I	14/12/94	1,03 <sup>NS</sup>	6	14,07*	6	4,71 <sup>NS</sup>	6
	21/12/94	2,20 <sup>NS</sup>	4	3,40 <sup>NS</sup>	6	2,33 <sup>NS</sup>	6
	28/12/94	27,00**	6	9,25 <sup>NS</sup>	6	6,39 <sup>NS</sup>	5
	05/01/95	14,44*	6	11,05 <sup>NS</sup>	6	1,37 <sup>NS</sup>	4
	10/01/95	13,89*	6	0,54 <sup>NS</sup>	5	5,69 <sup>NS</sup>	2
II	15/12/94	7,66 <sup>NS</sup>	5	5,38 <sup>NS</sup>	6	8,38 <sup>NS</sup>	5
	22/12/94	14,44*	4	5,91 <sup>NS</sup>	6	6,85 <sup>NS</sup>	5
	29/12/94	12,66*	6	8,79 <sup>NS</sup>	6	2,17 <sup>NS</sup>	5
	06/01/95	22,17**	6	8,20 <sup>NS</sup>	6	0,92 <sup>NS</sup>	3
	12/01/95	17,43**	6	5,60 <sup>NS</sup>	5	1,54 <sup>NS</sup>	2
III	16/12/94	15,85**	5	65,16**	6	13,40*	6
	27/12/94	24,31**	6	37,95**	3	28,37**	6
	03/01/95	27,85**	6	21,91**	6	0,28 <sup>NS</sup>	3
	09/01/95	12,96*	6	10,35 <sup>NS</sup>	6	7,60 <sup>NS</sup>	3

\* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade

\*\* - Significativo ao nível de 1% de probabilidade

<sup>NS</sup> - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

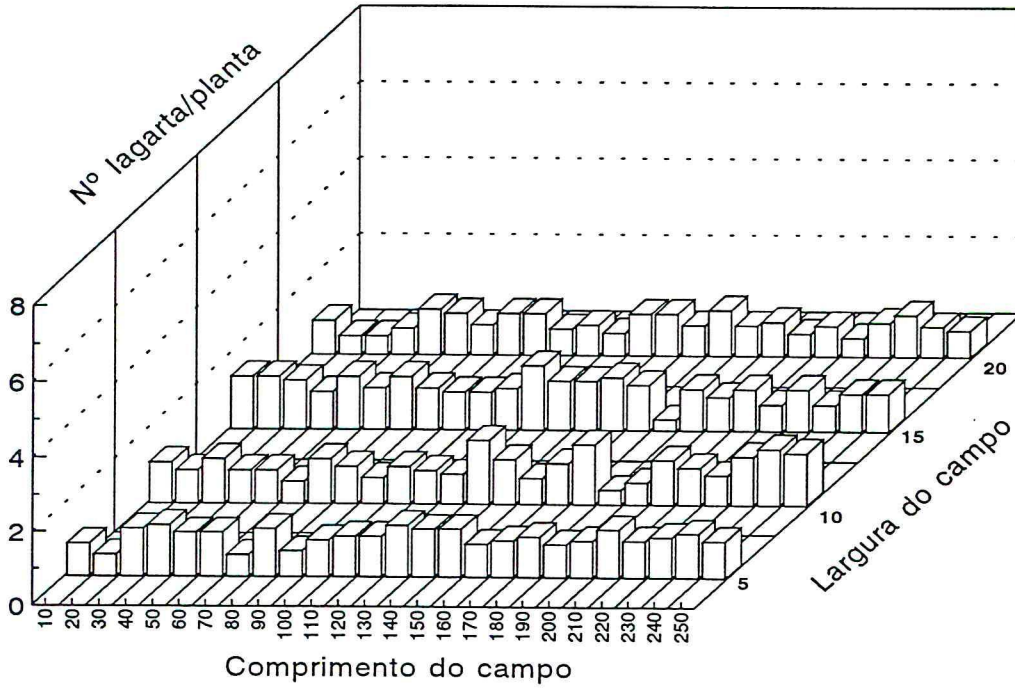


FIGURA 03 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo I em 14/12/94.

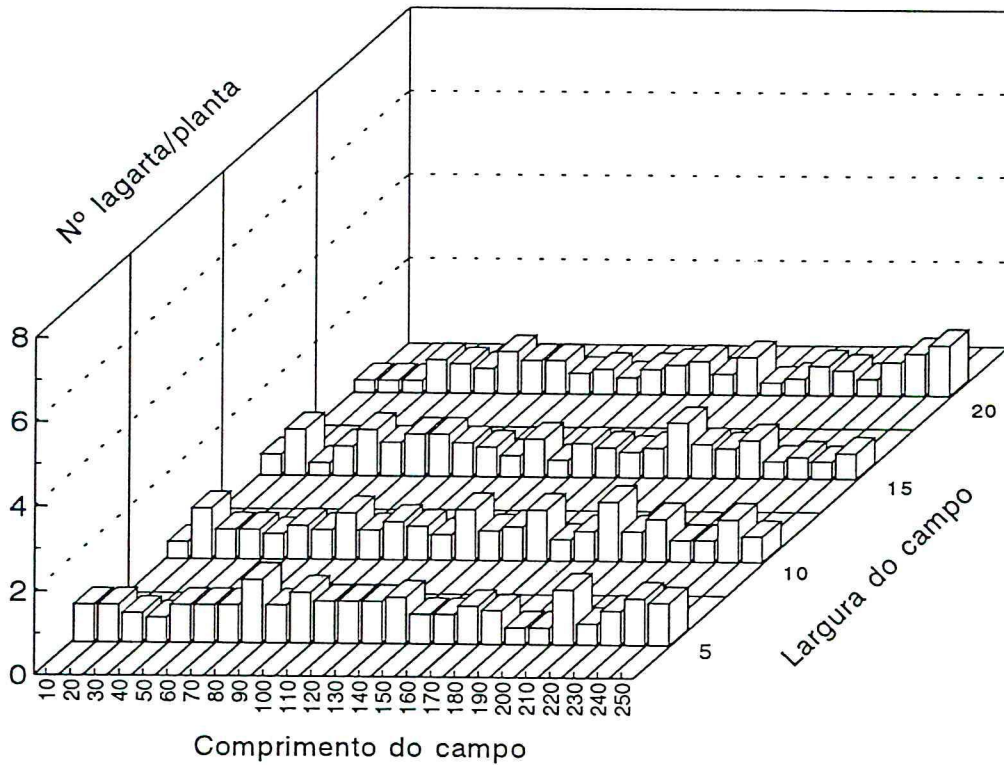


FIGURA 04 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo I em 21/12/94.

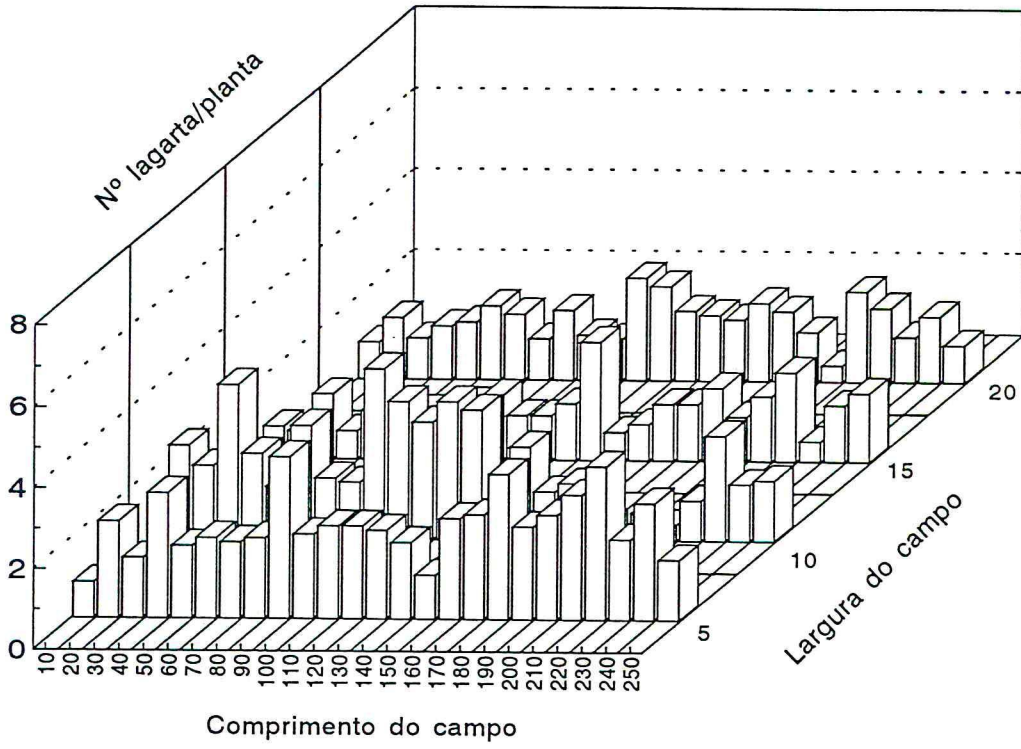


FIGURA 05 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo I em 28/12/94.

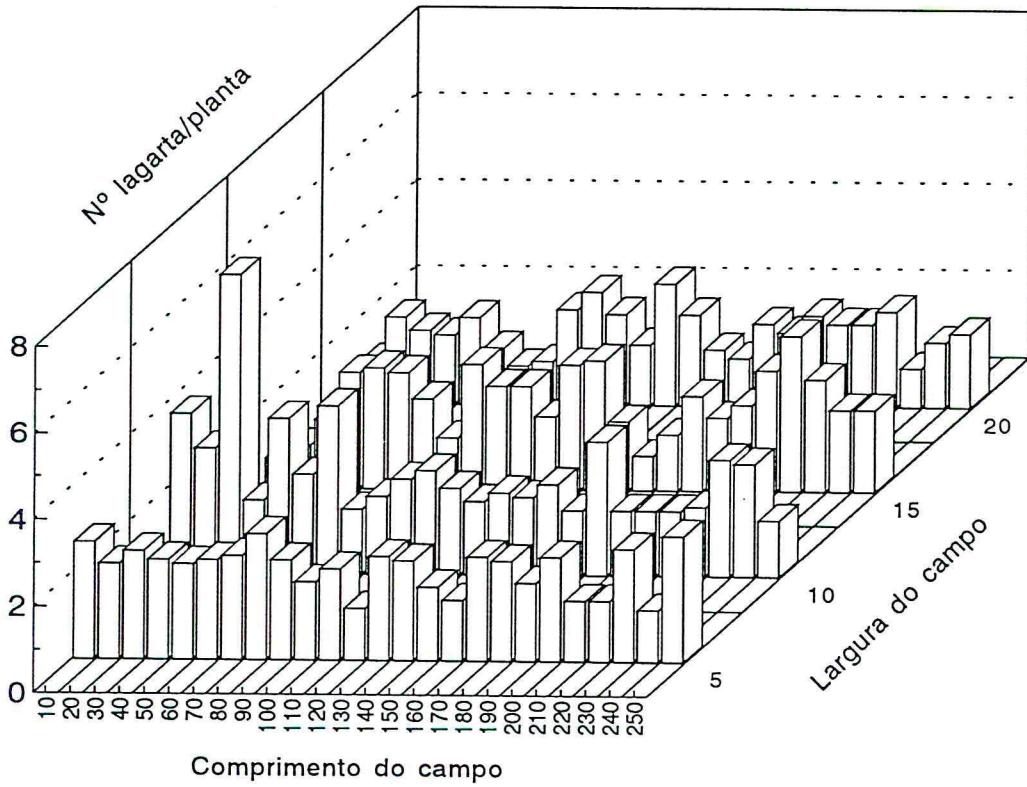


FIGURA 06 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo I em 05/01/95.

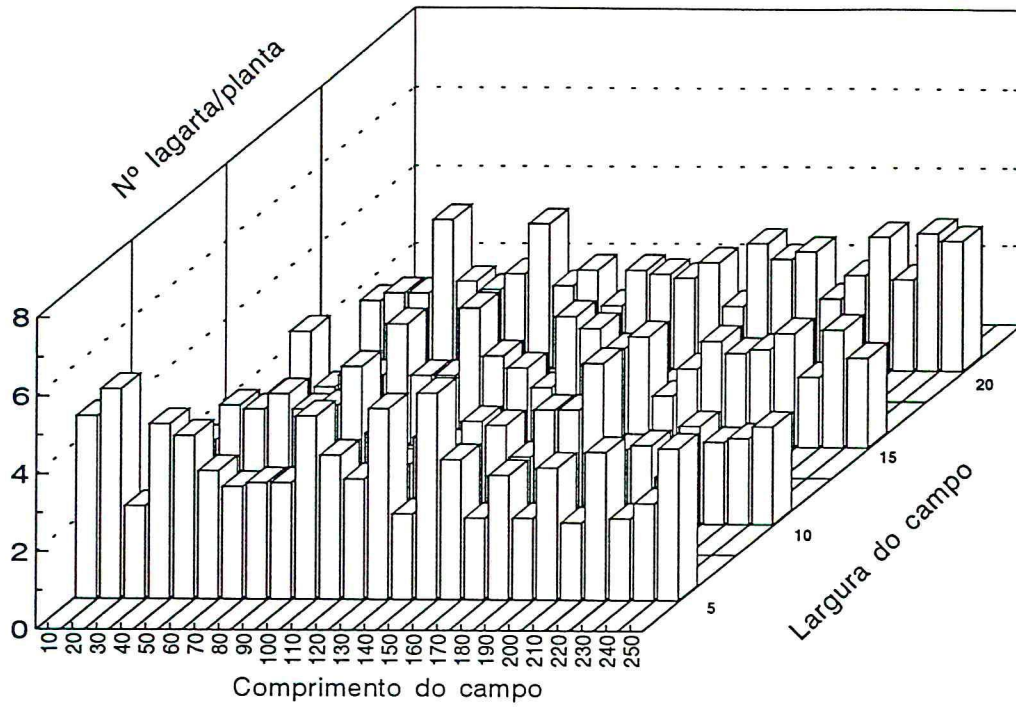


FIGURA 07 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo I em 10/01/95.

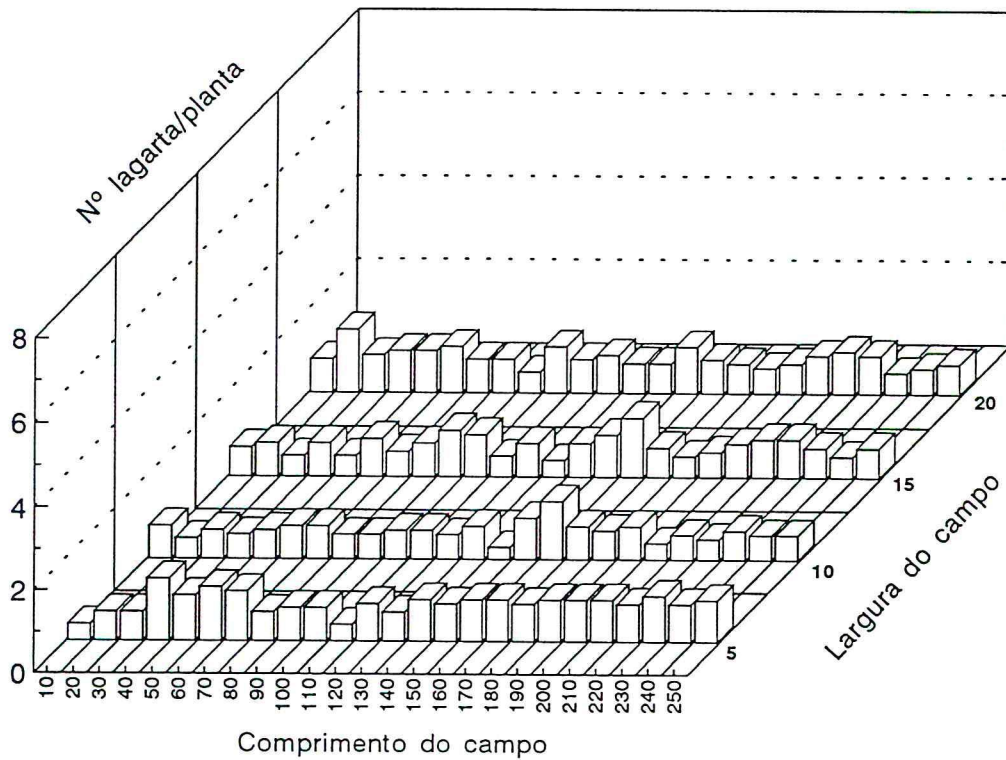


FIGURA 08 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo II em 15/12/94.

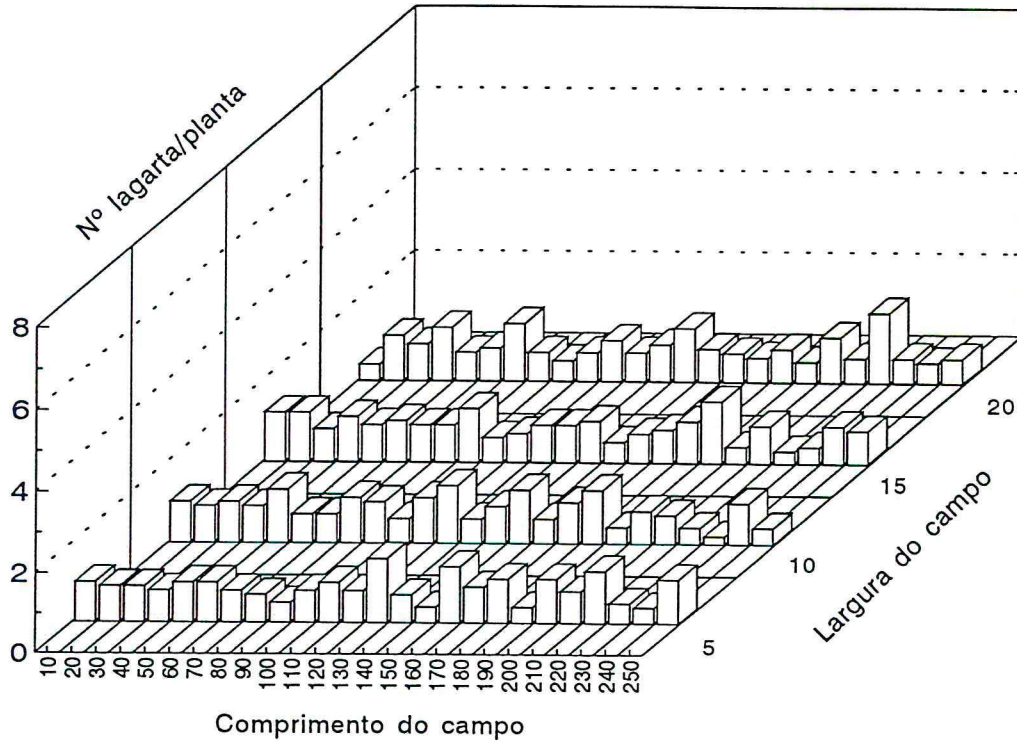


FIGURA 09 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo II em 22/12/94.

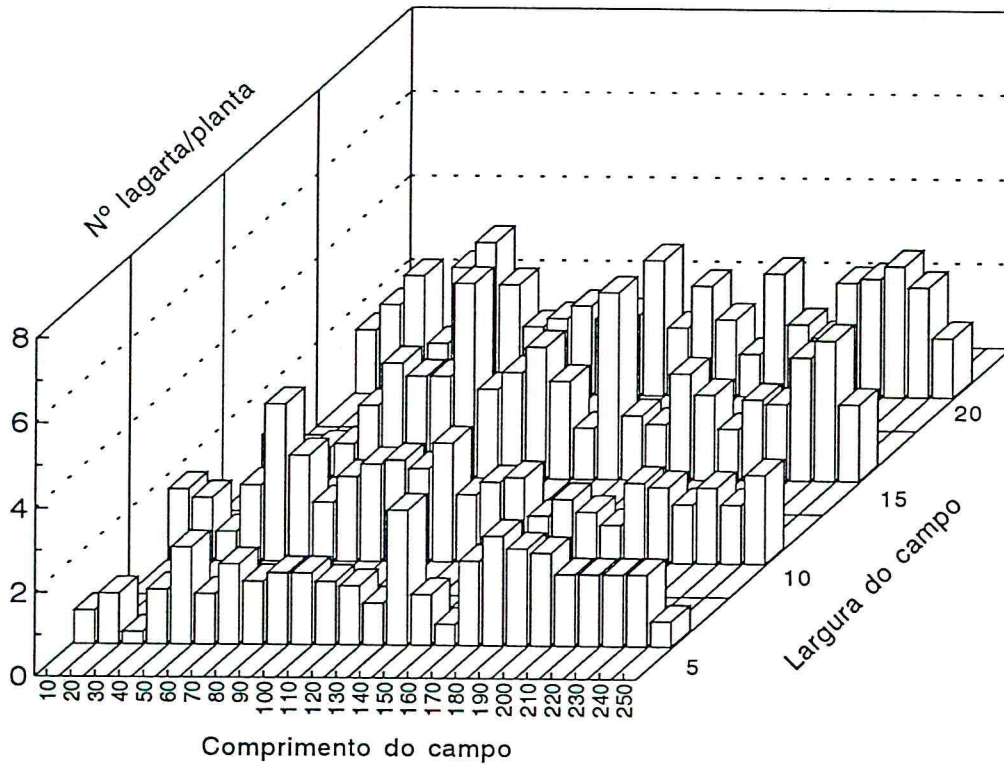


FIGURA 10 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo II em 29/12/94.

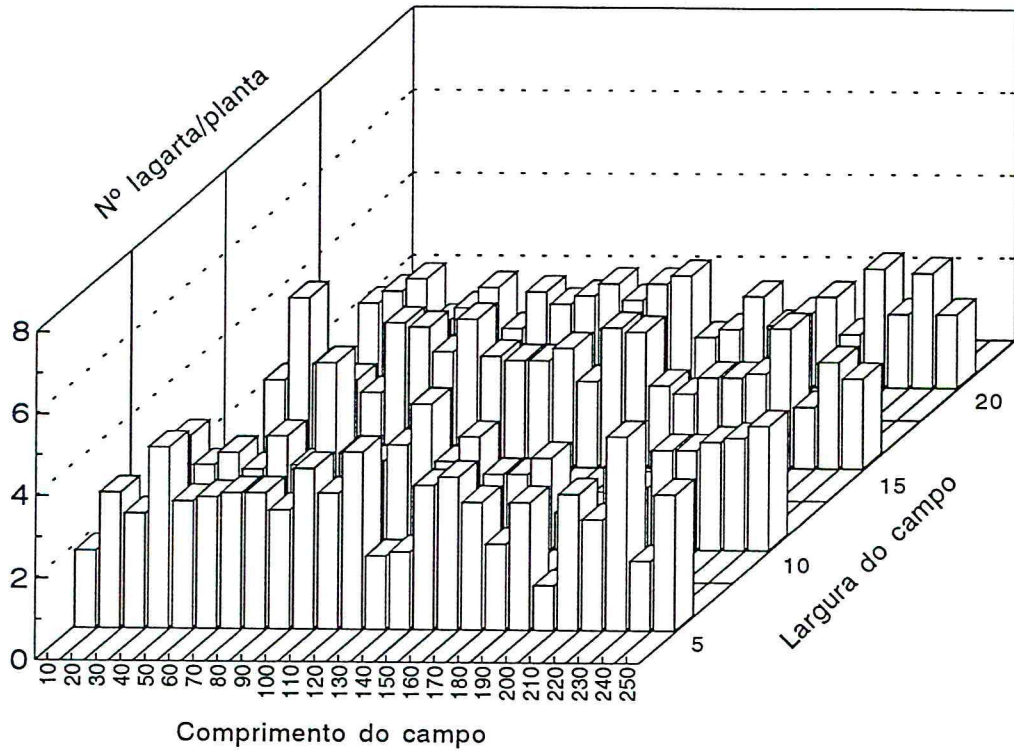


FIGURA 11 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo II em 06/01/95.

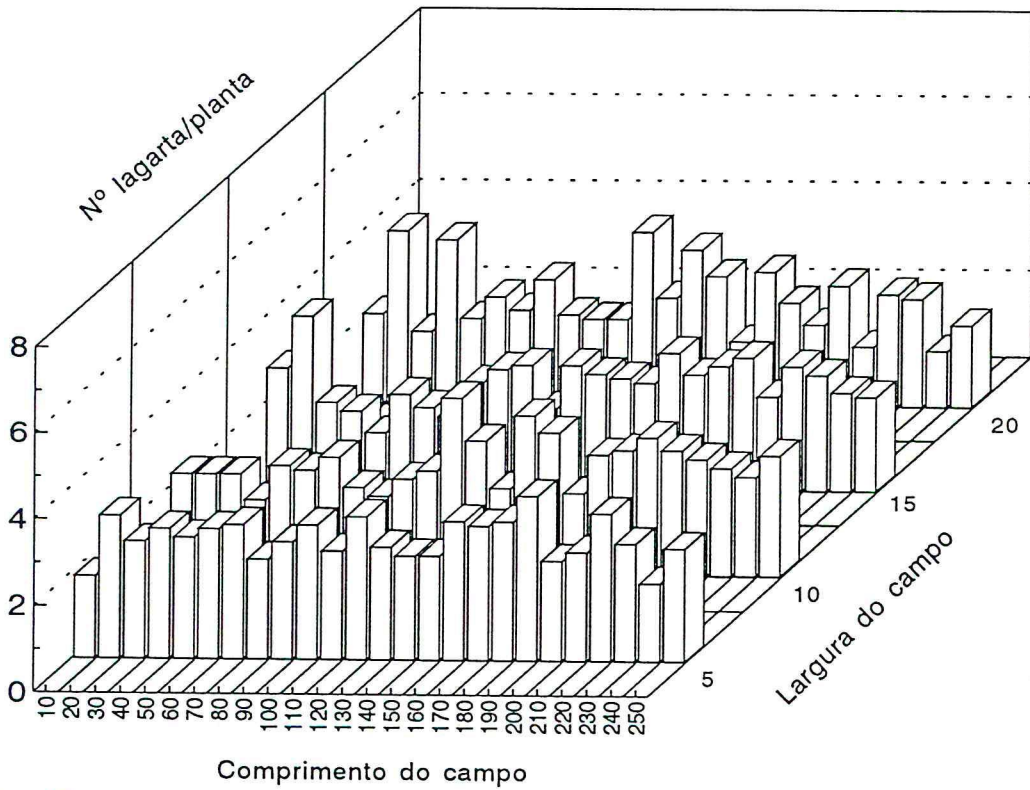


FIGURA 12 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo II em 12/01/95.

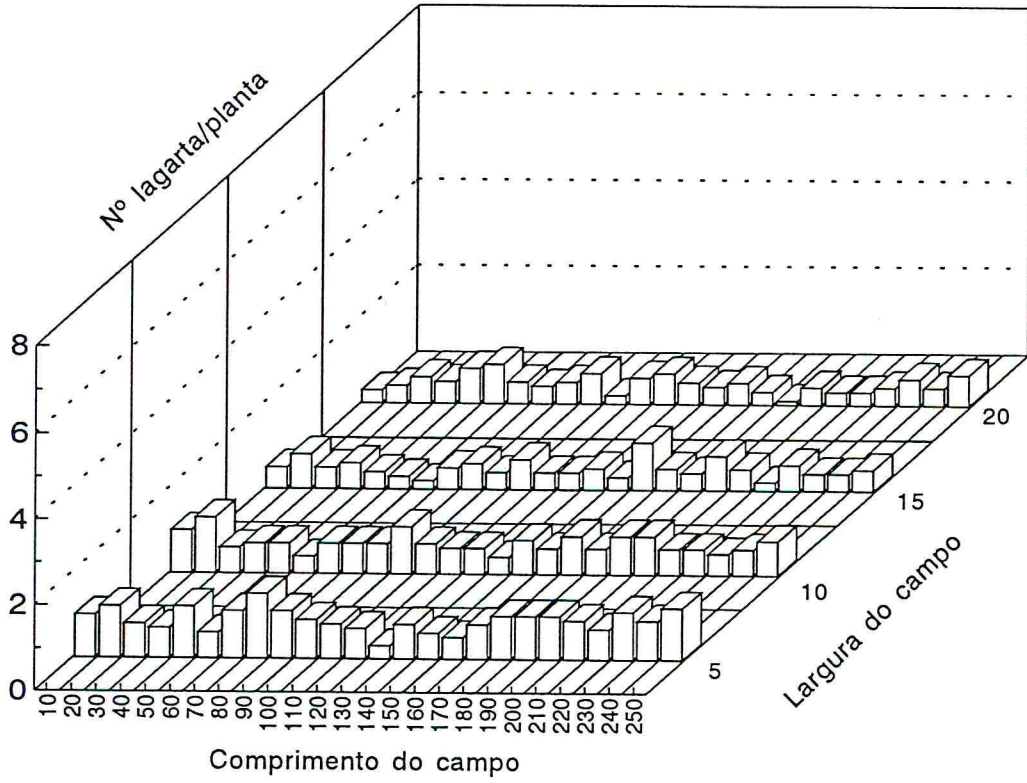


FIGURA 13 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo III em 16/12/94.

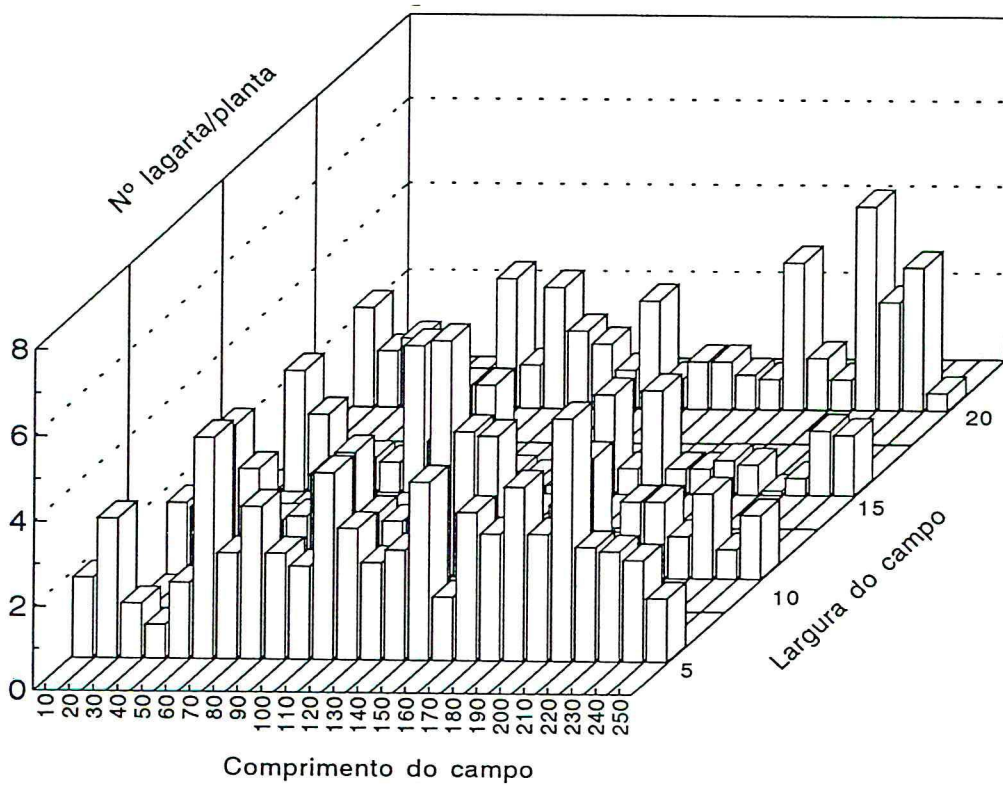


FIGURA 14 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo III em 27/12/94.

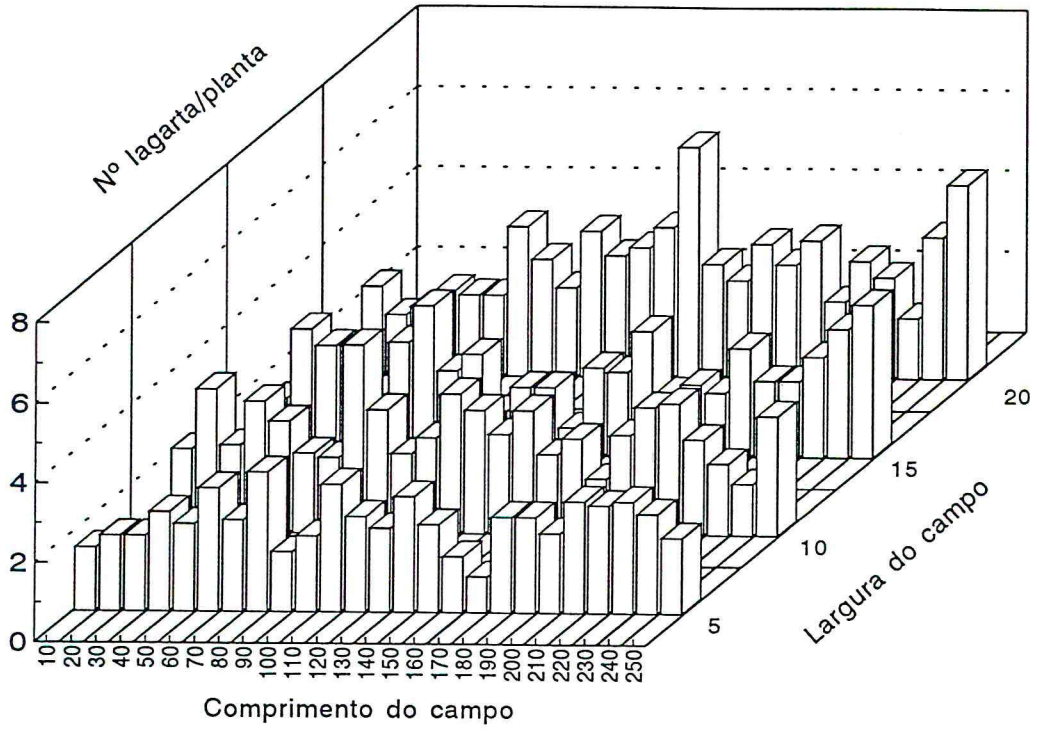


FIGURA 15 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo III em 03/01/95.

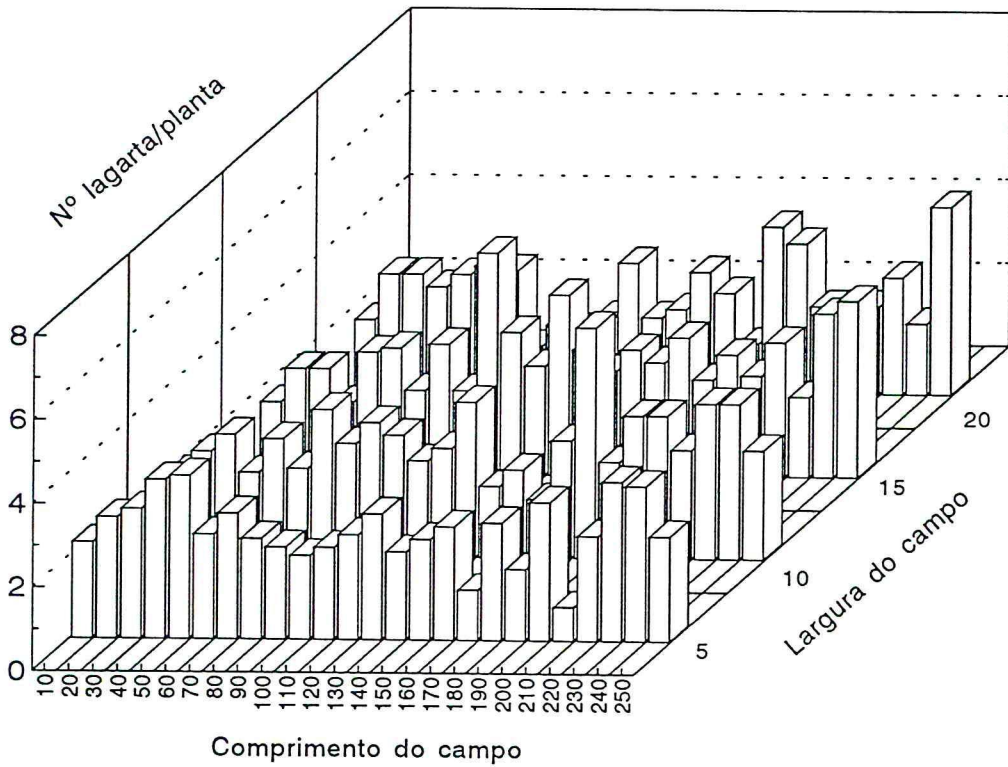


FIGURA 16 - Distribuição espacial do número total de *S. frugiperda* no campo III em 09/01/95.

### 5.3. Estimativa dos parâmetros da lei de Taylor

O resumo dos dados obtidos para lagarta pequena, grande e total para os coeficientes da lei de Taylor é apresentado pelo Quadro 7.

As populações de lagarta do cartucho são muito variáveis para se esperar que alguma distribuição se ajuste aos dados das diferentes categorias larvais. BROWN & CAMERON (1982), demonstraram que a lei da potência de Taylor poderia ajustar os dados independente da distribuição. A versatilidade torna a lei de Taylor ideal para os presentes dados, e isso é refletido pelo teste F que forneceu regressões altamente significativas para todas as categorias larvais.

O parâmetro  $b$  da lei de Taylor para lagarta pequena foi maior que um (1,5668), o que indica que a forma de distribuição dessa categoria larval é agregada. Para lagarta grande o parâmetro  $b$  foi menor que um (0,7875), o que conduz à um tipo de distribuição tendendo para aleatoriedade. No caso de total de lagartas os resultados são equivalentes aos obtido para lagarta pequenas.

QUADRO 07 - Estimativas dos parâmetros (a e b) e testes para ajuste à lei de TAYLOR.

Estatística	Lag. Pequena	Lag. Grande	Lag. Total
a	0,9059	0,0515	0,1850
b	1,5668	0,7875	1,5540
Teste F	463,92**	15,65**	51,01**
R <sup>2</sup>	0,9748	0,5661	0,8096

Os valores do parâmetro  $b$  da lei de Taylor para lagarta pequena e grande são muito similares aos encontrados por MITCHELL & FUXA (1987) para *S. frugiperda*, em Louisiana (Estados Unidos), o qual confirma o estabelecido por TAYLOR (1961) no sentido de que o

coeficiente de regressão  $b$  é uma estatística da população, a qual descreve propriedades intrínsecas da mesma, e que independe do método de amostragem.

FUXA et al. (1989) e ALVAREZ & MARTINEZ (1990) concluíram que havia diminuição no índice de agregação para lagartas grandes de *S. frugiperda*, e segundo WILSON & ROOM (1983) é comum observar uma agregação progressivamente menor com o desenvolvimento do inseto.

#### 5.4. Amostragem seqüencial para presença-ausência

Para construção de um plano de decisão seqüencial, há necessidade de se conhecer ao menos aproximadamente, o modelo que descreve a distribuição espacial da praga em condições de campo, e de se conhecer o nível de dano econômico da praga em questão.

O nível de dano econômico de 20%, foi adotado tendo por base a literatura consultada (CRUZ et al., 1983; CRUZ et al., 1986; BIANCO, 1991; CRUZ, 1993b).

Assim sendo, para construção do plano de decisão seqüencial para presença-ausência foi utilizado valores de  $\alpha = \beta = 0,20$ . A reta superior a partir do qual aceita-se  $H_1 : p_1 = 0,20$  é:

$$S_1 = 1,7095 + 0,1452 N$$

e a inferior, até a qual aceita-se  $H_0 : p_0 = 0,10$  é:

$$S_0 = -1,7095 + 0,1452 N$$

Estas retas estão representadas na Figura 17.

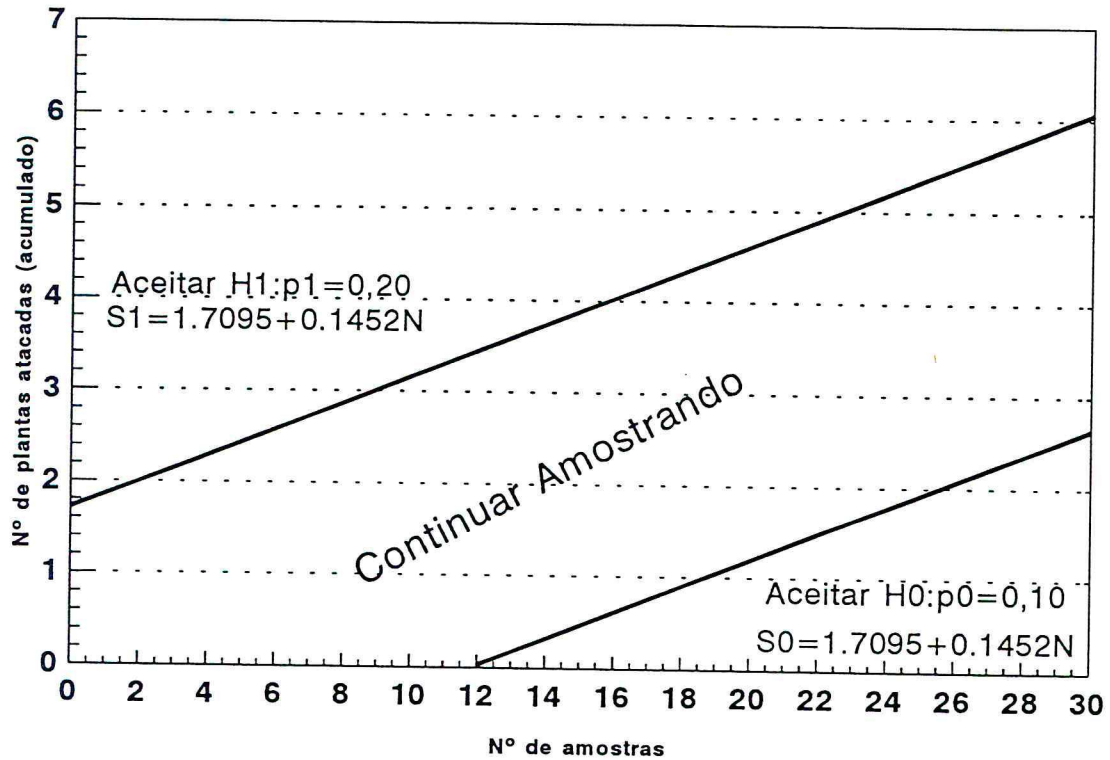


Figura 17 - Plano de amostragem seqüencial para números de plantas atacadas com pelo menos uma lagarta de *S. frugiperda* com base na distribuição binomial positiva..

Para maior facilidade, uma tabela foi confeccionada a partir dos dados fornecidos pelas equações das retas. O uso da tabela, é mais prático em trabalhos de campo. Para cada valor de N é calculado o valor de S, a partir das equações  $S_1$  e  $S_0$ .

A tabela é apresentada no Quadro 8, onde a coluna da esquerda representa os pontos da reta  $S_0$  e da direita os pontos da reta  $S_1$ .

QUADRO 08 - Plano de amostragem seqüencial para avaliar a infestação da lagarta do cartucho do milho, *S. frugiperda*.

NUM. AMOSTRAS	ACEITAR $H_0$ <	CONT. AMOSTRANDO	> REJEITAR $H_0$
1	-		-
2	-		2
3	-		2
4	-		2
5	-		2
6	-		3
7	-		3
8	-		3
9	-		3
10	-		3
11	-		3
12	-		3
13	-		4
14	-		4
15	-		4
16	1		4
17	1		4
18	1		4
19	1		4
20	1		5
21	1		5
22	1		5
23	2		5
24	2		5
25	2		5
26	2		5
27	2		6
28	2		6
29	3		6
30	3		6
$S_0 = -1.7095 + 0.1452 N$	$p_0 = 0.1000$	$\alpha = 0,20$	
$S_1 = 1.7095 + 0.1452 N$	$p_1 = 0.2000$	$\beta = 0,20$	

O procedimento é feito da seguinte maneira: o número de plantas atacadas com pelo menos uma lagarta é anotado entre as colunas à medida que vão sendo realizadas as amostragens. Este número vai sendo acumulado após cada amostragem. Quando o total acumulado for inferior à coluna da esquerda, suspende-se a amostragem e aceita-se  $H_0$ , isto é, não há necessidade de controle. Quando o total acumulado é superior à coluna da direita, rejeita-se  $H_0$  e aceita-se  $H_1$ , sendo portanto, necessário controlar a lagarta. Enquanto o número acumulado de plantas atacadas com pelo menos uma lagarta permanecer no intervalo entre as duas colunas, deve-se continuar a amostragem até atingir a amostra de número 30 (média do número máximo esperado de amostras para tomada de decisão), quando suspende-se a amostragem, podendo voltar sete dias após para a realização de nova amostragem.

Pelo Quadro 8 verifica-se que para tomar uma decisão de aceitar  $H_0$  ou rejeitar  $H_0$ , o amostrador tem que avaliar no mínimo 15 unidades amostrais.

A curva característica de operação  $CO(p)$  é a representação gráfica da função operatória característica que fornece a probabilidade de terminar a amostragem não aconselhando o controle para qualquer grau de infestação da lavoura. Em outras palavras, fornece a probabilidade de tomar uma decisão correta ou errada para qualquer nível de infestação. A curva característica de operação está representada na Figura 18.

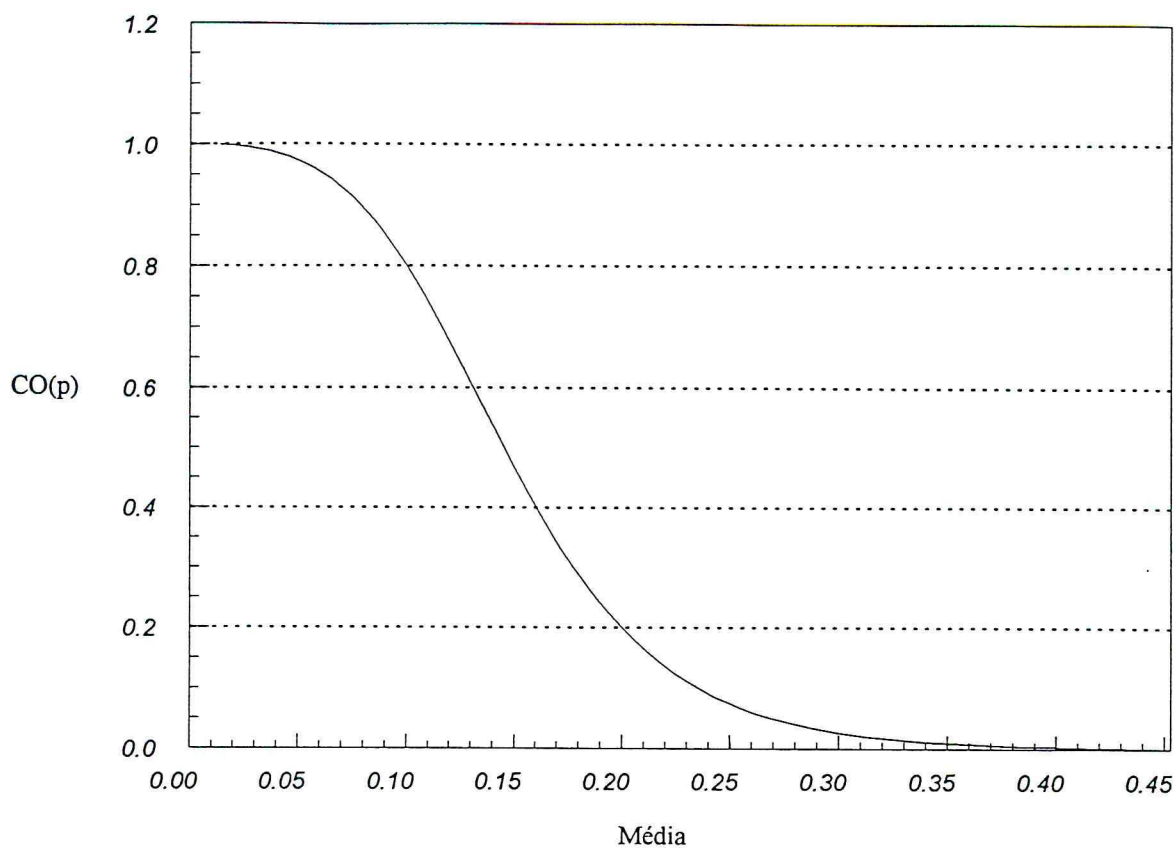


Figura 18 - Curva característica de operação  $CO(p)$  do teste seqüencial da razão da verossimi-lhança para população total de *S. frugiperda*.

Verifica-se que quando a média é de 0,05 lagartas de *S. frugiperda* por amostragem, o teste tem 95% de probabilidade de aceitar  $H_0$  e quando a média é de 0,30 lagartas por amostra, o teste tem 5% de probabilidade de aceitar  $H_0$ , isto é, a probabilidade de recomendar o controle é de 95%. Pelo mesmo processo são obtidas as probabilidades de aceitar  $H_0$ , ou seja, de tomar decisão certa ou errada, para qualquer nível de infestação da lavoura.

Os resultados obtidos para número máximo de amostra  $Ep(N)$  do teste da razão da verossimilhança para população total de lagartas de *S. frugiperda* está representado na Figura 19.

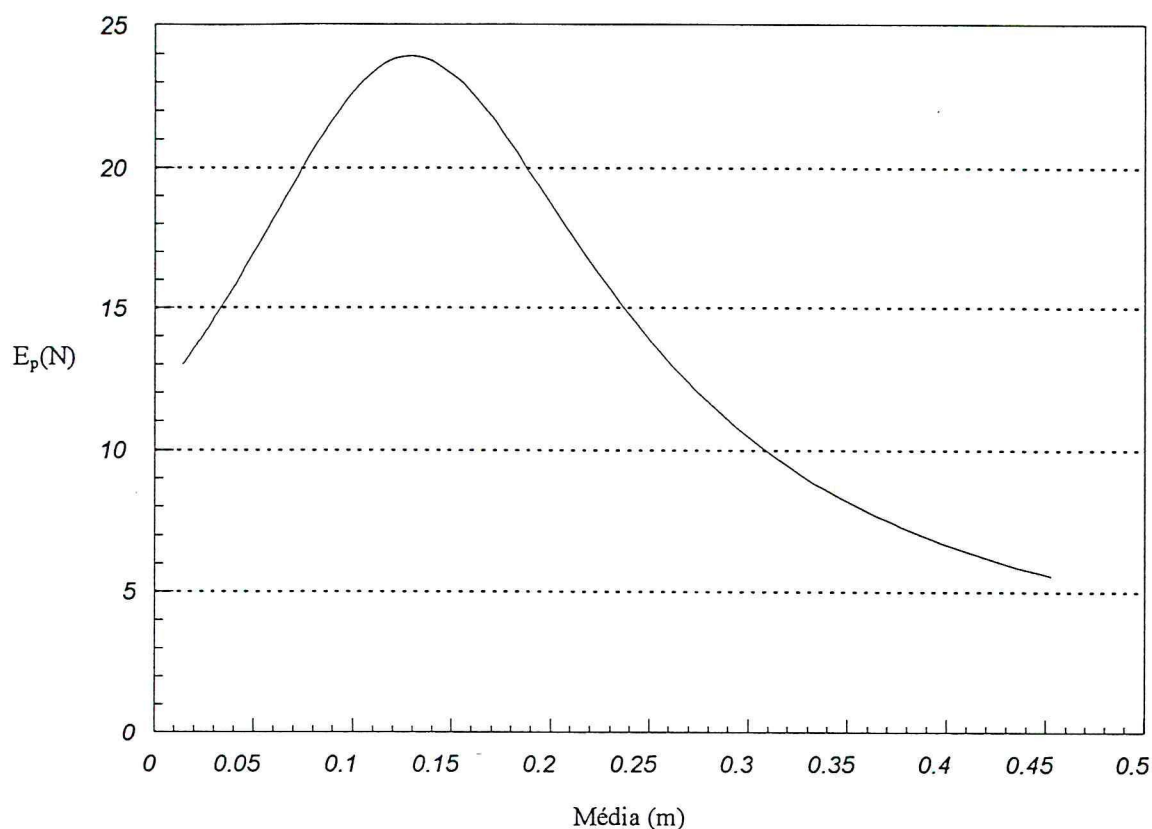


Figura 19 - Curva do tamanho esperado de amostras do teste seqüencial da razão de verossimilhança para população total de *S. frugiperda*.

Pela curva do tamanho esperado de amostra nota-se que para média de infestação de 0,05, isto é, se a infestação corresponder a 5% por lavoura então o tamanho esperado de amostra é de aproximadamente 17 unidades amostrais. Isto indica que em lavouras com esta infestação são necessárias em média 17 unidades amostrais para se tomar uma decisão. Para média de infestação 0,15 uma decisão seria tomada, em média após examinada 24 unidades amostrais, e para média de infestação igual a 0,45 seriam necessárias, em média seis unidades amostrais.

Segundo ESTEFANEL (1977), é óbvio que ao iniciar a amostragem numa lavoura, não se conhece a média de infestação e, por conseguinte, não se pode obter a curva característica de operação CO (p) nem a curva do tamanho médio de amostras  $E_p(N)$  para essa lavoura. Mesmo assim a curva característica de operação e a curva do tamanho médio das amostras fornecem uma visão geral do funcionamento da amostragem seqüencial.

### 5.5. Plano de contagem seqüencial com base na lei de Taylor

O plano de contagem seqüencial com um nível de precisão constante, foi desenvolvido por GREEN (1970), usando os coeficientes **a** e **b** da lei de Taylor (1961).

O nível de precisão constante (**D**) é a razão entre o erro padrão da média  $\frac{s}{\sqrt{n}}$  / **m**. O plano permite calcular a densidade média populacional do inseto amostrado com um nível de precisão pré-fixado.

O número de amostras necessárias para o número total de lagarta do cartucho do milho é calculado a  $D = 0,2$  na Figura 20. O número de amostras requeridas a  $D = 0,1$  também foi calculado, mas, estes números foram tão grandes que não apresentariam interesse prático. Isso concorda com SOUTHWOOD (1978) que cita o nível de  $D = 0,2$ , sendo mais adequado ao programa de manejo de praga.

O plano consiste em determinar uma linha de decisão, baseada na fórmula (4.28). Quando a contagem acumulada de lagartas ultrapassar a linha de decisão, encerra-se a contagem e determina-se a densidade média populacional, dividindo-se o número acumulado de lagartas pelo número de amostras.

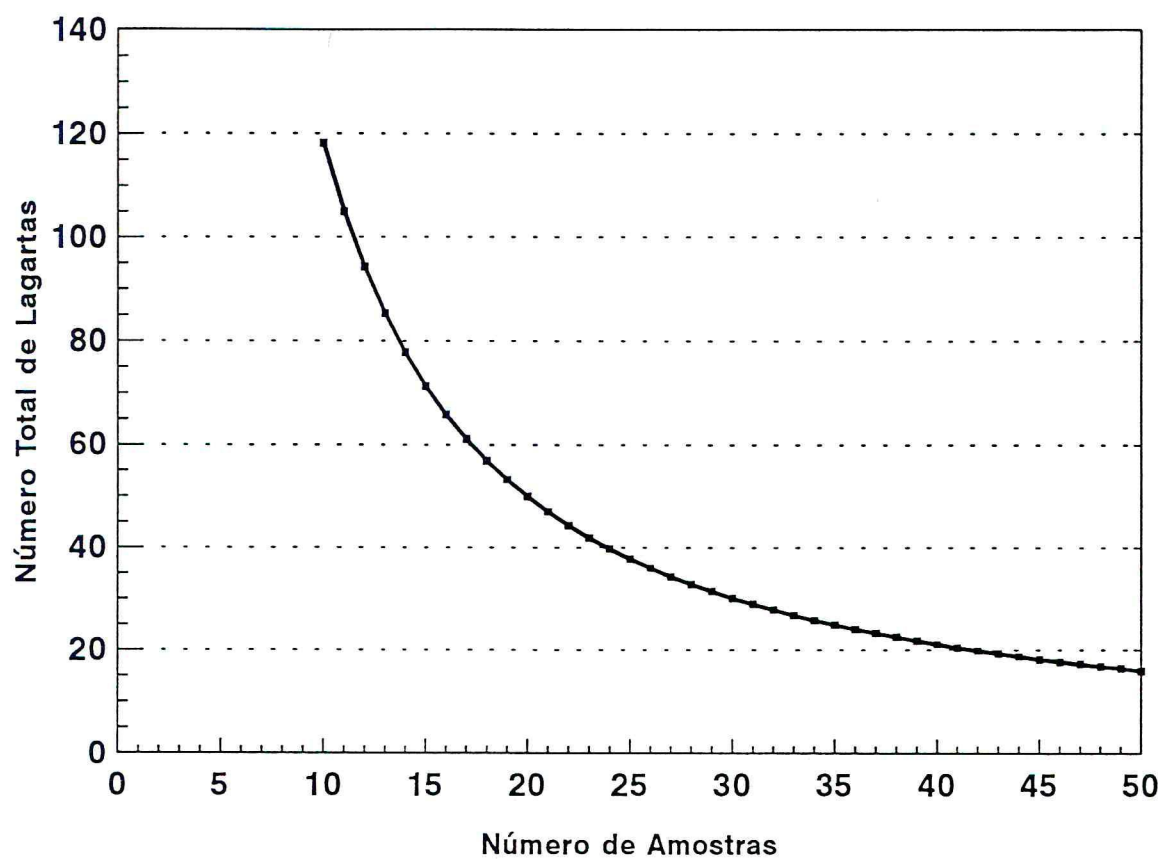


Figura 20 - Plano de contagem seqüencial para estimar a média populacional da lagarta do cartucho do milho *S. frugiperda*, ao nível de 20% de precisão.

## 6. CONCLUSÕES

1. A distribuição binomial negativa e os índices de agregação assinalaram uma marcada tendência de distribuição espacial agregada para lagartas pequenas de *Spodoptera frugiperda* na cultura do milho.
2. O número de lagartas grandes por planta apresenta uma distribuição moderadamente agregada, tendendo para a aleatoriedade.
3. A contagem do número de lagartas por planta não é um bom método de amostragem, uma vez que apresenta acentuada variação à medida que a lagarta se desenvolve, não se ajustando a uma distribuição definida, tornando difícil o estudo dos resultados.
4. A amostragem seqüencial para presença-ausência apresentou um número esperado máximo de 30 amostras, e pelo fato do amostrador não necessitar contar o número de lagartas por unidade de

amostra, permitindo assim maior rapidez na tomada de decisão, esse sistema de amostragem seqüencial, mostra-se um excelente meio de amostragem para ser empregado no campo.

5. A lei de Taylor pode ser utilizada para explicar adequadamente relação entre a variância e a média do número de lagartas por planta.

## 7. SUMMARY

The objective of this project was to study the probability distribution of *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith, 1797), in corn crop. A stratified sampling system was applied in three areas of a corn field located at the Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Jaboticabal, SP, during the 1994/95 growing season. Each area was composed of 100 plots. The number of small and large caterpillars per plants was counted in sixteen sampling dates. The data obtained were fitted to negative binomial, Poisson, and binomial distributions. The following aggregation indexes were also studied: Variance/Mean ratio, Morisita index, d statistics, k exponent of the negative binomial distribution, and b exponent of the Taylor Power Law. According to the results, small caterpillars fitted negative binomial distributions whereas large caterpillars counts presented with a tendency to random distribution. Sequential sampling plans were developed based on number of caterpillars per plant and percentage of infested plants.

## 8. LITERATURA CITADA

ALLEN, J. et al. Sequential sampling plans for the bollworm, *Heliothis zea*. **Environ. Entomol.**, College Park, v.1, p.771-80, 1972.

ALVAREZ, R.A.J., MARTINEZ, O.W. Plano del mustres secuencial para larvas del gusano cogollero de maiz (Lepidoptera: Noctuidae), en maiz. **Agronomia Colombiana**, Bogotá, v.7, p.26-32, 1990.

ANSCOMBE, J.F. Sample theory of negative binomial and logarithmic series distributions. **Biometrika**, London, v.37, p.352-82, 1950.

ANSCOMBE, J.F. The statistical analysis of insects counts based on the negative binomial distributions. **Biometrics**, Alexandria, v.5, p.165-73, 1949.

- ANSCOMBE, J. F. The transformation of Poisson, binomial and negative binomial data. **Biometrika**, London, v.35, p.246-54, 1948.
- ARAGON, L.C.C. et al. Patrones en la disposicion de las garrapatas *Boophilus microplus* y *Amblyomma cajennense* (Acarida: Ixodidae) sobre bovinos. **Agrociência**, Chapingo, n.46, p.101-9, 1981.
- ASANTE, S.K. et al. Spatial and temporal distribution patterns of *Eriosoma lanigerum* (Homoptera: Aphididae) on apple. **Environ. Entomol.**, College Park, v.22, n.5, p.1060-5, 1993.
- ÁVILA, C.J., DEGRANDE, P.E. Pragas e seu controle. In: **Milho: Informações técnicas**. Dourados: EMBRAPA - UEPAE, 1991, 198p. (Circular, 20).
- BANERJEE, B. Variance to mean ratio and the spatial distribution animals. **Experientia**, Basel, v.32, p.993-4, 1976.
- BARBOSA, J.C. A amostragem seqüencial. In: FERNANDES, O.A., CORREIA, A.C.B., DE BORTOLI, S.A. **Manejo integrado de pragas e nematóides**. Jaboticabal: FUNEP, 1992. p.205-11.
- BARBOSA, J.C. **Distribuições de probabilidade como base para análises estatísticas, amostragem e estratégias de manejo de *Diatraea saccharalis* (Fabr., 1794) na cultura da**

- cana-de-açúcar**. Piracicaba, 1985. 131p. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- BARBOSA, J.C. **Modelos probabilísticos para distribuição de lagartas de *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith, 1797) na cultura do milho**. Jaboticabal, 1978. 60p. Dissertação (Mestre em Ciências). Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista.
- BARBOSA, J.C., PERECIN, D. Modelos probabilísticos para distribuição de lagartas de *Spodoptera frugiperda* (J.E. SMITH, 1797), na cultura do milho. **Científica**, São Paulo, v.10, n.2, p.181-91, 1982.
- BARFIELD, C.S et al. State-of-the-art for predicting damaging infestations of fall armyworm. **Fla. Entomol.**, Gainesville, v.6, n.4, p.364-75, 1980.
- BASTO, J.A.M. **Principais pragas das culturas e seus controles**. São Paulo: Livroceres, 1981. 165p.
- BEALL, G. The transformation of data from entomological field experiments so that the analysis of variance becomes applicable. **Biometrika**, London, v.32, p.243-62, 1942.

- BECHINSKI, E.J., STOLTZ, R.L. Presence-absence sequential decision plans for *Tetranychus urticae* (Acari: Tetranychidae) in garden-seed beans, *Phaseolus vulgaris*. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.78, p.1475-80, 1985.
- BERTELS, A. **Pragas do milho: métodos de defesa**. Santa Maria: Instituto Agronômico, 1956. 18p. (Boletim Técnico, 16).
- BIANCO, R. **Desenvolvimento e validação de planos de amostragem para o manejo da lagarta de cartucho *Spodoptera frugiperda* (J.E. SMITH, 1797) (Lepidoptera: Noctuidae), na cultura do milho**. Piracicaba, 1995. 103p. Tese (Doutorado em Entomologia). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- BIANCO, R. **Disposicion espacial de *Aeneolamia spp* (Homoptera: Cercopidae) en praderas de gramineas tropicales, Colegio de Post graduados**. Chapingo, 1982. 123p. Tese (Maestria de Ciências) - Institucion de Ensinanza e Investigacion en Ciencias Agricolas. 123p.
- BIANCO, R. Pragas e seu controle. In: **A cultura do milho no Paraná**. Londrina: Fundação Instituto Agronômico do Paraná, 1991. 270p. (Circular, 68).
- BINNS, M.R. Behavioral dynamics and the negative binomial distribution. **Oikos**, Copenhagen, v.47, p.315-8, 1986.

- BINNS, M.R., BOSTANIAN, N.J. Robustness in empirically based binomial decision rules for integrated pest management. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.83, p.420-7, 1990.
- BLISS, C.I., FISHER, R.A. Fitting the negative binomial to biological data, note on the efficient fitting of the negative binomial. **Biometrics**, Alexandria, v.9, p.176-200, 1953.
- BLISS, C.I., OWEN, A.R.G. Negative binomial distribution with a common K. **Biometrika**, London, v.45, p.37-58, 1958.
- BOSQUE-PÉREZ, N.A., MARECK, J.H. Distribution an species composition of lepidopterous maize borers in southern Nigeria. **Bull. Entomol. Res.**, Oxon, v.80, p.363-8, 1990.
- BROWN, M.W. Spatial dynamics and sampling of *Lyonetia speculella* (Lepidoptera: Lyonetiidae), a leafminer of apple. **Environ. Entomol.**, College Park, v.18, n.5, p.875-80, 1989.
- BROWN, M.W., CAMERON, E.A. Spatial distribution of adults of *Ooencyrtus kuvanae* (Hymenoptera: Encyrtidae), an egg parasite of *Lymantria dispar* (Lepidoptera: Lymantriidae). **Can. Entomol.**, Ottawa, v.114, p.1109-20, 1982.
- BUNTIN, G.D. Sampling techniques, populations dispersion, and sampling plans for leafhopper (Homoptera: Cicadellidae) in bermudagrass. **Environ. Entomol.**, College Park, v.17, n.5, p.872-77, 1988.

- CARTER, J.L. et al. Foliage presence and absence effect on gypsy moth (Lepidoptera: Lymantriidae) Egg mass sample counts and the probability of exceeding action thresholds with foliage present. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.87, n.4, p.1004-7, 1994.
- CARVALHO, R.P.L. Danos, flutuação da população, controle e comportamento de *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith, 1797) e susceptibilidade de diferentes genótipos de milho, em condições de campo. Piracicaba, 1970. 170p. Tese (Doutorado em Entomologia) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- CARVALHO, R.P.L. Contribuição para o estudo dos prejuízos, população e controle da *Spodoptera frugiperda* (Smith) em milho. **Rev. Agric.**, Piracicaba, v.44, n.1, p.10, 1969.
- CASSIE, R.M. Frequency distribution models in the ecology of plankton and other organisms. **J. Anim. Ecol.**, Oxford, v.31, p.65-92, 1962.
- CHIANG, H.C. Pest management in corn. **Annu. Rev. Entomol.**, Palo Alto, v.23, p.101-23, 1978.
- CHYI-CHEN, H. Dispersion statistics and sample size estimates for *Tetranychus kanzawai* (Acari: Tetranychidae) on mulberry. **Environ. Entomol.**, College Park, v.22, n.1, p.21-5, 1993.
- COHEN, J.E. **Casual groups of monkeys and men.** Cambridge: Harvard University, 1971. p.120.

CONNOLA, D.P. et al. A sequential sampling plan for red-pine sawfly *Neodiprion manulus* Scheld.

**J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.52, p.600-2, 1959.

COSTA, J.M., SANTOS, Z.F.A., CORREIA, J.S. **Pragas da cultura do milho e meios de controle.** Salvador: EPABA, 1984. 19p. (Circular Técnica, 8)

CROFT, B.A., HOYT, S.C. **Integrated management of insect pest of pome and stone fruits.**

New York: Wiley Interscience, 1983. 454p.

CROFT, B.A., WELCH, S.M., DOVER, M.J. Dispersion statistics and sample size estimates for populations of the mite species *Panonychus ulmi* and *Amblyseius fallacis* on apple. **Environ.**

**Entomol.**, College Park, v.5, p.227-34, 1976.

CRUZ, I. Controle econômico da lagarta-do-cartucho. **Correio Agrícola**, São Paulo, n.1, p.8-11, 1993b.

CRUZ, I. Prevenção e controle das pragas do milho e sorgo. In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 19, 1992, Porto Alegre-RS. **Conferências...** p.210-33.

CRUZ, I. **Recomendações técnicas para o cultivo do milho: principais pragas e seu controle.**

Brasília: EMBRAPA-SPI, 1993a. 204p. (Recomendação Técnica, 1).

- CRUZ, I., OLIVEIRA, L.J. Danos de *Spodoptera frugiperda* em milho cultivado em solos com diferentes teores de alumínio. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENTOMOLOGIA, 22, 1989, Belo Horizonte. **Resumos...** p.433.
- CRUZ, I., TURPIN, F.T. Efeito da *Spodoptera frugiperda* em diferentes estádios de crescimento da cultura do milho. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v.17, n.3, p.355-9, 1982.
- CRUZ, I. et al. **Pragas da cultura do milho em condições de campo: métodos de controle e manuseio de defensivos.** Sete Lagoas - MG: EMBRAPA - CNPMS, 1986. 75p. (Circular, 10).
- CUSSON, M. et al. A sequential sampling plan for adult tuber flea beetles (*Epitrix tuberis* Gentner): dealing with "edge effects". **Can. Entomol.**, Ottawa, v.122, p.537-46, 1990.
- DANIELS, T.J., FISH, D. Spatial distribution and dispersal of unfed larval *Ixodes dammini* (Acari: Ixodidae) in Southern New York. **Environ. Entomol.**, College Park, v.19, n.4, p.1029-33, 1990.
- DANIELSON, S.D., BERRY, R.E. Redbacked cutworm: sequential sampling plants in peppermint. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.71, p.323-8, 1978.
- DAVIS, P.M., PEDIGO, L.P. Analysis of spatial patterns and sequential count plans for stalk borer (Lepidoptera: Noctuidae). **Environ. Entomol.**, College Park, v.18, n.3, p.504-9, 1989.

- ECKEL, R.V.W., LAMPERT, E.P. Spatial and temporal analysis of tobacco etch virus distribution and its relationship to aphid (Homoptera: Aphididae) vectors in fruecured tobacco. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.86, n.5, p.1534-45, 1993.
- ELLIOT, J.M. Some methods for the statistical analysis of sample of benthic invertebrates. **Sci. Publ. Freshw. Biol. Assoc.**, Ambleside, n.25, p.148, 1979.
- ESTEFANEL, V., BARBIN, D. Amostragem seqüencial baseada no teste seqüencial da razão da probabilidade e seu uso na determinação da época de controle das lagartas da soja no estado do Rio Grande do Sul. **Rev. Centro Ci. Rurais**, Santa Maria, v.9, n.1, p.29-48, 1979.
- ESTEFANEL, V. **A amostragem seqüencial baseada no teste seqüencial da razão de probabilidade e seu uso no controle das lagarta da soja no estado do Rio Grande do Sul.** Piracicaba, 1977. 117p. Dissertação (Mestrado em Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- EVANS, D. E. Experimental evidence cocerning constagions distributions in ecology. **Biometrika**, London, V.40, p.186-211, 1953.
- EVANS, D. E. The distribution and sampling of the adult *Aeneolamic varia saccharina* (Homoptera: Cercopidae) on sugar cane. **Trop. Agric.**, St. Augustine, v.48, p.225-262, 1971.

- FENG, M.G., NOWIERSKI, R.M. Spatial distribution and sampling plans for four species of cereal aphids (Homoptera: Aphididae) infesting spring wheat in southwestern Idaho. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.85, n.3, p.830-7, 1992.
- FENG, M.G. et al. Binomial sampling plans for the english grain aphid, *Sitobion avenae* (Homoptera: Aphididae) based on an empirical relationship between mean density and proportion of tillers with different tally thresholds of aphids. **Bull. Entomol. Res.**, Oxon, v.83, p.187-96, 1993.
- FERGUSON, C.L. et al. Dispersion and density of Asiatic Oak Weevil (Coleoptera: Curculionidae) Relative to Oak Density. **Environ. Entomol.**, College Park, v.21, n.2, p.247-52, 1992.
- FERRER, E.R., SHEPARD, B.M. Sampling malayan black bugs (Heteroptera: Pentatomidae) in rice. **Environ. Entomol.**, College Park, v.16, p.259-263, 1987.
- FITT, G.P. et al. Temporal and spatial patterns in pheromone-trap catches of *Helicoverpa spp.* (Lepidoptera: Noctuidae) in cotton-growing areas of Australia. **Bull. Entomol. Res.**, Oxon, v.79, p.145-161, 1989.
- FORNASIERI, F.D. **A cultura do milho**. Jaboticabal: FUNEP, 1992. 273p.

- FOSTER, R.E., CHERRY, R.H., JONES, D.B. Spatial distribution of the rice stink bug (Heteroptera: Pentatomidae) in Florida rice. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.82, n.2, p.507-9, 1989.
- FUSQUINE, M.G. Milho: um ótimo negócio para o Brasil. **Agroquímica**, São Paulo, v.26, n.4, p.12-13, 1985.
- FUXA, J.R. et al. Sampling to determine when to control fall armyworms. **La. Agric.**, Baton Rouge, v.33, n.1, p.3-5, 1989.
- GREEN, R.H. Measurement of non-randomness in spatial distributions. **Res. Pop. Ecol.**, Kyoto, v.8, n.1, p.1-7, 1966.
- GREEN, R.H. On fixed precision level sequential sampling. **Res. Pop. Ecol.**, Kyoto, v.12, p.249-51, 1970.
- GREIG-SMITH, P. **Quantitative plant ecology**. Washington: Butterworth, 1964. 256p.
- GROUT, T.G. Binomial and sequential sampling of *Euseius tularensis* (Acari: Phytoseiidae), a predator of citrus red mite (Acari: Tetranychidae) and citrus thrips (Thysanoptera: Thripidae). **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.78, p.567-70, 1985.

- GUPPY, J.G., HARCOUT, D.G. Spatial pattern of the immature and the teneral adults of *Phylophaga ssp* (Coleoptera: Scarabacidae) in a permanent meadow. **Can. Entomol.**, Ottawa, v.102, p.1354-9, 1970.
- HALL, D.G., CHILDERS, C.C., EGER, J.E. Spatial dispersion and sampling of citrus rust mite (Acari: Eriophyidae) on fruit in "Hamlin" and "Valencia" orange groves in Florida. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.87, n.3, p.687-98, 1994.
- HAMMOND, R.B., PEDIGO, L.P. Sequential sampling plans for the green cloverworm in Iowa soybeans. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.69, p.181-5, 1976.
- HARCOUT, D.G. Sequential sampling for the imported cabbage worm, *Pieris rapae*. **Can. Entomol.**, Ottawa, v.98, p.741-6, 1966.
- HARCOUT, D.G. Spatial pattern of the cabbage cooper, *Trichoplusia ni* on cruciferas. **Ann. Entomol. Soc. Am.**, Lanham, v.58, n.1, p.89-94, 1965.
- HARCOUT, D.G. Spatial pattern of imported cabbage worm, *Pieris rapae* on cruciferas. **Can. Entomol.**, Ottawa, v.93, p.942-5, 1961.
- HARCOUT, D.G., GUPPY, J.C. A sequential decision plan for management of the alfafa weevil *Hypera postica* (Coleoptera: Curculionidae). **Can. Entomol.**, Ottawa, v.108, p.551-5, 1976.

- HARTENSTEIN, R. On the distributions of forest soil micro - arthropods and their fit to constagions distributions functions. **Ecology**, V.42, p.190-4 , 1961.
- HEALY, M.J.R., TAYLOR, L.R. Table for power low transformations. **Biometrika**, London, v.49, p.557-9, 1962.
- HEPWORTH, G., MacFARLANE, J.R. Variance of the estimated population density from a presence-absence sample. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.85, n.6, p.2240-5, 1992a.
- HEPWORTH, G., MacFARLANE, J.R. Systematic presence-absence sampling method applied to twospotted spider mite (Acari: Tetranychidae) on strawberries in Victoria, Australia. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.85, n.6, p.2234-9, 1992b.
- HOROVITZ, S. Trabajar en marcha sobre la resistencia la insetos en el maiz. **Agron. Trop.**, Maracay, v.10, n.3, p.107-14, 1960.
- HORTON, D.R. et al. Spatial characteristic and effects of fall density and weather on overwintering loss of pear psylla (Homoptera: Psyllidae). **Environ. Entomol.**, College Park, v.21, n.6, p.1319-32, 1992.
- HRUSKA, A.J. Periodos criticos de proteccion y el efecto de infestacion del gusano cogollero, *Spodoptera frugiperda*, em maiz bajo riero en Nicaragua. **Manejo Integrado de Plagas**, Managua, v.12, n.5, p.37-47, 1989.

- HRUSKA, A.J., GLADSTONE, S.M. Effect of period and level of infestation of the fall armyworm *Spodoptera frugiperda* on irrigate maize yield. **Fla. Entomol.**, Gainesville, v.71, n.3, p.249-254, 1988.
- HUIS, A.V. Integrated pest management in the small farmer's maize crop in Nicaragua. **Modedelingen Landbouwhogeschool Wageningen**, Wageningen, v.81, n.6, p.221, 1981.
- INGRAM, W.R., GREEN, S.M. Sequential sampling bollworms on raingrow cotton in Botswana. **Cotton Grow. Rev.**, London, v.49, p.265-75, 1972.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Levantamento sistemático da produção agrícola**. Rio de Janeiro, v.5, n.5, p.1-74, 1993.
- IWAO, S., KUNO, E. An approach to the analysis of aggregation pattern in biological populations. **In: PATIL, G.P., PIELOU, E.C., WATERS, W.E. Statistical Ecology**, Pennsylvania: State University Press, 1971. p.461-503.
- IWAO, S. A new method of sequential sampling to classify populations relative to a critical density. **Res. Pop. Ecol.**, Kyoto, v.16, p.281-8, 1975.

- IWAO, S., KUNO, E. Use of the regression of naean erowding on mean density for estimating sample size and the transformation of data for the analysis of variances. **Res. Pop. Ecol.**, Kyoto, v.10, p.210-4, 1968.
- IZRAYLEVICH, S., URI, G. Spatial patterns of the parasitie mite *Hemisarcoptes cocophagus* (Astigmata: Hemisarcoptes): host effect, density-dependence of aggregation, and implications for biological control. **Bull. Entomol. Res.**, Oxon, v.85, p.235-40, 1995.
- JOHNSON, R.A., KOTZ, S. **Discrete distributions**. Houghton Mifflin Co., Boston, 1969. 328p.
- JONES, V.P. Binomial sampling plans for tentiform leafminer (Lepidoptera: Gracillariidae) on apple in Utah. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.84, p.484-8, 1991.
- JONES, V.P., PARRELA, M.P. Development of sampling of larvae of *Liriomyza trifolii* (Diptera: Agromyzidae) in Chrysantemus. **Environ. Entomol.**, College Park, v.15, p.268-73, 1986.
- KOGAN, M., HERZOG, D.C. **Sampling methods in soybean entomology**. New York: Springer-Verlag, 1980. p.65-97.
- KOGAN, M. et al. Spatial and temporal patterns of the bean leaf beetle, *Cerotoma trifurcata* (Forster) on soybean in Illinois. **Environ. Entomol.**, College Park, v.3, p.607-17, 1974.

- KOLODNY-HIRSCH, D.M. Evaluation of methods for sampling gypsy moth (Lepidoptera: Lymantriidae) egg mass populations and development of sequential sampling plans. **Environ. Entomol.**, College Park, v.15, n.1, p.122-7, 1986.
- KUEHL, R.O., FYE, R.E. An analysis of sampling of distributions of cotton insects in Arizona. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.65, p.855-60, 1972.
- LEE, J., JOHNSON, S.S. Microhabitat distribution of velvetbean caterpillar (Lepidoptera: Noctuidae) pupae in soybean fields in Louisiana. **Environ. Entomol.**, College Park, v.19, n.3, p.740-5, 1990.
- LEGG, D.E. et al. Binomial sequential sampling plans and decision support algorithms for managing the Russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae) in small grains. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.87, n.6, p.1513-33, 1994.
- LEIDERMAN, L., SAUER, H.F.G. A lagarta dos milharais *Laphygma frugiperda* (Abbott e Smith, 1797). **O Biológico**, São Paulo, v.19, n.6, p.105-13, 1953.
- LINGAPPAIAH, G.S. Distribution of the sum of independent right truncated negative binomial variates. **Rev. Mat. Estat.**, São Paulo, v.10, p.155-63, 1992.
- LINKER, H.M. et al. Analysis of sampling procedures for corn eaworm and fall armyworm (Lepidoptera: Noctuidae) in peamuts. **Environ. Entomol.**, College Park, v.13, p.75-8, 1984.

- LYE, B.H., STORY, R.N. Spatial dispersion and sequential sampling plan of the southern green stink bug (Hemiptera: Pentatomidae) on fresh market tomatoes. **Environ. Entomol.**, College Park, v.18, n.1, p.139-44, 1989.
- LYONS, B.D., LIEBHOLD, A.M. Spatial distribution and hatch times of egg masses of gypsy moth (Lepidoptera: Lymantriidae). **Environ. Entomol.**, College Park, v.21, n.2, p.354-8, 1992.
- MAIER, C.T., WESELOH, M. Spatial distribution of *Sympiesis marylandensis* girant (Hymenoptera: Eulophidae) in apple orchards infested by its host. The apple blotch leafminer, *Phyllonorycter crataegella* (Clemens) (Lepidoptera: Gracillariidae). **Can. Entomol.**, Ottawa, v.127, p.235-43, 1995.
- MARGALEF, R. **Ecologia**. Barcelona: Omega, 1986. 951p.
- MAYRINK, J.C. **Eficiência de inseticidas aplicados em pulverização e via água de irrigação visando o controle da lagarta-do-cartucho do milho *Spodoptera frugiperda* Smith, 1797 (Lepidoptera: Noctuidae) e seus efeitos tóxicos sobre o predador *Doru luteipes* Scudder, 1876 (Dermaptera: Forficulidae)**. Lavras, 1994. 105p. Dissertação (Mestrado em Fitossanidade) - Universidade Federal de Lavras.
- MELO, G.A.F. **Milho informações técnicas: aspectos sócio-econômicos**. Dourados: EMBRAPA-UEPAE, 1991. 198p. (Circular Técnica, 20).

- MELO, M., SILVA, R. F. P. Consumo foliar de *Spodoptera frugiperda* (Smith, 1797) (Lep., Noctuidae) em três cultivares de milho (*Zea mays*). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENTOMOLOGIA, 10, 1986, Rio de Janeiro. **Resumos...**p.147.
- MESINA, R.R.V. **Disposição espacial de *Panonychus ulmi* (Koch, 1836) (Acarina: Tetranychidae) e determinação do número de amostras na macieira.** Curitiba, 1986, 88p. Dissertação (Mestrado em Entomologia) - Universidade Federal do Paraná.
- METCALF, C.L., FLINT, W.P. **Insectos destructivos y insectos utiles, sus costumbres e su control.** 4.ed. São Paulo, Continental, 1965. 630p.
- MITCHELL, E.R., McLAUGHLIN, J.R. Supression of mating and oviposition by fall armyworm and mating by corn earworm in corn, using the air permeation technique. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.75, n.2, p.270-274, 1982.
- MITCHELL, E.R. Fall armyworm symposium. Preface. **Fla. Entomol.**, Gainesville, v.62, n.2, p.81, 1979.
- MITCHELL, F.L., FUXA, J.R. Distribution, Abundance, and Sampling of fall armyworm (Lepidoptera: Noctuidae) in South-central Louisiana Corn fields. **Environ. Entomol.**, College Park, v.16, p.453-8, 1987.

- MORISITA, M. Is index, a measure of dispersion of individuals. **Res. Pop. Ecol.**, Kyoto, v.4, n.1, p.1-7, 1962.
- MORISITA, M. Measuring of the dispersion of individuals and analysis of the distributional patterns. **Mem. Fac. Sci., Kyushi Univ. Fed. Biol.**, v.2, p.215-35, 1959.
- MORRIS, R.F. A sequential sampling technique for space budworm egg survey. **Can. J. Zool.**, Ottawa, v.32, p.303-13, 1954.
- MOWERY, D.P., HULL, A.L., ASQUITU, D. Two news sampling plants for european red mite surveys on apple utilizing the negative binomial distribution. **Environ. Entomol.**, College Park, v.9, p.159-63, 1980.
- NACHMAN, G. Temporal and spatial dynamics of on acarine predator - prey system. **J. Anim. Ecol.**, Oxford, v.50, p.435-51, 1981.
- NAKANO, O. et al. **Entomologia econômica**. São Paulo: Livroceres, 1981. 314p.
- NARANJO, S.E., FLINT, H.M. Spatial distribution of preimaginal *Bemisia tabaci* (Homoptera: Aleyrodidae) in cotton and development of fixed - precision sequential sampling plans. **Environ. Entomol.**, College Park, v.23, n.2, p.254-66, 1994.

NASCIMENTO, J.E. **Distribuição espacial e plano de amostragem seqüencial para o percevejo pequeno *Piezodorus guildinii* (Westwood, 1837) (HETEROPTERA-PENTATOMIDAE), na cultura da soja.** Jaboticabal, 1995, 137p. Dissertação (Mestrado em Entomologia) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal, Universidade Estadual Paulista.

NESTEL, D. et al. Spatial distribution of scale insects: Comparative study using Taylor's Power Law. **Environ. Entomol.**, College Park, v.24, n.3, p.506-12, 1995.

NYROP, J.P., BINNS, M.R. Algorithms for computing operations characteristic and average sample number functions for sequential sampling plans based on binomial count models and revised plans for European red mite (Acari: Tetranychidae) on apple. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.85, p.1253-73, 1992.

NYROP, J.P. et al. Binomial sequential classification sampling plans for european red mite (Acari: Tetranychidae) with special reference to performance eriteria. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.82, n.2, p.482-90, 1989.

O'NEIL, R.J. et al. Sampling program for fall armyworm in maize. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.82, n.1, p.134-8, 1989.

- OAKLAND, G.B. An application of sequential analysis to whitefish sampling. **Biometrics**, Alexandria, v.6, n.1, p.59-67, 1950.
- ODUM, E.P. **Ecologia**. Rio de Janeiro: Interamericana, 1985. 434p.
- ONSAGER, J.A., DAY, A. Distribution of wireworms *Conoderus spp* in soil samples. **J. Ga. Entomol. Soc.**, Tifton, v.10, p.9-13, 1975.
- ONSAGER, J.A. A note on the Poisson in integrated pest management. **Ann. Entomol. Soc. Amer.**, Lanham, v.27, n.2, p.119-20, 1981.
- OVERHOLT, K.W.A. et al. Distribution and sampling of *Chilo partellus* (Lepidoptera: Pyralidae) in maize and sorghum on the Kenya coast. **Bull. Entomol. Res.**, Oxon, v.84, p.367-78, 1994.
- PALUMBO, J.C. et al. Within - Plant distribution of Squash Bug (Heteroptera: Coreidae) adults and egg masses in vegetative stage summer squash. **Environ. Entomol.**, College Park, v.20, n.1, p.391-5, 1991.
- PARRA, J. R et al. Pragas do milho e seu controle In: OSUNA, J.A., MORO, J.R. **Produção e melhoramento do milho**. Jaboticabal: FUNEP, 1995. p. 81-97.
- PASSOA, S. Color identification of economically important *Spodoptera* larvae in Honduras (Lepidoptera: Noctuidae). **Insecta Mundi**, Gainesville, v.5, n.3-4, p.185-94, 1991.

- PATERNIANI, E. Maize breeding in the tropics. **Crit. Rev. Plant Sci.**, Boca Raton, v.9, p.125-54, 1990.
- PENG, C., BREWER, G.J. Sampling plans for estimating a chene damage by the red sunflower seed weevil (Coleoptera: Curculionidae). **Can. Entomol.**, Ottawa, v.127, p.7-14, 1995.
- PENG, C., BREWER, G.J. Spatial distribution of the red sunflower seed weevil (Coleoptera: Curculionidae) on sunflower. **Environ. Entomol.**, College Park, v.23, n.5, p.1101-5, 1994.
- PEÑA, O.N.S. Ensaio sobre control quimico del gusano cogollero del maíz en Taropoto. **Rev. Peru. Entomol.**, Lima, v.17, n.1, p.123, 1975.
- PENA, J.E., BARANOWSKI, R.M. Dispersion índices and sampling plans for the broad mite (Acari: Eriophyidae) on limes. **Environ. Entomol.**, College Park, v.19, n.2, p.378-82, 1990.
- PERECIN, D. Amostragem e análise de dados agronômicos com variação extra Binomial ou extra Poisson. **In: REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 40, SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO AGRONÔMICA, 6, 1995, Ribeirão Preto. Conferências... p.21.**

- PERECIN, D. **Distribuições binomiais negativas com expoente k comum e algumas aplicações em pedologia e entomologia.** Jaboticabal, 1978. 129p. Tese (Livre-Docência em Bioestatística) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista.
- PERECIN, D. Métodos simplificados para estimação de um expoente comum em distribuição binomiais negativas. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 4, 1981, Rio de Janeiro. **Actas...** p.153-62.
- PERECIN, D., BARBOSA, J.C. Afinidade entre distribuições de contágio e Poisson para fins práticos de amostragem. **Rev. Mat. Estat.**, São Paulo, v.12, p.107-12, 1994.
- PERECIN, D., BARBOSA, J.C. Amostragem e análise estatística de dados de distribuição de contágio. **Rev. Mat. Estat.**, São Paulo, v.10, p.207-16, 1992.
- PERECIN, D., BARBOSA, J.C. Comparação entre planos de amostragem seqüencial para presença-ausência e contagens usando dados sobredispersos. **Rev. Mat. Estat.**, São Paulo, v.13, p.165-80, 1995.
- PERECIN, D., FERNANDES, E.J. Métodos de amostragem para dados com distribuição discretas de contágio. **Rev. Mat. Estat.**, São Paulo, v.9, p.119-23, 1991.

- PERECIN, D., OLIVEIRA, C.A.L. Análise estatística de contagens de *Brevipalpus phoenicis*, na cultura do citrus, baseado na distribuição binomial negativa. **Científica**, São Paulo, v.7, n.2, p.211-9, 1979.
- PERRY, J.N., MEAD, R. On the power of the index of dispersion test to detect spatial pattern. **Biometrics**, Alexandria, v.35, p.613-22, 1979.
- PIELOU, E.C. **An introduction to mathematical ecology**. New York: John Wiley & Sons, 1969. 286p.
- PIELOU, E.C. **Mathematical ecology**. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, 1977. 385p.
- PIETERS, E.P. Bibliography of sequential sampling plans for insects. **Bull. Entomol. Soc. Am.**, Lanham, v.30, p.35-7, 1978.
- PIETERS, E.P., STERLING, W.L. Inferences on the distributions of cotton arthropods in Texas. **Environ. Entomol.**, College Park, v.2, n.5, p.863-7, 1973.
- PIETERS, E.P. et al. Small samples comparison of different estimators of negative binomial parameters. **Biometrics**, Alexandria, v.33, p.718-23, 1977.
- POOLE, R.W. **An introduction to quantitative ecology**. New York: McGraw Hill, 1974. 525p.

- POPOV, P., REINES ALVAREZ, M.M. Estudio de los daños ocasionados por el gusano cogollero *Spodoptera frugiperda* sobre el maiz. **Ciências**, Sofia, v.11, p.17, 1975.
- QUINTEROS, H.O. **Determinação de uma distribuição estatística adequada a dados de contagem de lagartas de *Scrobipalpa absoluta*, em tomate, e um plano de amostragem apropriado.** Piracicaba, 1984. 92p. Dissertação (Mestrado em Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- RABINOVICH, J.E. **Introducción a la ecología de poblaciones animales.** México: Continental, 1980. 313p.
- REEKS, W.A. Sequential sampling of the winter moth *Operoithera brumata* (Linn). **Can. Entomol.**, Ottawa, v.88, p.241-6, 1956.
- RENSHAW, M. et al. Spatial dispersion patterns of larval *Aedes cantans* (Diptera: Culicidae) in temporary woodland pools. **Bull. Entomol. Res.**, Oxon, v.85, p.125-33, 1995.
- REYNA, R.R., CARRILLO, A. Geración de la distribución binomial negative e interpretación biológica de sus parâmetros. **Agrociência**, Chapingo, v.6, p.116-28, 1971.

- RIBEIRO, L.G. **Plano de amostragem presença-ausência e ciclo de vida de *Panonychus ulmi* (KOCH, 1836) (ACARI: TETRANYCHIDAE) em macieira**, 1988, Curitiba. 125p. Dissertação (Mestrado em Entomologia) - Universidade Estadual do Paraná.
- RILEY, D.G., SCHUSTER, D.J., BARFIELD, C.S. Sampling and dispersion of pepper weevil (Coleoptera: Curculionidae) adults. **Environ. Entomol.**, College Park, v.21, n.5, p.1013-21, 1992.
- ROBLES, R.R. et al. Geracion de la distribucion binomial negativa e interpretacion biologica de sus parametros. **Agrociência**, Chapingo, n.6, p.119-128, 1971.
- ROJA, B.A. La binomial negativa y la estimación de intensidad de plagas en el suelo. **Fitotéc. Latinoam.**, México, v.1, n.1, p.27-36, 1964.
- ROUX, O. et al. Estimating potats tuberworm (Lepidoptera: Gelechiidae) damage in stored potatoes in Tunisia. **J. Econ. Entomol**, Lanham, v.85, n.6, p.2246-50, 1992.
- RUESINK, W.G. Introduction to sampling theory. **In: KOGAN, M., HERZOG, D.G. Sampling methods on soybean entomology**. New York, Springs, 1980. p.60-78.
- RUESINK, W.G., KOGAN, M. The quantitative basis of pest management and measuring. **In: METCALF, R.L., LUCKMANN, W.H. (Eds) Introduction to insect pest management**. New York: John Wiley & Sons Inc., 1975. p.309-351.

- RUESINK, W.G., KOGAN, M. The quantitative basis of pest management: sampling and measuring. **In: METCALF, R.L., LUCKMANN, W.H. (Eds) Introduction to insect pest management.** New York: John Wiley e Sons Inc., 1982. p.309-51.
- SCHAALJE, G.B. et al. Simulation studies of binomial sampling: A new variance estimator and density predictor, with special reference to the Russian wheat aphid. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.84, p.140-7, 1991.
- SCHAALJE, G.B., BUTTS, R.A. Binomial sampling for predicting density of russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae) on winter wheat in the fall using a measurement error model. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.85, n.4, p.1167-75, 1992.
- SCHOTZKO, D.J., O'KEEFFE, L.E. *Lygus hesperus* distribution and sampling procedures in lentils. **Environ. Entomol.**, College Park, v.18, n.2, p.308-314, 1989.
- SCHOTZKO, D.J., SMITH, C.M. Effects of host plant on the between - Plant spatial distribution of the Russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae). **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.84, n.6, p.1725-34, 1991.
- SEVACHERIAN, V., STERN, V.M. Spatial distributions patterns of *Lygus* bugs in california cotton fields. **Environ. Entomol.**, College Park, v.1, n.3, p.695-704, 1972.

- SHEPARD, M. Spatial pattern and overcrowding of bean leaf raller, *Urbanus proteus* (Lepidoptera: Hesperiiidae). **Ann. Entomol. Soc. Amer.**, Lanham, v.65, p.1124-5, 1972.
- SHEPARD, M., CARNER, G. R. Distribution of insects in soybean field. **Can. Entomol.**, Ottawa, V.108, p.767-71, 1976.
- SHIPP, J.L. et al. Spatial patterns of and sampling methods for *Orius* spp (Hemiptera: Anthocoridae) on greenhouse sweet pepper. **Can. Entomol.**, Ottawa, v.124, p.887-94, 1992.
- SIFUENTES, A.J.A. **El gusano cogollero del maíz y su combate em México**. México: Instituto Nacional de Invest. Agrícola. Depto. Divulgación Técnica. México, 1974. 4p. (Folleto, 52).
- SINHA, A.K. Integrated pest control programme in intermediate savannahs of Guyana. **Rev. Appl. Entomol.**, London, v.71, n.2, p.118, 1983.
- SOUTHWOOD, T.R.E. **Ecological methods**. 2 ed. New York: John Wiley & Sons, 1978. 525p.
- SOUTHWOOD, T.R.E. **Ecological methods**. London: Chapman and Hall, 1971. 391p.
- SPARKS, N.A. A review of the biology of the fall armyworm. **Fla. Entomol.**, Gainesville, v.62, n.2, p.82-7, 1979.

- STERLING, W.L., PIETERS, E.P. Sequential decision sampling. **So. Coop. Ser. Bull.**, v.231, p.85-101, 1979.
- STERLING, W.L. Sequential sampling of cotton insect populations. In: **Proc. Beltwide Cotton Prod. Res. Gong.**, New Orleans, p.133-5, 1975.
- STEWART, J.G., THOMPSON, J.G. The spatial distribution of spring and summer populations of adult flea beetles, *Epitrix cucumeris* (Harris) (Coleoptera: Chrysomelidae), on small plots of potatoes. **Can. Entomol.**, Ottawa, v. 121, p.1097-101, 1989.
- STRAYER, J., SHEPARD, M., TURNIPSEED, S.G. Sequential sampling for management decisions on the velvetbean cartepillar on soybeans. **J. Ga. Entomol. Soc.**, Tifton, v.12, p.220-7, 1977.
- STUDEBAKER, G.E. et al. Calibration of ground cloth and sweep net sampling methods for larvae of corn earworm and soybean looper (Lepidoptera: Noctuidae) in soybean. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.85, n.5, p.1625-9, 1991.
- SYLVESTER, E.S., COX, E.L. Sequential plans for sampling aphids on sugar beets in Kern County, California. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.54, p.1080-5, 1961.

- TAYLOR, L.R. Aggregation as a species characteristic. **Stat. Ecol.**, Pennsylvania, v.1, p.357-77, 1971.
- TAYLOR, L.R. Aggregation, variance and the mean. **Nature**, London, v.189, p.732-5, 1961.
- TAYLOR, L.R. Assessing and interpreting the spatial distribution of insects populations. **Ann. Rev. Entomol.**, Palo Alto, v.29, p.231-57, 1984.
- TAYLOR, L.R. The density dependence of spatial behaviour and the rarity of randomness. **J. Anim. Ecol.**, Oxford, v.47, p.383-406, 1978.
- TAYLOR, L.R. A natural law for the spatial dispersion of insects. In: INTERNATIONAL CONGRESS ON ENTOMOLOGY, 12, 1965, London. **Proceedings...** p.396-7.
- TONHASCA, A.J. et al. Distribution patterns of *Bemisia tabaci* (Homoptera: Aleyrodidae) in cataloupe fields in Arizona. **Environ. Entomol.**, College Park, v.23, n.4, p.949-54, 1994.
- TORRES, J.F.B. **Importância econômica de *Heliothis zea* (Boddie) y determinacion del umbral economico, distribucion matematica y amostragem secuencial de *Spodoptera frugiperda* (Smith) en maiz criollo.** Monterrey, 1981. 106p. Tese (Doutorado em Ciências) - Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores.

- TOVAR, D.C. et al. Disposicion espacial del ataque del descotezador de pinas *Dendroctonus adjunctus* Blandford (Coleoptera: Scolytidae). *Agrociência*, Chapingo, n.76, p.243-55, 1989.
- TRICHILO, P.J. et al. Spatial and temporal dynamics of the threecornered alfalfa hopper (Homoptera: Membracidae) on soybeans. *Environ. Entomol.*, College Park, v.22, n.4, p.802-9, 1993.
- USHER, M.B. Some properties of agregations of soil arthropods: Colembola. *J. Anim. Ecol.*, Oxford, v.38, n.3, p.607-10, 1969.
- VALICENTE, F.H., CRUZ, I. **Controle biológico da lagarta-do-cartucho, *Spodoptera frugiperda*, com o baculovírus.** Sete Lagoas: EMBRAPA/CNDMS, 1991. 23p. (Circular Técnica, 15).
- VARGAS, R.M. **Disposição espacial de *Panonychus ulmi* (Koch, 1836) (Acarina: Tetranychidae) e determinação do mínimo de amostra na macieira.** Curitiba, 1986, 87p. Dissertação (Mestrado em Entomologia) - Universidade Federal do Paraná.
- VELEZ, M.C., SIFUENTES, J.A.A. El gusano cogollero del maíz, su combate com inseticidas granulados en el vale de Apatzingan. *Agric. Téc. Méx.*, México, v.2, n.7, p.315-7, 1967.
- VILLACORTA, A., TORNERO, M.T.T. Plano de amostragem seqüencial de dano causado por *Perileucoptera coffeella* no Paraná. *Pesq. Agropec. Bras.*, Brasília, v.17, n.9, p.1249-60, 1982.

- VILLACORTA, A., WILSON, L.T. Plano de amostragem seqüencial de presença-ausência do dano causado pelo bicho mineiro *Perileucoptera coffeella* Guerin-Meneville. **An. Soc. Entomol. Bras.**, Viçosa, v.23, n.2, p.277-84, 1994.
- WALD, A. **Sequential analysis**. New York: J. Wiley & Sons, 1947. 211p.
- WALKER, P.W., ALLSOPP, P.G. Sampling distributions and sequential sampling plans for *Eumargarodes laingi* and *Promargarodes* spp. (Hemiptera: Margarodidae) in Australian sugarcane. **Environ. Entomol.**, College Park, v.22, n.1, p.10-15, 1993.
- WATERS, W.E., HENSON, W.R. Some sampling attributes of the negative binomial distribution with special reference to forrest insect. **For. Sci.**, Bethesda, v.5, p.397-412, 1959.
- WATERS, W.E. A quantitative measure of agregation in insects. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.52, n.6, p.1180-4, 1959.
- WESELOH, R.M. Spatial distribution of the ants *Formica subsericea*, *F. neogagates*, e *Aphaenogaster fulva* (Hymenoptera: Formicidae) in Connectient. **Environ. Entomol.**, College Park, v.23, n.5, p.1165-70, 1994.
- WILSON, L.T., ROOM, P.M. The relative efficiency and reliability of three methods for sampling arthropods in australian cotton fields. **J. Aust. Entomol. Soc.**, Sydney, v.21, p.175-181, 1982.

- WILSON, L.T. Estimating the abundance and impact of arthropod natural enemies on IPM systems. In: HOY, M.A., HERZOG, D.C. (Eds) **Biological control in agricultural IPM systems**. London: Academic Press, 1985. p.303-22.
- WILSON, L.T., ROOM, P.M. Clumping patterns of fruit and arthropods in cotton with implications for binomial sampling. **Environ. Entomol.**, College Park, v.12, n.1, p.50-8, 1983.
- WILSON, L.T. et al. Presence-absence sequential sampling for cabbage of hid and green peach aphid (Homoptera: Aphididae) on brussels sprouts. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.76, p.476-9, 1983a.
- WILSON, L.T. et al. Within-plant distribution of spider mites (Acari: Tetranychidae) on cotton: a developing implementable monitoring program. **Environ. Entomol.**, College Park, v.12, p.128-34, 1983b.
- WISEMAN, B.R., PAINTER, R.H., WASSON, C.E. Detecting corn seedling differences in the greenhouse by visual classification of damage by the fall armyworm. **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.59, n.5, p.1211-1214, 1966.
- WISEMAN, B.R. et al. Relative susceptibility of a summer-planted dent and tropical flint corn variety to whorl stage damage by the fall armyworm. (Lepidoptera: Noctuidae). **J. Econ. Entomol.**, Lanham, v.75, n.6, p.1153-6, 1982.

- WYNNE, E.V.C. **Animal dispersion in relation to social behaviour.** London: Boyd, 1962. 230p.
- ZAHNER, D., BAUGAERTNER, J. Sampling statistics for *Panonychus ulmi* (Koch) (Acarina, Tetranychidae) and *Tetranychus urticae* (Koch) (Acarina Tetranychidae) feeding on apple trees. **Res. Popul. Ecol.**, Kyoto, v.26, p.97-112, 1984.
- ZALOM, F.G. et al. Distribution of *Panonychus citri* (McGregor) and *Euseius tubarensis* Congdon on central California orange trees with implications for binomial sampling. **Agric. Ecosyst. Environ.**, Amsterdam, v.14, p.119-29, 1985.
- ZHANG, G. et al. Spatial distribution of the flower bug, *Orius similis*, and its interaction with the pink bollworm, *Pectinophora gossypiella*, in cotton fields. **Int. J. Pest Manag.**, London, v.40, n.4, p.309-12, 1994.

## 9. APÊNDICE

QUADRO 1 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo I em 14/12/94.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	0,4500	0,5580	1,0080
Variância	0,5100	0,4090	0,7707
Mínimo	0	0	0
Máximo	5	4	6
Assimetria	1,9856	0,9209	0,8739
Assimetria Padronizada	25,6345	11,8890	11,2822
Curtose	5,5938	0,8640	1,4376
Curtose Padronizada	36,1078	5,5775	9,2800
Coef. de Variação	158,6999	114,6176	87,0931
N	1000	1000	1000

QUADRO 2 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo I em 21/12/94.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	0,2300	0,5360	0,7660
Variância	0,3014	0,5032	0,7439
Mínimo	0	0	0
Máximo	6	5	7
Assimetria	3,2615	1,3309	1,2856
Assimetria Padronizada	42,1068	17,1820	16,5978
Curtose	16,9514	2,2460	3,2144
Curtose Padronizada	109,4210	14,4980	20,7490
Coef. de Variação	238,6958	132,3453	112,6040
N	1000	1000	1000

QUADRO 3 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo I em 28/12/94.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	1,4080	0,3830	1,7910
Variância	5,2607	0,4107	5,3066
Mínimo	0	0	0
Máximo	31	4	31
Assimetria	4,1538	1,8723	3,9012
Assimetria Padronizada	53,6255	24,1721	50,3655
Curtose	33,3916	4,1400	31,0131
Curtose Padronizada	215,5424	26,7238	200,1888
Coef. de Variação	162,9007	167,3304	128,6215
N	1000	1000	1000

QUADRO 4 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo I em 05/01/95.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	0,9280	1,1540	2,0820
Variância	2,3011	1,5278	3,4467
Mínimo	0	0	0
Máximo	14	8	14
Assimetria	2,8840	1,3911	1,5568
Assimetria Padronizada	37,2323	17,9594	20,0989
Curtose	12,8997	2,7767	4,4404
Curtose Padronizada	83,2675	17,9235	28,6630
Coef. de Variação	163,4637	107,1097	89,1707
N	1000	1000	1000

QUADRO 5 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo I em 10/01/95.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	1,4590	1,2510	2,7100
Variância	3,8061	1,3233	4,2581
Mínimo	0	0	0
Máximo	12	9	18
Assimetria	1,9789	1,3215	1,5859
Assimetria Padronizada	25,5479	17,0608	20,4738
Curtose	4,7193	3,1507	4,6207
Curtose Padronizada	30,4631	20,3379	29,8268
Coef. de Variação	133,7168	91,9550	76,1450
N	1000	1000	1000

QUADRO 6 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo II em 15/12/94.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	0,2950	0,5070	0,8020
Variância	0,3583	0,3663	0,6294
Mínimo	0	0	0
Máximo	5	3	5
Assimetria	2,5555	0,8960	1,1152
Assimetria Padronizada	32,9916	11,5677	14,3983
Curtose	9,0501	0,4944	2,3551
Curtose Padronizada	58,4182	3,1917	15,2024
Coef. de Variação	202,9184	119,3770	98,9231
N	1000	1000	1000

QUADRO 7 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo II em 22/12/94.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	0,2930	0,5640	0,8570
Variância	0,4035	0,5044	0,8033
Mínimo	0	0	0
Máximo	4	7	7
Assimetria	2,5488	1,7638	1,3877
Assimetria Padronizada	32,9058	22,7712	17,9152
Curtose	7,0976	7,8431	3,3915
Curtose Padronizada	45,8149	50,6274	21,8923
Coef. de Variação	216,8120	125,9250	104,5858
N	1000	1000	1000

QUADRO 8 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo II em 29/12/94.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	1,4140	0,5090	1,9230
Variância	3,9245	0,9668	4,3354
Mínimo	0	0	0
Máximo	16	15	16
Assimetria	2,3149	5,1716	2,1413
Assimetria Padronizada	29,8853	66,7657	27,6445
Curtose	7,7253	54,1979	7,5615
Curtose Padronizada	49,8670	349,8460	48,8095
Coef. de Variação	140,1020	193,1834	108,2768
N	1000	1000	1000

QUADRO 9 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo II em 06/01/95.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	1,2140	1,2900	2,5040
Variância	3,6618	1,5994	4,4864
Mínimo	0	0	0
Máximo	18	8	18
Assimetria	2,7478	1,1440	1,6694
Assimetria Padronizada	35,4749	14,7700	21,5526
Curtose	11,4121	1,6356	4,9996
Curtose Padronizada	73,6652	10,5581	32,2727
Coef. de Variação	157,6276	98,0397	84,5898
N	1000	1000	1000

QUADRO 10 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo II em 12/01/95.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	1,3530	1,2370	2,5900
Variância	3,0434	1,2180	3,1470
Mínimo	0	0	0
Máximo	12	7	12
Assimetria	1,7941	1,1150	1,1810
Assimetria Padronizada	23,1621	14,3957	15,2474
Curtose	3,8110	1,7279	1,9836
Curtose Padronizada	24,6004	11,1540	12,8045
Coef. de Variação	128,9389	89,2200	68,4938
N	1000	1000	1000

QUADRO 11 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo III em 16/12/94.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	0,2580	0,3910	0,6490
Variância	0,2817	0,3124	0,4682
Mínimo	0	0	0
Máximo	5	2	5
Assimetria	2,5690	1,0746	0,9541
Assimetria Padronizada	33,1665	13,8735	12,3183
Curtose	10,4398	0,1549	1,7764
Curtose Padronizada	67,3890	1,0000	11,4670
Coef. de Variação	205,7251	142,9554	105,4392
N	1000	1000	1000

QUADRO 12 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo III em 27/12/94.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	1,7190	0,1880	1,9070
Variância	8,8128	0,6372	9,3657
Mínimo	0	0	0
Máximo	28	9	28
Assimetria	3,7590	6,8179	3,5325
Assimetria Padronizada	48,5294	88,0196	45,6053
Curtose	20,6091	56,7348	18,2304
Curtose Padronizada	133,0315	366,2216	117,6767
Coef. de Variação	172,6960	424,6311	160,4795
N	1000	1000	1000

QUADRO 13 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo III em 03/01/95.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	1,5380	0,9560	2,4940
Variância	4,3449	1,5356	4,7627
Mínimo	0	0	0
Máximo	15	7	15
Assimetria	2,2566	1,5510	1,6802
Assimetria Padronizada	29,1333	20,0234	21,6918
Curtose	7,4048	2,5547	4,6938
Curtose Padronizada	47,7978	16,4905	30,2988
Coef. de Variação	135,5294	129,6227	87,5047
N	1000	1000	1000

QUADRO 14 - Valores das estatísticas básicas para número de lagartas pequenas, grandes e total no Campo III em 09/01/95.

ESTATÍSTICA	NLP	NLG	NLT
Média	1,5940	1,0910	2,6850
Variância	4,8339	1,1498	4,6824
Mínimo	0	0	0
Máximo	22	8	22
Assimetria	2,7682	1,1849	2,1847
Assimetria Padronizada	35,7373	15,2971	28,2055
Curtose	14,1139	2,2870	11,0640
Curtose Padronizada	91,1048	14,7631	71,4180
Coef. de Variação	137,9319	98,2877	80,5921
N	1000	1000	1000

QUADRO 15 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo I em 14/12/94.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	648	515	303
1	278	419	447
2	57	60	202
3	12	5	38
4	3	1	8
5	2	0	1
6	0	0	1

QUADRO 16 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo I em 21/12/94.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	816	573	457
1	148	332	362
2	29	84	149
3	6	9	26
4	0	1	4
5	0	1	1
6	1	0	0
7	0	0	1

QUADRO 17 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo I em 28/12/94.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	464	687	280
1	211	258	304
2	146	42	184
3	76	11	103
4	35	2	49
5	16	0	22
6	14	0	17
7	7	0	8
8	11	0	11
9	7	0	7
10	4	0	5
11	2	0	3
12	3	0	3
13	0	0	0
14	1	0	1
15	2	0	1
16	0	0	1
20	0	0	0
25	0	0	0
30	0	0	0
31	1	0	1

QUADRO 18 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo I em 05/01/95.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	552	364	188
1	235	330	261
2	92	170	217
3	56	88	156
4	34	31	83
5	14	11	45
6	6	3	25
7	4	1	10
8	2	2	8
9	1	0	2
10	1	0	0
11	2	0	3
12	0	0	0
13	0	0	1
14	1	0	1

QUADRO 19 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo I em 10/01/95.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (F <sub>x</sub> )		
	LP	LG	LT
0	419	270	72
1	246	402	237
2	122	203	253
3	87	79	162
4	46	32	123
5	28	9	61
6	22	4	34
7	11	0	27
8	8	0	13
9	5	1	7
10	2	0	5
11	2	0	4
12	2	0	1
13	0	0	0
14	0	0	0
15	0	0	0
16	0	0	0
17	0	0	0
18	0	0	1

QUADRO 20 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo II em 15/12/94.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	762	546	386
1	194	406	460
2	35	43	131
3	6	5	14
4	2	0	7
5	1	0	2

QUADRO 21 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo II em 22/12/94.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	782	534	387
1	164	386	439
2	35	69	124
3	17	7	33
4	2	3	16
5	0	0	0
6	0	0	0
7	0	1	1

QUADRO 22 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo II em 29/12/94.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	446	654	255
1	216	252	279
2	136	63	176
3	82	17	126
4	50	6	67
5	23	3	43
6	14	3	17
7	15	0	14
8	7	1	9
9	5	0	6
10	0	0	0
11	2	0	2
12	2	0	2
13	1	0	1
14	0	0	0
15	0	1	2
16	1	0	1

QUADRO 23 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo II em 06/01/95.

X	FREQÜÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	509	315	122
1	212	332	257
2	110	189	214
3	68	102	158
4	43	46	108
5	18	10	61
6	16	3	32
7	7	2	19
8	3	1	9
9	7	0	7
10	1	0	4
11	4	0	6
12	1	0	2
13	0	0	0
14	0	0	0
15	0	0	0
16	0	0	0
17	0	0	0
18	1	0	1

QUADRO 24 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo II em 12/01/95.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	421	267	61
1	253	400	233
2	131	222	277
3	84	67	172
4	44	31	134
5	29	11	59
6	18	1	25
7	10	1	18
8	6	0	13
9	3	0	6
10	0	0	1
11	0	0	0
12	1	0	1

QUADRO 25 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo III em 16/12/94.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	777	646	456
1	194	317	450
2	26	37	86
3	1	0	6
4	1	0	1
5	1	0	1

QUADRO 26 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo III em 27/12/94.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (F <sub>x</sub> )		
	LP	LG	LT
0	457	901	404
1	204	68	217
2	114	11	133
3	80	6	79
4	35	6	44
5	38	2	40
6	19	1	23
7	8	2	11
8	14	1	15
9	6	2	7
10	3	0	2
11	4	0	6
12	2	0	1
13	3	0	4
14	1	0	1
15	2	0	2
16	2	0	1
17	1	0	2
18	3	0	4
19	1	0	1
20	0	0	0
21	0	0	0
22	1	0	1
28	2	0	2

QUADRO 27 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo III em 03/01/95.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	422	487	146
1	219	262	241
2	126	133	192
3	94	70	177
4	53	31	99
5	38	10	66
6	17	5	33
7	11	2	15
8	6	0	10
9	6	0	9
10	1	0	2
11	0	0	0
12	3	0	6
13	1	0	1
14	2	0	2
15	1	0	1

QUADRO 28 - Frequências observadas do número de lagarta pequena (LP), lagarta grande (LG) e lagarta total (LT) de *S. frugiperda* no Campo III em 09/01/95.

X	FREQUÊNCIA OBSERVADA (Fx)		
	LP	LG	LT
0	416	335	93
1	211	383	221
2	138	175	244
3	92	80	177
4	49	21	106
5	37	4	74
6	18	1	29
7	21	0	27
8	7	1	14
9	3	0	6
10	2	0	3
11	1	0	1
12	1	0	1
13	0	0	0
14	2	0	2
15	0	0	0
16	0	0	0
17	0	0	0
18	0	0	0
19	1	0	1
20	0	0	0
21	0	0	0
22	1	0	1