DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADE COMO BASE PARA
ANÁLISES ESTATÍSTICAS, AMOSTRAGEM E ESTRATÉGIAS
DE MANEJO DE *Diatraea saccharalis* (Fabr., 1794)
NA CULTURA DA CANA-DE-AÇÚCAR

JOSÉ CARLOS BARBOSA

Orientador : Prof. Dr. CLÓVIS POMPÍLIO DE ABREU

Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Agronomia. Área de Concentração: "Estatística e Experimentação Agronômica".

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Setembro, 1985

Aos meus pais

GERALDO CAETANO BARBOSA

ANTONIA FRIZZO BARBOSA

DEDICO

À minha esposa

APARECIDA DE LOURDES

e às minhas filhas

ALINE e AMANDA

OFFEREÇO

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. CLÓVIS POMPÍLIO DE ABREU, do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ-USP, pela orientação, incentivo e amizade.

Ao Prof. Dr. DILERMANDO PERECIN, do Departamento de Ciências Exatas da FCAVJ-UNESP, pelas críticas, sugestões e esclarecimentos que concorreram para a realização deste trabalho.

Ao Dr. CARLOS RÔSSETTO, do Instituto Agrônômico de Campinas (IAC), que gentilmente cedeu os dados utilizados neste trabalho.

Aos Professores do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ-USP, pelos ensinamentos e experiências transmitidas.

Aos Colegas do Departamento de Ciências Exatas da FCAVJ-UNESP, pela lealdade e dedicação.

Ao Prof. Dr. RUBENS SADER, do Departamento de Fitotecnia da FCAVJ-UNESP, pela elaboração do Summary.

À MARIA DE LOURDES MORETTO, pelos serviços de datilografia.

Ao CNPq, Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, pelo apoio financeiro.

ÍNDICE

	Página
RESUMO.....	viii
SUMMARY.....	x
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	3
2.1. Distribuições esperadas para dados de contagem de insetos.....	3
2.2. Aplicações da distribuição de probabilidade dos dados.....	6
2.2.1. Transformações dos dados.....	6
2.2.2. Análise pelo método dos mínimos qui-quadrados.....	8
2.2.3. Amostragem seqüencial.....	8
3. DADOS E MÉTODOS.....	11
3.1. Dados utilizados.....	11
3.2. Metodologia.....	12
3.2.1. Estudo da distribuição de probabilidade dos dados..	12
3.2.1.1. Ajuste dos dados à distribuição de Poisson	12
3.2.1.2. Ajuste dos dados à distribuição binomial ne	
gativa com expoente k comum.....	13
3.2.1.3. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman	
Tipo A.....	14
3.2.2. Métodos de estimação e testes de homogeneidade dos	
parâmetros para um conjunto de amostras.....	15
3.2.2.1. Método da regressão ponderada de BLISS e	
OWEN (1958), para estimação e teste de ho	
mogeneidade do parâmetro k da distribuição	
binomial negativa em um conjunto de amos	
tras.....	15
3.2.2.2. Método da regressão linear (não ponderada),	
para estimação e teste de homogeneidade do	
parâmetro λ_2 da distribuição de Neyman Ti	
po A em um conjunto de amostras.....	20

	Página
3.2.2.3. Método dos mínimos qui-quadrados de HINZ e GURLAND (1967 e 1968).....	21
3.2.2.3.1. Estimação dos parâmetros da distribuição binomial negativa em uma única amostra.....	25
3.2.2.3.2. Estimação dos parâmetros da distribuição de Neyman Tipo A em uma única amostra.....	28
3.2.2.3.3. Estimação e teste de homogeneidade de um parâmetro em um conjunto de amostras.....	30
3.2.3. Teste de aderência para estudar o ajuste dos dados às várias distribuições.....	41
3.2.4. Aplicações da distribuição de probabilidade dos dados.....	42
3.2.4.1. Transformações dos dados.....	42
3.2.4.2. Análise dos dados não transformados, pelo método dos mínimos qui-quadrados.....	44
3.2.4.3. Amostragem seqüencial.....	49
3.2.4.3.1. Teste seqüencial da razão de verossimilhança (TSRV).....	49
3.2.4.3.2. Plano de contagem seqüencial...	52
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	
4.1. Estudo do ajuste dos números de internódios atacados com <i>Diatraea saccharalis</i> por colmo, a distribuições binomiais negativas com expoente <u>k</u> comum.....	55
4.1.1. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente <u>k</u> comum às variedades, estimado para cada local, pelo método da regressão ponderada.....	56
4.1.2. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente <u>k</u> comum às variedades, estimado para cada local, pelo método dos mínimos qui-quadrados....	59

	Página
4.1.3. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente k comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método da regressão ponderada.....	61
4.1.4. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente k comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método dos mínimos qui-quadrados...	66
4.1.5. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente k comum às 20 variedades nos 9 locais, estimado pelo método da regressão ponderada.....	66
4.2. Estudo do ajuste dos números de internódios atacados com <i>Diatraea saccharalis</i> por colmo, a distribuições de Neyman Tipo A com λ_2 comum.....	69
4.2.1. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às variedades, estimado para cada local, pelo método da regressão linear não ponderada.....	70
4.2.2. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às variedades, estimado para cada local, pelo método dos mínimos qui-quadrados.....	72
4.2.3. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método da regressão linear.....	72
4.2.4. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método dos mínimos qui-quadrados.....	75
4.2.5. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às 20 variedades e aos 9 locais.....	77
4.3. Teste de aderência.....	77
4.4. Sensibilidade do método dos mínimos qui-quadrados na estimação do k e λ_2 comuns.....	81
4.5. Aplicações da distribuição de probabilidade dos dados.....	84
4.5.1. Transformações dos dados.....	84
4.5.2. Análise dos dados não transformados, pelo método dos mínimos qui-quadrados.....	86

	Página
4.5.3. Amostragem seqüencial.....	93
4.5.3.1. Plano de decisão do teste seqüencial da ra zão de verossimilhança.....	93
4.5.3.2. Plano de contagem seqüencial.....	95
5. CONCLUSÕES.....	98
6. LITERATURA CITADA.....	101
APÊNDICE.....	108

DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADE COMO BASE PARA ANÁLISES
ESTATÍSTICAS, AMOSTRAGEM E ESTRATÉGIAS DE MANEJO DE
Diatraea saccharalis (Fabr., 1794) NA CULTURA DA CANA-DE-AÇÚCAR

Autor: JOSÉ CARLOS BARBOSA

Orientador: Dr. CLÓVIS POMPÍLIO DE ABREU

RESUMO

A determinação de uma distribuição de probabilidade que possa descrever a distribuição espacial de cada praga em cada cultura, é de fundamental importância para o estabelecimento de critérios adequados de amostragem, análises estatísticas e decisão sobre o controle da praga.

Com estes objetivos, estudou-se a distribuição espacial de número de internódios atacados por *Diatraea saccharalis* na cultura da cana-de-açúcar, sendo utilizados dados de 9 ensaios com 20 variedades de cana, realizados em diferentes condições ambientais, totalizando 18600 colmos amostrados.

Estudou-se o ajuste dos dados às distribuições de Poisson, binomiais negativas com expoente k comum e de Neyman Tipo A com λ_2 comum.

As estimativas de k comum foram obtidas pelo método da regressão ponderada de BLISS e OWEN (1958) e dos mínimos qui-quadrados de HINZ e GURLAND (1967). Para estimação do λ_2 comum desenvolveu-se um método bastante simples, baseado nos dois primeiros momentos da distribuição de Neyman Tipo A e realizaram-se comparações com o método dos mínimos qui-quadrados.

Através dos estudos realizados, verificou-se que os dados ajustam-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 λ_2 comum pode ser considerado igual a 1,0.

Em relação aos métodos de estimação dos parâmetros das distribuições, verificou-se que o método dos mínimos qui-quadrados apresentou-se muito sensível à heterogeneidade das matrizes de covariâncias das estatísticas, subestimando-os quando as matrizes são heterogêneas.

Com base nas distribuições de frequências, realizou-se um estudo sobre transformações dos dados, mostrando que as transformações $Y = \sqrt{X}$, $Y = \ln(X+1)$ e $Y = \sqrt[3]{X}$ são as mais indicadas, quando se pretende estabilizar a variância e normalizar os dados.

Além das recomendações sobre as transformações a serem utilizadas, são feitas recomendações sobre um método alternativo de análise dos dados não transformados e são apresentados dois planos de amostragem seqüencial.

PROBABILITY DISTRIBUTIONS AS A BASE FOR STATISTICAL ANALYSIS,
SAMPLING AND HANDLING STRATEGIES OF *Diatraea saccharalis*
(Fabr., 1794) IN THE SUGAR CANE CROP

Author: JOSÉ CARLOS BARBOSA

Adviser: Dr. CLÓVIS POMFÍLIO DE ABREU

SUMMARY

The choice of the probability distribution which describes the insect crop spatial distribution is of fundamental importance for the establishment of sampling, statistical analysis and decision on the insect control procedures.

The objective of this work was to study the spatial distribution of the internodes bored by the *Diatraea saccharalis* in the sugar cane crop, being used the data of 9 experiments consisting of 20 sugar cane varieties, placed at different environmental conditions, totalizing 18600 sampled stems.

Was studied the data fitting to the Poisson distributions, negative binomials with a common k and the Neyman Type A with a common λ_2 distributions.

The estimation of the common k were obtained by the weighted regression of BLISS and OWEN (1958) and, the minimum chi-square proposed by HINZ and GURLAND (1967).

For the common λ_2 estimation, was developed a simple method, based on the two first moments of the Neyman Type A distribution and were

made comparisons with the minimum chi-square method.

According to the these studies, was observed with the data fitted reasonably to the negative binomial distributions with common k , presenting the k values very close to the mean; but the Neyman Type A distributions fitted better to the data, being the parameter common λ_2 approximately equal to one.

In relation to the estimation methods of the distribution parameters was verified which the minimum chi-square method was more sensible to the heterogeneity of the statistical covariance matrices, being the parameters underestimated when the matrices are heterogeneous.

Based on the frequencies distributions was made a study on the data transformations, showing wich the $Y = \sqrt{X}$, $Y = \ln(X+1)$ and $Y = \sqrt[3]{X}$ transformations are the one's more adequate where the objective is to stabilize the variance and normalize the data.

Besides of the transformations recomendations to be used, were done sugestions on the alternative method of the untransformed data analysis being presented also two sequential sampling plans.

1. INTRODUÇÃO

Quando se adota um plano racional de controle de pragas, uma das maiores dificuldades está na decisão sobre o momento em que se deve aplicar o inseticida.

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, de se adotar critérios de amostragem para estimar os parâmetros populacionais e de se conhecerem os danos causados à produção em função destes parâmetros.

Para atingir estes objetivos, há necessidade de diversas pesquisas básicas, entre as quais, a determinação das distribuições de frequências que descrevem a distribuição espacial de cada praga, em cada cultura, é de fundamental importância. Esse conhecimento permite estabelecer técnicas adequadas de análises estatísticas dos dados, de amostragem e de decisão sobre a aplicação de inseticidas.

Se as pragas se distribuíssem aleatoriamente no campo, a distribuição esperada seria a de Poisson. Na prática, no entanto, as pragas

tendem a formar agregações, conduzindo a distribuições com variância maior que a média.

Dentre as várias distribuições, pelas quais essa sobredispersão pode ser representada, a distribuição binomial negativa é uma das mais empregadas. Quando se têm várias amostras de uma mesma espécie de inseto, em diferentes locais, ou após diferentes tratamentos, acredita-se que as médias $\bar{m}$ variam de amostra para amostra, porém o valor do expoente k permanece aproximadamente constante.

Alguns dados de campo, estudados por ANSCOMBE (1949a), BLISS e OWEN (1958), ALLEN *et alii* (1972), PIETERS *et alii* (1977), PERECIN (1978), VILLACORTA e TORNERO (1982), BARBOSA e PERECIN (1982) e outros têm mostrado que distribuições binomiais negativas com expoente k comum ajustam-se razoavelmente a dados de contagem de insetos.

No presente trabalho, as distribuições de internódios atacados por *Diatraea saccharalis*, na cultura da cana-de-açúcar, são estudadas com o fim de fornecer subsídios para estabelecer critérios de amostragem e decisão sobre o controle da praga, encontrar transformações mais adequadas para os dados, de modo a tornar possível a análise de variância de dados com distribuições sobredispersas, ou para o uso de técnicas de análise de modelos lineares, através do método dos mínimos qui-quadrados.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Distribuições esperadas para dados de contagem de insetos

Estudos sobre a eficiência de inseticidas, geralmente, são feitos através do número de insetos sobreviventes ou de partes de plantas danificadas por parcela.

Porém, o conhecimento da distribuição espacial dos insetos é de fundamental importância para a aplicação de procedimentos estatísticos adequados a tais dados.

Vários modelos matemáticos que descrevem a distribuição espacial dos insetos têm sido apresentados. POISSON (1837) 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.

No entanto, conforme citações de um grande número de pesquisadores, dados de contagem, principalmente de flora ou fauna, por unidade de área ou de tempo, tendem a apresentar variância maior que a esperada pela distribuição de Poisson, e essa sobredispersão pode, em muitos casos,

ser descrita por uma distribuição binomial negativa (FISHER, 1941; KENDALL, 1948; ANSCOMBE, 1949 a e 1950; BLISS e FISHER, 1953; EVANS, 1953; GOOD, 1953; PIEDRABUENA, 1968; PAHL, 1969; ENGEN, 1974).

A distribuição binomial negativa, no entanto, não é a única para estes tipos de dados. NEYMAN (1939), por exemplo, desenvolveu uma classe de distribuições, chamadas distribuições de Neyman Tipo A, B e C, aplicáveis a situações em que os indivíduos são dispersos em grupos distribuídos aleatoriamente, como, por exemplo, pulgões no caso de insetos, os quais são sujeitos a variações em relação ao tamanho dos grupos.

ANSCOMBE (1950) comparou teoricamente a distribuição binomial negativa com sete outras (de Thomas, de Fisher Hh, de Neyman Tipos 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.

Este mesmo autor verificou que se os progenitores forem aleatoriamente soltos sobre uma área e multiplicarem-se exclusiva e livremente, através de uma propagação localizada (sem imigrações, como é o caso dos animais muito móveis), após um longo tempo espera-se que os números de indivíduos na população ajustem-se à distribuição de Polya-Aeppli. Se, em lugar disso, os progenitores forem soltos aleatoriamente no tempo, segundo uma distribuição uniforme, e se há constância de nascimento e morte de indivíduos, espera-se que os números de indivíduos na população ajustem-se a uma distribuição binomial negativa.

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 Ti

po A, enquanto que contagens de insetos foram bem ajustadas à distribuição binomial negativa e não às outras duas, atribuindo essa diferença à competição e abarrotamento no caso das plantas.

McGUIRE *et alii* (1957) sugerem que a inflação da variância de uma distribuição de Poisson pode levar a um modelo espacial do tipo agrupado. Muitas vezes, os organismos são depositados aleatoriamente, porém, devido ao movimento dentro da população, os mesmos vão formando agrupamentos.

COHEN (1960) apresenta a distribuição de Poisson com zeros como uma extensão de uma distribuição de Poisson truncada.

Embora existam várias distribuições que podem ser ajustadas a dados de contagem 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 (WATERS e HENSON, 1959; SEVACHERIAN e STERN, 1972; PIETERS e STERLING, 1973; KUEHL e FYE, 1972; SHEPARD, 1972 e outros).

A distribuição binomial negativa é caracterizada por dois parâmetros: a média m e o expoente k. Este pode ser interpretado como um índice de dispersão, pois quanto menor o valor de k maior é a variância.

Alguns autores têm levantado a hipótese de que o expoente k seja constante em determinadas populações biológicas. Nesse sentido, destacam-se os trabalhos de ANSCOMBE (1949 a), BLISS e OWEN (1958), BLISS (1958 e 1971), ALLEN *et alii* (1972), PIETERS *et alii* (1977).

PERECIN (1978) mostrou que, entre outras, distribuições de adultos de lepidópteros pragas em fases lunares ou em trimestres tendem a ajustar-se aproximadamente a distribuições binomiais negativas com k comum.

BARBOSA e PERECIN (1982) mostraram que o número de lagartas de *Spodoptera frugiperda* na cultura do milho ajustaram-se razoavelmente a distribuições binomiais negativas com expoente k comum.

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 da praga, sendo equivalente à binomial generalizada.

2.2. Aplicações da distribuição de probabilidade dos dados

2.2.1. Transformações dos dados

A maioria dos testes usuais, associados com a análise de variância, pressupõem que as observações sejam independentes e normalmente distribuídas, com variância constante e com esperança especificada por um modelo linear em um conjunto de parâmetros θ . Mas, na prática, muitas vezes, trabalha-se com dados não normais, em que existe uma relação funcional entre a média e a variância. Nestes casos, antes de aplicar a teoria normal usual, é conveniente aplicar uma transformação aos dados, de modo que a variável transformada seja ao menos aproximadamente normal e tenha variância constante.

Neste sentido, o conhecimento da distribuição de probabilidade dos dados é de fundamental importância para que se encontre uma transformação adequada.

BARTLETT (1936) mostrou que se X é uma variável Poisson com média m e Y é uma variável aleatória, cujos valores y são obtidos pela transformação

$$y = \sqrt{x},$$

então, a variável Y é aproximadamente normal, com variância aproximadamente igual a $1/4$, quando m é grande.

O mesmo autor, mostrou ainda que a transformação

$$y = \sqrt{x + \frac{1}{2}}$$

é um pouco melhor, quando m não é muito grande.

Segundo BEALL (1942), quando os tratamentos são aplicados de acordo com um delineamento em blocos ao acaso ou outro delineamento experimental e suas avaliações se baseiam em contagens de indivíduos por parcela, essas contagens transformadas com um k comum estimado através da distribuição binomial negativa fornecem uma análise mais informativa. Neste, ou em outros casos, as amostras binomiais negativas com k comum podem variar bastante em suas médias, mas comparações entre as médias de duas ou mais distribuições binomiais negativas são mais simples quando elas têm uma mesma dispersão em termos de k .

Em muitos outros casos, os resultados de um experimento de campo são obtidos através de contagens e avaliados por uma análise de variância. Embora, na maioria das vezes, computados em termos de raiz quadrada, que poderia estabilizar a variância de uma contagem do tipo Poisson, os dados são comumente sobredispersos e necessitam de uma transformação mais apropriada para a distribuição binomial negativa.

Duas transformações têm sido propostas para estabilizar a variância, ambas dependendo de um k comum estimado. A primeira, proposta por BEALL (1942) é dada por

$$y = \text{arc sinh } (x/k)^{1/2},$$

onde x são os valores observados da variável original. Esta transformação é melhor estudada em ANSCOMBE (1948). Uma outra transformação que pode ser menos eficiente que a primeira (dependendo dos valores da média $\bar{m}$ e do expoente k) foi descrita por ANSCOMBE (1948) e é expressa por

$$y = \ln \left(x + \frac{1}{2} k \right).$$

Quando k 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 e OWEN, 1958).

2.2.2. Análise pelo método dos mínimos qui-quadrados

O conhecimento das distribuições de probabilidade dos dados permite ainda a utilização de um método alternativo de análise sem o uso de transformações. Este método foi proposto por HINZ e GURLAND (1968) e se baseia nos estimadores de mínimos qui-quadrados, dados por HINZ e GURLAND (1967).

Esta técnica, utilizada para a distribuição binomial negativa, pode ser aplicada a outras distribuições de "contagio", com poucas modificações.

2.2.3. Amostragem sequencial

O conhecimento da distribuição de probabilidade que descreve a distribuição espacial da praga no campo, permite também a indicação de técnicas adequadas de amostragem, estimação e decisão, tratadas, por exemplo, para binomial negativa com k comum em GONZALEZ (1970); ALLEN *et alii* (1972); GERRARD e COOK (1972) e BINNS (1975).

Neste sentido, destaca-se a amostragem seqüencial, desenvolvida por WALD (1947) para a indústria de produtos manufaturados, e posteriormente aplicada para estudar populações de peixes por OAKLAND (1950), e em levantamentos de insetos, por STARK (1952), MORRIS (1954), WATERS (1955) e outros.

As fórmulas matemáticas utilizadas pela amostragem seqüencial foram estendidas para organismos, cujas distribuições de contagens podem ser descritas pelas leis normal, Poisson, binomial e binomial negativa (WATERS, 1955).

Essa técnica de amostragem tem sido desenvolvida para vários insetos, entre os quais: *Operotltera brumata* (REEKS, 1956); *Neodiprion n. manulus* (CONNOLA *et alii*, 1959); *Myzus persicae* (SYLVESTER e COX, 1961); *Heliothis zea* (ALLEN *et alii*, 1972); *Aeneolamia varia saccharina* (EVANS, 1974); *Plathypena scabra* (HAMMOND e PEDICO, 1976); *Anticarsia gemmatilis* e *Plusia* spp (ESTEFANEL, 1977); *Perileucoptera coffeella* (VILLACORTA e TORNERO, 1982).

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

- 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.

- A seleção de níveis máximos de probabilidade de cometer erros na decisão sobre densidades populacionais, isto é, probabilidades α e β de predizer uma densidade populacional não-prejudicial como sendo prejudicial, e a de predizer uma densidade prejudicial como sendo não-prejudicial, respectivamente.

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

Na prática, quando as densidades populacionais são muito baixas ou muito altas, são necessárias poucas amostras para se tomar a decisão. O número de amostras aumenta no caso de densidades populacionais intermediárias.

WALD (1947) demonstrou que a amostragem seqüencial conduz à tomada de decisão com um número de amostras sempre menor que o requerido, no caso de amostragem aleatória de tamanho fixo.

3. DADOS E MÉTODOS

3.1. Dados utilizados

Para estudo da distribuição espacial de internódios perfurados por *Diatraea saccharalis* na cultura da cana-de-açúcar, foram utilizados dados de três locais (Piracicaba, Guariba e Jaboticabal, SP), em três fases da cultura (cana-planta, soca e ressoça), levantados pelo Dr. CARLOS ROSSETTO (I.A.C.), nos anos de 1975, 76 e 77.

Estes dados referem-se a levantamentos do número de internódios perfurados, por colmo, de 20 variedades em 9 ensaios de seleção de variedades de cana-de-açúcar visando resistência à praga.

Em Piracicaba, SP, foram realizados 5 ensaios, referentes a cana-planta (1975), soca (1976), ressoça (1977), soca (1977) e cana-planta (1977).

Em Jaboticabal, SP, foi realizado um ensaio referente a cana-planta (1975) e em Guariba, SP, foram realizados 3 ensaios, referentes a cana-planta (1976), soca (1977) e cana-planta (1977).

Como o número de colmos amostrados era variável de um ensaio

para outro, eliminaram-se alguns dados e padronizaram-se 90 ou 120 colmos amostrados por variedade em cada local.

Assim sendo, foram considerados 2400 colmos em Jaboticabal, 5400 em Guariba e 10800 em Piracicaba, num total de 18600 colmos amostrados.

Os dados são apresentados, na forma de distribuições de frequências, nos Quadros 1 a 9, do Apêndice.

3.2. Metodologia

3.2.1. Estudo da distribuição de probabilidade dos dados

3.2.1.1. Ajuste dos dados à distribuição de Poisson

Freqüentemente, distribuições de contagens de organismos em um determinado meio, contagens de insetos em parcelas no campo, número de sementes de plantas daninhas em lotes de sementes, etc., são estudados através de uma distribuição de Poisson, que apresenta a variância igual a média.

Para uma distribuição de Poisson, a probabilidade de que uma variável aleatória assumira um valor $r = 0, 1, 2, \dots$ é dada por

$$p(r) = \frac{\mu^r \cdot e^{-\mu}}{r!}, \quad (3.1)$$

onde μ é a média da distribuição.

Para verificar o ajuste dos dados a estas distribuições, obtiveram-se as frequências esperadas, estimando μ pela média amostral de ca

da variedade em cada local e verificou-se o ajuste através do teste de aderência apresentado no item 3.2.3.

3.2.1.2. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente k comum

A distribuição binomial negativa é descrita por dois parâmetros; a média $\underline{m}$ (> 0) e o expoente $\underline{k}$ (> 0). O parâmetro $\underline{k}$ pode ser considerado como um parâmetro de dispersão, pois quanto maior o valor de $\underline{k}$, para um mesmo valor de $\underline{m}$, menor será a variância.

A variância da distribuição é dada por

$$\sigma^2 = m + \frac{m^2}{k}, \quad (3.2)$$

e a probabilidade de se observar um valor $r = 0, 1, 2, \dots$, é dada por

$$p(r) = \frac{\Gamma(r+k)}{r! \Gamma(k)} \left(\frac{m}{m+k}\right)^r \left(1 + \frac{m}{k}\right)^{-k}. \quad (3.3)$$

Na prática, porém, o valor de $\underline{k}$ é fracionário, tornando difícil a utilização desta fórmula. Podemos, no entanto, utilizar uma fórmula recorrente para obter as probabilidades dada por:

$$p(0) = \left(1 + \frac{m}{k}\right)^{-k} \quad (3.4)$$

e

$$p(r+1) = \frac{k+r}{r+1} \left(\frac{m}{m+k}\right) p(r), \quad (r = 0, 1, 2, \dots). \quad (3.5)$$

Quando $\underline{k}$ tende a infinito a distribuição tende para a de Poisson. Por outro lado, se $\underline{k}$ tende a zero, a distribuição aproxima-se à série logarítmica.

Existem vários métodos de estimação do parâmetro k . No presente trabalho, o ajuste à distribuição binomial negativa foi estudado, estimando-se os valores de k por dois métodos: O método da regressão ponderada de BLISS e OWEN (1958) e o método dos mínimos qui-quadrados de HINZ e GURLAND (1967), os quais são apresentados nos itens 3.2.2.1 e 3.2.2.3, respectivamente.

Além destes métodos, o teste de aderência do item 3.2.3 foi aplicado às distribuições de frequências de cada uma das variedades em cada local.

3.2.1.3. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A

NEYMAN (1939) apresenta uma classe de distribuições aplicáveis a situações em que os indivíduos são dispersos em grupos, distribuídos aleatoriamente, como por exemplo, massas de ovos no caso de insetos, os quais são sujeitos a variações em relação ao tamanho dos grupos.

Supondo que o número de grupos por unidade segue uma distribuição de Poisson com média λ_1 e que o número de indivíduos por grupo é também uma variável Poisson com média λ_2 , então, o número de indivíduos por unidade segue uma distribuição de Neyman Tipo A com média

$$m = \lambda_1 \lambda_2 \quad (3.6)$$

e variância

$$\sigma^2 = \lambda_1 \lambda_2 (1 + \lambda_2). \quad (3.7)$$

A probabilidade de zeros é

$$p(0) = e^{-\lambda_1} (1 - e^{-\lambda_2}) \quad (3.8)$$

e a probabilidade de se observar um valor inteiro e positivo é dada por

$$p(r+1) = \frac{\lambda_1 \lambda_2 e^{-\lambda_2}}{r+1} \cdot \sum_{k=0}^r \frac{\lambda_2^k}{k!} \cdot p(r-k), \quad (3.9)$$

para $r = 0, 1, 2, \dots$

O estudo do ajuste dos dados a esta distribuição foi realizado, considerando-se λ_2 constante para cada variedade ou para cada local e as estimativas do λ_2 comum foram obtidas por dois métodos: o método da regressão linear apresentado no item 3.2.2.2 e o método dos mínimos quadrados apresentado no item 3.2.2.3. Complementando este estudo, o teste de aderência do item 3.2.3 foi aplicado a cada uma das variedades em cada local.

3.2.2. Métodos de estimação e testes de homogeneidade dos parâmetros para um conjunto de amostras

3.2.2.1. Método da regressão ponderada de BLISS e OWEN (1958), para estimação e teste de homogeneidade do parâmetro k da distribuição binomial negativa em um conjunto de amostras

O método da regressão ponderada de BLISS e OWEN (1958) é uma extensão do método dos momentos de ANSCOMBE (1950), que considera a estimativa de k em uma única amostra como sendo

$$k_1 = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}}, \quad (3.10)$$

onde $\bar{x}$ é a média e s^2 a variância, amostrais.

Assim, para estimar um k comum (k_c) a um conjunto de amostras, BLISS e OWEN (1958) definem as estatísticas

$$x' = \bar{x}^2 - \frac{s^2}{N} \quad (3.11)$$

e

$$y' = s^2 - \bar{x}, \quad (3.12)$$

onde $\bar{x}$ é a média, s^2 é a variância, amostrais e N é o tamanho da amostra.

Para a distribuição binomial negativa, as variáveis aleatórias correspondentes têm as esperanças

$$E(X') = m^2 \quad (3.13)$$

e

$$E(Y') = \frac{m^2}{k} \quad (3.14)$$

Para uma única amostra, a relação y'/x' é uma estimativa de $1/k$. A eficiência desta estimativa é a mesma da estimativa k_1 , dada por (3.10).

Portanto, quando se deseja estimar um k comum a um conjunto de amostras obtidas de populações com médias diferentes m_i , um método muito simples, seria estimar $1/k$ como a inclinação de uma regressão de y' sobre x' . Este argumento pode ser colocado, segundo BLISS e OWEN (1958), como se segue: Em uma distribuição com média m_1 , a esperança de $[Y' - X'/k]$ é igual a zero, e a variância desta expressão é dada por

$$V_i = \frac{2m_i^2(m_i + k)^2}{(N-1)k^4} \left[k(k+1) - \frac{2k-1}{N} - \frac{3}{N^2} \right]. \quad (3.15)$$

O inverso da variância $w_i = 1/V_i$ é uma ponderação que pode ser escrita por

$$w_i = \frac{0,5(N-1) k^4}{k(k+1) - (2k-1)/N - 3/N^2} \cdot \frac{1}{m_i^2(m_i + k)^2} \quad (3.16)$$

Se se substituir m_i por sua estimativa $\bar{x}_i$, a esperança m_i^2 por x_i' e k por um valor empírico k' , pode-se considerar a soma de quadra dos ponderada

$$\sum_i \left[w_i (y_i' - x_i'/k')^2 \right], \quad (3.17)$$

como aproximadamente um qui-quadrado (χ^2). Este χ^2 é minimizado, tomando-se um valor $1/k'$ que satisfaça a equação

$$\sum_i \left[w_i x_i' (y_i' - x_i'/k') \right] = 0, \quad (3.18)$$

resultando

$$\frac{1}{k_c} = \frac{\sum_i w_i x_i' y_i'}{\sum_i w_i x_i'^2} \quad (3.19)$$

Portanto, fica claro que, a estimativa de $1/k$ é obtida através da inclinação de uma regressão linear de y' sobre x' que passa pela origem ($x' = 0$; $y' = 0$).

Porém, o método não é assim tão simples, uma vez que, a ponderação w_i depende do valor k a ser estimado. Assim, para se obter a estimativa de k deve-se usar um processo iterativo. Uma primeira estimativa de k , denotada por k' é obtida por

$$\frac{1}{k'} = \frac{\sum_i y_i'}{\sum_i x_i'} \quad (3.20)$$

Quando sucessivas aproximações levarem a uma estimativa k_c com diferença desprezível em relação ao último k' , o cálculo permite um teste qui-quadrado aproximado, para a homogeneidade de k nas G diferentes amostras, pois desde que a linha de regressão é construída passando pela origem, o valor observado da variável aleatória

$$X^2 = \sum_i (w_i y_i^!)^2 - \frac{\sum_i (w_i x_i^! y_i^!)}{\sum_i (w_i x_i^!^2)}, \quad (3.21)^*$$

pode ser comparado com o valor do qui-quadrado com $(G-2)$ graus de liberdade (g.l.).

Parte da variação total, com 1 g.l., denotada por

$$B_0^2 = \sum_i (w_i x_i^! y_i^!) / \sum_i (w_i x_i^!^2), \quad (3.22)$$

é atribuída à regressão que passa pela origem. Para um único k_c , o resultado do teste qui-quadrado deve ser não significativo.

Para um segundo teste de validade, mais um componente com 1 g.l. pode ser separado da variação total. Ele mede a diferença entre duas retas de regressão, uma passando pela origem e a outra fora dela.

A variação atribuída à segunda regressão é

$$B = \frac{\left[\sum_i (w_i x_i^! y_i^!) - \frac{\sum_i (w_i x_i^!) \sum_i (w_i y_i^!)}{\sum_i w_i} \right]^2}{\sum_i (w_i x_i^!^2) - \frac{\sum_i (w_i x_i^!)^2}{\sum_i w_i}}. \quad (3.23)$$

Definindo $C = \sum_i (w_i y_i^!) / \sum_i w_i$, o segundo teste pode ser feito através da análise de variância apresentada na Tabela 1.

* Aqui e em outras partes: $\sum^2(\cdot) = \left[\sum(\cdot) \right]^2$.

TABELA 1 - Análise de variância para teste de homogeneidade do $\underline{k}$ comum.

Efeitos	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Inclinação ($1/k$)	1	B_0^2	B_0^2	B_0^2/s^2
Intercepto vs. zero	1	$C + B^2 - B_0^2$	I_0^2	I_0^2/s^2
Erro	G-3	$\sum_i (w_i y_i^2) - C - B^2$	s^2	-

Quando um único $\underline{k}$ é justificável, o valor de F para a inclinação ($1/k$) deve ser significativo, enquanto que, o valor de F para intercepto calculado vs. zero deve ser não significativo. Um F significativo para o intercepto vs. zero indica uma falta de homogeneidade dos valores de $\underline{k}$.

Em alguns casos, a heterogeneidade pode ser causada por um valor muito discrepante que, se justificável, pode ser omitido no cálculo do k_c . Quando a heterogeneidade persiste e um único $\underline{k}$ é garantido pelo teste F para B_0^2 , o $\underline{k}$ comum ponderado pode não ser uma boa estimativa de $\underline{k}$ e, neste caso, uma melhor estimativa é dada pela média harmônica dos k' individuais não ponderados.

Se os dados são consistentes com um único $\underline{k}$, julgado pelo X^2 , pela teoria de regressão, tem-se a variância

$$V(1/k_c) = 1 / \sum_i (w_i x_i^2). \quad (3.24)$$

Por outro lado, se o valor de X^2 excede o valor esperado para o qui-quadrado, com (G-2) g.l., a um certo nível de significância, e se a regressão que passa pela origem é significativa, uma variância aproximada é dada por

$$V(1/k_c) = X^2 / \left[(G-2) \sum_i (w_i x_i^2) \right]. \quad (3.25)$$

Se a variância é calculada por (3.24), os limites de confiança de $1/k$ são determinados empregando-se os desvios da curva normal padrão, e se a variância for aumentada por (3.25), empregam-se os desvios da distribuição t de "Student" com o mesmo número de g.l. do qui-quadrado. Neste último caso, os limites de confiança são aproximados.

Este método foi utilizado para estimar os parâmetros da distribuição binomial negativa (BN), considerando-se 3 hipóteses iniciais:

(i) Admitindo-se um k comum às diversas variedades, estimado para cada local [BN(1)].

(ii) Admitindo-se um k comum aos diversos locais, estimado para cada variedade [BN(2)].

(iii) Admitindo-se um k comum para a praga, nas 20 variedades e 9 locais.

3.2.2.2. Método da regressão linear (não ponderada), para estimação e teste de homogeneidade do parâmetro λ_2 da distribuição de Neyman Tipo A em um conjunto de amostras

Um método bastante simples, para se obter a estimativa dos parâmetros λ_1 e λ_2 da distribuição de Neyman Tipo A, supondo λ_2 comum a um conjunto de amostras, foi desenvolvido neste trabalho.

Este método é obtido a partir da estatística

$$y = \frac{s^2}{\bar{x}} + \bar{x} - 1, \quad (3.26)$$

onde $\bar{x}$ e s^2 são, respectivamente, a média e a variância amostrais.

A esperança da variável aleatória Y é

$$E(Y) = E\left(\frac{s^2}{\bar{x}} - 1\right) + E(\bar{x}). \quad (3.27)$$

Segundo KATZ (1963), a estatística $(s^2 - \bar{x})/\bar{x}$ é aproximadamente não viesada. Desta forma, tem-se aproximadamente que

$$E(Y) = \lambda_2 + E(\bar{x}). \quad (3.28)$$

Então, se para cada $\bar{x}$ pré-fixado, λ_2 permanecer constante, resulta

$$E(Y) = \lambda_2 + \bar{x}, \quad (3.29)$$

ou seja, o coeficiente angular de uma regressão linear simples de y sobre $\bar{x}$ será igual à unidade e o coeficiente linear será λ_2 . Neste caso, como a variação de $\bar{x}$ é relativamente pequena, optou-se por construir a regressão linear simples sem ponderação.

Assim, tem-se um método simples para estimar λ_2 como sendo o coeficiente linear da regressão entre y e $\bar{x}$, impondo que o coeficiente angular seja igual à unidade.

Este método foi utilizado para estimar os parâmetros da distribuição de Neyman Tipo A, considerando-se 3 hipóteses iniciais:

(i) Admitindo-se λ_2 comum às diversas variedades, estimando-se um λ_2 para cada local [NA(1)].

(ii) Admitindo-se um λ_2 comum aos diversos locais, estimando-se um λ_2 para cada variedade [NA(2)].

(iii) Admitindo-se um λ_2 comum para a praga nas diversas condições, estimando-se um único λ_2 para as 20 variedades nos 9 locais.

3.2.2.3. Método dos mínimos qui-quadrados de HINZ e GURLAND (1967 e 1968)

A maioria das técnicas eficientes na estimação dos parâmetros de distribuições do tipo Poisson generalizada (binomial negativa,

Neyman Tipo A, Poisson Pascal e Poisson binomial), encontram dificuldades em termos de computação.

Para estas distribuições, os estimadores de máxima-verossimilhança são obtidos por meio de processos iterativos (SHENTON, 1949; DOUGLAS, 1953; FISHER, 1953; SPROTT, 1958; SHUMWAY e GURLAND, 1961). As desvantagens destes métodos são que a convergência dos processos iterativos pode depender do valor inicial (MARTIN e KATTI, 1965), e que as probabilidades devem ser recalculadas a cada iteração.

KATTI e GURLAND (1961, 1962 a, 1962 b) propuseram o uso de estimadores de mínimos qui-quadrados que não requerem procedimentos iterativos e que apresentam alta eficiência sobre uma grande região do espaço de parâmetros. Estes estimadores, entretanto, são obtidos através de solução de equações não-lineares.

Posteriormente, HINZ e GURLAND (1967) desenvolveram estimadores que são altamente eficientes e, ao mesmo tempo, são obtidos por um método relativamente simples, tal como os mínimos quadrados generalizados. Estes estimadores são obtidos por solução de equações lineares e se baseiam no método dos mínimos qui-quadrados aplicados, para maior eficiência, aos cumulantes fatoriais combinados com a frequência de zeros.

Para descrever estes estimadores, definem-se, inicialmente, certas funções dos cumulantes fatoriais, ditas $\eta_j(K)$.

Se s funções η_j forem usadas, e denotando as estimativas de η_j por h_j , então, a matriz de covariâncias assintótica V de $(h_0, h_1, \dots, h_{s-1})$, pode ser expressa por

$$V = (J_3 J_2 J_1) M (J_3 J_2 J_1)', \quad (3.30)$$

onde as matrizes M e J_1 são definidas como se segue:

- M é a matriz de covariâncias dos momentos ($s \times s$) dada por

$$M = \left[\frac{1}{N} (\mu_{i+j}^t - \mu_i^t \mu_j^t) \right], \quad (i, j = 1, 2, \dots, s); \quad (3.31)$$

- J_1 é a matriz Jacobiana $\left[\partial K_i / \partial \mu_j^t \right]_{s \times s}$ da transformação de momentos $(\mu_1^t, \mu_2^t, \dots, \mu_s^t)$, para cumulantes $(K_1, K_2, \dots, K_s)$;

- J_2 é a matriz Jacobiana $\left[\partial K_{(i)} / \partial K_{(j)} \right]_{s \times s}$ da transformação de cumulantes $(K_1, K_2, \dots, K_s)$, para cumulantes fatoriais $[K_{(1)}, K_{(2)}, \dots, K_{(s)}]$;

- J_3 é a matriz Jacobiana $\left[\partial \mu_i / \partial K_{(j)} \right]_{s \times s}$ da transformação de cumulantes fatoriais $[K_{(1)}, K_{(2)}, \dots, K_{(s)}]$, para as funções $(\eta_0, \eta_1, \dots, \eta_{s-1})$.

Para melhorar a eficiência dos estimadores, HINZ e GURLAND (1967) recomendam o uso dos cumulantes fatoriais amostrais combinados com a frequência observada de zeros. Para isto, define-se uma nova função, dita $\alpha(\eta_j, P_0)$, que combina as funções η_j com a proporção de zeros (P_0).

Assim, denotando a estimativa de α por a , a matriz de covariâncias assintótica Σ de $(h_0, h_1, \dots, h_{s-1}, a)$ é dada por

$$\Sigma = J_4 S J_4^t, \quad (3.32)$$

onde S é a matriz de covariâncias de $(h_0, h_1, \dots, h_{s-1}, P_0)$ e J_4 o Jacobiano da transformação de $(\eta_0, \eta_1, \dots, \eta_{s-1}, P_0)$, para $(\eta_0, \eta_1, \dots, \eta_{s-1}, \alpha)$.

Então, S pode ser dada por

$$S = \frac{1}{N} \left[\begin{array}{c|c} NV & -P_0 J_3 J_2 J_1 \underline{\mu} \\ \hline -P_0 (J_3 J_2 J_1 \underline{\mu})' & P_0 (1-P_0) \end{array} \right]. \quad (3.33)$$

Em (3.33), V, J_1 , J_2 , J_3 e P_0 são definidos como anteriormente, e $\underline{\mu}' = [\mu'_1, \mu'_2, \dots, \mu'_s]$. Além disso,

$$J_4 = \left[\begin{array}{c|c} I & \phi \\ \hline D & \partial\alpha/\partial P_0 \end{array} \right], \quad (3.34)$$

onde I é uma matriz identidade $s \times s$; ϕ é um vetor nulo $s \times 1$ e D é um vetor $1 \times s$ dado por

$$D = \left[\frac{\partial\alpha}{\partial\eta_0}, \frac{\partial\alpha}{\partial\eta_1}, \dots, \frac{\partial\alpha}{\partial\eta_{s-1}} \right]. \quad (3.35)$$

Com as funções assim definidas, pode-se expressar o vetor ϵ das funções η_j e α como uma combinação linear dos parâmetros a estimar, dada por

$$\begin{matrix} \epsilon & = & W & \cdot & \Gamma, \\ t \times 1 & & t \times b & & b \times 1 \end{matrix} \quad (3.36)$$

onde Γ é o vetor de parâmetros a estimar; W é uma matriz de constantes; t é o número de funções utilizadas; b é o número de parâmetros a estimar e $t = s + 1 \geq b$.

Então, denotando por T o vetor amostral correspondente a ϵ e por Σ a matriz de covariâncias assintótica de T, podemos obter estimadores de mínimos qui-quadrados de Γ , minimizando a forma quadrática

$$(T - \epsilon)' \hat{\Sigma}^{-1} (T - \epsilon), \quad (3.37)$$

ou equivalentemente

$$(T - W\Gamma)' \hat{\Sigma}^{-1} (T - W\Gamma), \quad (3.38)$$

em relação a Γ . Em (3.37), $\hat{\Sigma}$ é uma estimativa consistente de Σ obtida pela substituição dos parâmetros que aparecem em Σ por estimadores consistentes. Assim, obtemos estimadores $\hat{\Gamma}$ que são assintoticamente eficientes dentro da classe de estimadores que são funções apenas de T . No presente contexto, os estimadores são idênticos na forma aos estimadores de mínimos quadrados generalizados e são dados por

$$\hat{\Gamma} = (W' \hat{\Sigma}^{-1} W)^{-1} W' \hat{\Sigma}^{-1} T. \quad (3.39)$$

3.2.2.3.1. Estimação dos parâmetros da distribuição binomial negativa em uma única amostra

O método descrito anteriormente foi adaptado, neste trabalho, para estimar a média $\underline{m}$ e o expoente $\underline{k}$ da distribuição binomial negativa, usando-se η_j como funções dos cumulantes fatoriais, e α como uma combinação dos cumulantes fatoriais e proporção de zeros.

Especificamente, para estimar

$$\Gamma = \begin{bmatrix} kp \\ k \end{bmatrix}, \quad (3.40)$$

define-se

$$\epsilon' = \begin{bmatrix} \eta_0, & \eta_1, & \alpha \end{bmatrix},$$

onde

$$\eta_0 = K_{(1)} = K_1 = m = kp, \quad (3.41)$$

$$\eta_1 = \frac{K_{(1)}^2}{K_{(2)}} = \frac{K_1^2}{K_2 - K_1} = \frac{m^2}{\sigma^2 - m} = k, \quad (3.42)$$

$$\alpha = P_0 \eta_1 \left(1 + \frac{\eta_0}{\eta_1}\right) = k. \quad (3.43)$$

Então, neste caso,

$$\varepsilon = \begin{bmatrix} \eta_0 \\ \eta_1 \\ \alpha \end{bmatrix} = W\Gamma = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} kp \\ k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} kp \\ k \\ k \end{bmatrix} \quad (3.44)$$

Denotando por T o vetor amostral correspondente a ε , temos

$$T = \begin{bmatrix} h_0 \\ h_1 \\ a \end{bmatrix}, \quad (3.45)$$

onde h_0 e h_1 são obtidos substituindo-se em η_0 e η_1 os cumulantes populacionais pelos correspondentes amostrais, e o valor de a é obtido substituindo-se em α as funções η_0 e η_1 por h_0 e h_1 , respectivamente, e P_0 pela proporção observada de zeros.

Assim, a matriz de covariâncias assintótica de T , obtida por (3.32) é dada por

$$\Sigma = J_4 S J_4', \quad (3.46)$$

onde

$$S = \frac{1}{N} \begin{bmatrix} K_2 & \frac{\delta_1}{(K_2 - K_1)^2} & -P_0 K_1 \\ \frac{\delta_1}{(K_2 - K_1)^2} & \frac{\delta_2}{(K_2 - K_1)^4} & -\frac{P_0 \delta_3}{(K_2 - K_1)^2} \\ -P_0 K_1 & -\frac{P_0 \delta_3}{(K_2 - K_1)^2} & P_0 (1 - P_0) \end{bmatrix} \quad (3.47)$$

$$\delta_1 = K_1 (2K_2^2 - K_1 K_2 - K_1 K_3),$$

$$\delta_2 = K_1^3 \left[K_1 (K_4 + 2K_3 + 2K_2^2 + K_2) - 4K_2 (K_2 + K_3) \right] + 4K_1^2 K_2^3,$$

$$\delta_3 = K_1^2 (K_2 - K_1 + K_1^2),$$

K_j representa o j -ésimo cumulante, e ainda

$$J_4 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \frac{\partial \alpha}{\partial \eta_0} & \frac{\partial \alpha}{\partial \eta_1} & \frac{\partial \alpha}{\partial P_0} \end{bmatrix} \quad (3.48)$$

onde

$$\frac{\partial \alpha}{\partial \eta_0} = P_0 \eta_1^{\eta_1 - 1} \left(1 + \frac{\eta_0}{\eta_1} \right),$$

$$\frac{\partial \alpha}{\partial \eta_1} = P_0 \eta_1^{\eta_1} \left(1 + \frac{\eta_0}{\eta_1} \right) \left[\frac{1}{\eta_1} - \frac{\eta_1}{\eta_0 + \eta_1} + \ln \left(1 + \frac{\eta_0}{\eta_1} \right) \right],$$

$$\frac{\partial \alpha}{\partial P_0} = \eta_1 \left(1 + \frac{\eta_0}{\eta_1}\right)^{\eta_1}.$$

Uma vez obtidas as estimativas para o vetor T e sua matriz de covariâncias, pode-se obter os estimadores de mínimos qui-quadrados de $m = kp$ e k através de (3.39).

Se se desejar também estimar p , pode-se obter

$$\hat{p} = \frac{\hat{kp}}{\hat{k}}. \quad (3.49)$$

3.2.2.3.2. Estimação dos parâmetros da distribuição de Neyman Tipo A em uma única amostra

De modo análogo à estimação dos parâmetros da binomial negativa, pode-se também obter estimadores de mínimos qui-quadrados para os parâmetros $m = \lambda_1 \lambda_2$ e λ_2 da distribuição de Neyman Tipo A.

Para tanto, define-se

$$\epsilon' = \left[\eta_0, \eta_1, \alpha \right],$$

onde

$$\eta_0 = K_{(1)} = K_1 = m = \lambda_1 \lambda_2, \quad (3.50)$$

$$\eta_1 = \frac{K_{(2)}}{K_{(1)}} = \frac{K_2 - K_1}{K_1} = \frac{\sigma^2 - m}{m} = \lambda_2, \quad (3.51)$$

$$\alpha = P_0 \eta_1 \exp \left\{ - \frac{\eta_0}{\eta_1} \left[\exp(-\eta_1) - 1 \right] \right\} = \lambda_2. \quad (3.52)$$

Então, neste caso,

$$\varepsilon = \begin{bmatrix} \eta_0 \\ \eta_1 \\ \alpha \end{bmatrix} = W\Gamma = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \lambda_2 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 \lambda_2 \\ \lambda_2 \\ \lambda_2 \end{bmatrix}. \quad (3.53)$$

Denotando por T o vetor amostral correspondente a ε , a matriz de covariâncias assintótica de T , obtida por (3.32) é dada por

$$\Sigma = J_4 S J_4' \quad (3.54)$$

onde

$$S = \frac{1}{N} \begin{bmatrix} K_2 & \frac{\delta_1}{K_1^2} & | & -P_0 K_1 \\ \frac{\delta_1}{K_1^2} & \frac{\delta_2}{K_1^4} & | & P_0 K_1 \\ \hline -P_0 K_1 & P_0 K_1 & | & P_0(1-P_0) \end{bmatrix}, \quad (3.55)$$

$$\delta_1 = K_1 K_3 - K_2^2,$$

$$\delta_2 = K_1 \left[K_1 (K_4 + 2K_2^2) - K_2 K_3 \right] - K_2 (K_1 K_3 - K_2^2),$$

K_j representa o j -ésimo cumulante, e ainda

$$J_4 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & | & 0 \\ 0 & 1 & | & 0 \\ \hline \frac{\partial \alpha}{\partial \eta_0} & \frac{\partial \alpha}{\partial \eta_1} & | & \frac{\partial \alpha}{\partial P_0} \end{bmatrix}, \quad (3.56)$$

onde

$$\frac{\partial \alpha}{\partial \eta_0} = -P_0 \exp \left\{ -\frac{\eta_0}{\eta_1} \left[\exp(-\eta_1) - 1 \right] \right\} \left[\exp(-\eta_1) - 1 \right],$$

$$\frac{\partial \alpha}{\partial \eta_1} = P_0 \exp \left\{ -\frac{\eta_0}{\eta_1} \left[\exp(-\eta_1) - 1 \right] \right\} \left\{ 1 + \eta_0 \exp(-\eta_1) + \frac{\eta_0}{\eta_1} \left[\exp(-\eta_1) - 1 \right] \right\}$$

$$\frac{\partial \alpha}{\partial P_0} = \eta_1 \exp \left\{ -\frac{\eta_0}{\eta_1} \left[\exp(-\eta_1) - 1 \right] \right\}.$$

Uma vez obtidas as estimativas de T e de sua matriz de covariâncias, pode-se obter os estimadores de mínimos qui-quadrados de $m = \lambda_1 \lambda_2$ e λ_2 através de (3.39).

Se se desejar também estimar λ_1 , pode-se obter

$$\hat{\lambda}_1 = \frac{\lambda_1 \hat{\lambda}_2}{\hat{\lambda}_2}. \quad (3.57)$$

3.2.2.3.3. Estimação e teste de homogeneidade de um parâmetro em um conjunto de amostras

Tanto no caso das distribuições binomiais negativas e Neyman Tipo A, como em outras distribuições, pode-se fazer inferências sobre os parâmetros através do método dos mínimos qui-quadrados.

Assim, por exemplo, para estimar o parâmetro k da distribuição binomial negativa, e testar a sua homogeneidade em um conjunto de amostras, pode-se adotar o seguinte procedimento.

Sejam

$$Y_{(j)} = \begin{bmatrix} Y_{(j),1}; & Y_{(j),2}; & \dots; & Y_{(j),nj} \end{bmatrix}, \quad (3.58)$$

($j = 1, 2, \dots, m$), m amostras aleatórias de distribuições binomiais negativas. Assim, para cada população amostrada, pode-se definir as estatísticas correspondentes às funções definidas em (3.41), (3.42) e (3.43). Então, neste caso, tem-se o vetor ϵ para cada população amostrada dado por

$$\epsilon'_{(j)} = \begin{bmatrix} \eta_{0,j}; & \eta_{1,j}; & \alpha_j \end{bmatrix}, \quad (3.59)$$

e sua estimativa

$$T'_{(j)} = \begin{bmatrix} h_{0,j}; & h_{1,j}; & a_j \end{bmatrix}. \quad (3.60)$$

Deste modo, pode-se obter, para cada amostra, a matriz de covariâncias assintóticas de $T_{(j)}$, dada por (3.46) e que se denotará por $\Sigma_{(j)}$.

Seja agora a matriz $W_{(j)}$, para cada amostra, dada por

$$W_{(j)} = \begin{bmatrix} \mathbb{I}'_{(j)} & \vdots & \phi' \\ \hline \phi' & \vdots & \mathbb{I}'_{(j)} \\ \phi' & \vdots & \mathbb{I}'_{(j)} \end{bmatrix}_{3 \times 2m}, \quad (3.61)$$

onde $\mathbb{I}'_{(j)}$ representa um vetor linha de ordem m , no qual o elemento da j -ésima coluna é igual à unidade e os demais são nulos, e ϕ' representa um vetor linha nulo de ordem m .

Então, para o conjunto de m amostras, teremos

$$\varepsilon' = {}_1 \begin{bmatrix} \varepsilon'_{(1)}, & \varepsilon'_{(2)}, & \dots, & \varepsilon'_{(m)} \end{bmatrix}_{3m}, \quad (3.62)$$

$$T' = {}_1 \begin{bmatrix} T'_{(1)}, & T'_{(2)}, & \dots, & T'_{(m)} \end{bmatrix}_{3m}, \quad (3.63)$$

$$\hat{\Sigma} = {}_{3m} \begin{bmatrix} \hat{\Sigma}_{(1)} & \phi & \dots & \phi \\ \phi & \hat{\Sigma}_{(2)} & \dots & \phi \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi & \phi & \dots & \hat{\Sigma}_{(m)} \end{bmatrix}_{3m}, \quad (3.64)$$

$$W = {}_{3m} \begin{bmatrix} W_{(1)} \\ W_{(2)} \\ \vdots \\ W_{(m)} \end{bmatrix}_{2m}, \quad (3.65)$$

e

$$\Gamma = {}_{2m} \begin{bmatrix} (kp)_1 \\ (kp)_2 \\ \vdots \\ (kp)_m \\ \hline k_1 \\ k_2 \\ \vdots \\ k_m \end{bmatrix}_1. \quad (3.66)$$

Então, tem-se $\varepsilon = W\Gamma$, e pode-se obter os estimadores de mínimos qui-quadrados $\hat{\varepsilon}$ de ε minimizando a forma quadrática

$$(T - \varepsilon)' \hat{\Sigma}^{-1} (T - \varepsilon). \quad (3.67)$$

Estes estimadores são obtidos por

$$\hat{\varepsilon} = W\hat{\Gamma}, \quad (3.68)$$

onde

$$\hat{\Gamma} = (W' \hat{\Sigma}^{-1} W)^{-1} W' \hat{\Sigma}^{-1} T. \quad (3.69)$$

Portanto, se se desejar testar a hipótese

$$H_0: k_j = k_c \quad (j = 1, 2, \dots, m), \quad (3.70)$$

pode-se obter os estimadores de mínimos qui-quadrados de ε que minimizam (3.67) sob as restrições da hipótese (3.70), que se denotará por

$$\varepsilon^* = W\Gamma^*, \quad (3.71)$$

onde

$$\Gamma^* = (\hat{W}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{W})^{-1} \hat{W}' \hat{\Sigma}^{-1} T, \quad (3.72)$$

$$\hat{W} = \begin{bmatrix} \hat{W}^*(1) \\ \hat{W}^*(2) \\ \vdots \\ \hat{W}^*(m) \end{bmatrix}_{m+1} \quad (3.73)$$

$$\tilde{W}_{(j)}^* = \begin{bmatrix} \mathbb{I}'_{(j)} & \vdots & 0 \\ \hline \phi' & \vdots & 1 \\ \phi' & \vdots & 1 \end{bmatrix}_{m+1} \quad (3.74)$$

Pode-se agora definir a estatística X_U^2 com o propósito de testar a hipótese (3.70) dada por

$$X_U^2 = X_{R*}^2 - X_R^2 \quad (3.75)$$

onde

$$X_{R*}^2 = (T - \hat{\varepsilon}^*)' \hat{\Sigma}^{-1} (T - \hat{\varepsilon}^*), \quad (3.76)$$

$$X_R^2 = (T - \hat{\varepsilon})' \hat{\Sigma}^{-1} (T - \hat{\varepsilon}). \quad (3.77)$$

Um teste de tamanho assintótico γ para a hipótese (3.70) é dado por:

- Rejeitar H_0 se e somente se $X_U^2 \geq \chi_\gamma^2$, onde χ_γ^2 é o 100 (1 - γ) percentil da distribuição qui-quadrado com (m-1) graus de liberdade.

Por analogia à teoria da análise de variância usual, pode-se formular uma "análise de χ^2 ", apresentada na Tabela 2.

TABELA 2 - Análise de χ^2 para testar a homogeneidade do k comum.

Efeitos	G.L.	χ^2
Modelo k comum	$m + 1$	$\chi_{M*}^2 = \chi_T^2 - \chi_{R*}^2$
Resíduo*	$2m - 1$	$\chi_{R*}^2 = (T - \hat{\epsilon})' \hat{\Sigma}^{-1} (T - \hat{\epsilon})$
Modelo k variável	$2m$	$\chi_M^2 = \chi_T^2 - \chi_R^2$
Resíduo	m	$\chi_R^2 = (T - \hat{\epsilon})' \hat{\Sigma}^{-1} (T - \hat{\epsilon})$
Homogeneidade do k_c	$m - 1$	$\chi_U^2 = \chi_{R*}^2 - \chi_R^2$
Total	$3m$	$\chi_T^2 = T' \hat{\Sigma}^{-1} T$

Esta análise, além de fornecer um teste para a homogeneidade do k_c , fornece também um teste de ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com k comum, através das estatísticas χ_{M*}^2 e χ_{R*}^2 .

O inconveniente deste método, refere-se aos aspectos computacionais. Note que as matrizes anteriores tornam-se muito grandes quando m cresce. Assim, por exemplo, para $m = 20$, teremos matrizes da ordem de 60×60 .

Para diminuir o tempo computacional e possibilitar o uso de computadores de pequeno porte, foram desenvolvidas neste trabalho, fórmulas para o cálculo de algumas matrizes importantes.

Assim, tem-se, para o modelo irrestrito:

$$W' \hat{\Sigma}^{-1} W = \begin{bmatrix} D_1 & \vdots & D_2 \\ \vdots & D_2 & \vdots & D_3 \end{bmatrix}_{2m} \quad (3.78)$$

onde D_i ($i = 1, 2, 3$) são matrizes diagonais. Representando os elementos da inversa da matriz de covariâncias da amostra k ($k = 1, 2, \dots, m$), por

$$\hat{\Sigma}_{(k)}^{-1} = {}_3 \begin{bmatrix} s_{ij}^{(k)} \end{bmatrix}_3, \quad (3.79)$$

os elementos da diagonal das matrizes D_1 , D_2 e D_3 são dados, respectivamente, por:

$$d_{1(kk)} = s_{11}^{(k)}, \quad (k = 1, 2, \dots, m); \quad (3.80)$$

$$d_{2(kk)} = \sum_{j=2}^3 s_{1j}^{(k)}, \quad (k = 1, 2, \dots, m); \quad (3.81)$$

$$d_{3(kk)} = \sum_{i=2}^3 \sum_{j=2}^3 s_{ij}^{(k)}, \quad (k = 1, 2, \dots, m). \quad (3.82)$$

Além disso, sua inversa também pode ser facilmente obtida por

$$(W' \hat{\Sigma}^{-1} W)^{-1} = \begin{bmatrix} D_4 & \vdots & D_5 \\ - & - & - \\ D_5 & \vdots & D_6 \end{bmatrix} \quad (3.83)$$

onde D_4 , D_5 e D_6 são matrizes diagonais, cujos elementos da diagonal são dados por

$$d_{4(kk)} = \frac{d_{3(kk)}}{d_{1(kk)} d_{3(kk)} - d_{2(kk)}^2}, \quad (3.84)$$

$$d_{5(kk)} = - \frac{d_{2(kk)}}{d_{1(kk)} d_{3(kk)} - d_{2(kk)}^2}, \quad (3.85)$$

$$d_{6(kk)} = \frac{d_{1(kk)}}{d_{1(kk)}d_{3(kk)} - d_{2(kk)}^2} \quad (3.86)$$

Outro resultado importante é o vetor

$$W' \hat{\Sigma}^{-1} T = \begin{bmatrix} \underline{u} \\ \text{---} \\ \underline{v} \end{bmatrix} \quad (3.87)$$

onde os elementos de $\underline{u}$ e $\underline{v}$ são dados, respectivamente, por

$$u_{(k)} = \sum_{j=1}^3 s_{1j}^{(k)} T_{(j)}^{(k)}, \quad (k = 1, 2, \dots, m) \quad (3.88)$$

e

$$v_{(k)} = \sum_{i=2}^3 \sum_{j=1}^3 s_{ij}^{(k)} T_{(j)}^{(k)}, \quad (k = 1, 2, \dots, m), \quad (3.89)$$

onde $T_{(j)}^{(k)}$ representa o j -ésimo elemento do vetor T , correspondente à amostra k . Então, o estimador de mínimos qui-quadrados de Γ é dado por

$$\hat{\Gamma} = (W' \hat{\Sigma}^{-1} W)^{-1} W' \hat{\Sigma}^{-1} T. \quad (3.90)$$

Escrevendo

$$\hat{\Gamma} = \begin{bmatrix} \hat{\Gamma}_1 \\ \text{---} \\ \hat{\Gamma}_2 \end{bmatrix}, \quad (3.91)$$

tem-se

$$\hat{\Gamma}_{1(k)} = d_{4(kk)} \cdot u_{(k)} + d_{5(kk)} \cdot v_{(k)}, \quad (k = 1, 2, \dots, m) \quad (3.92)$$

e

$$\hat{\Gamma}_{2(k)} = d_{5(kk)} \cdot u_{(k)} + d_{6(kk)} \cdot v_{(k)}, \quad (k = 1, 2, \dots, m). \quad (3.93)$$

Para o modelo restrito, as matrizes $\hat{W}'\hat{\Sigma}^{-1}\hat{W}$ e $\hat{W}'\hat{\Sigma}^{-1}T$ são da

das por

$$\hat{W}'\hat{\Sigma}^{-1}\hat{W} = \begin{bmatrix} D_1 & \vdots & \underline{y} \\ \hline \underline{y}' & \vdots & c_1 \end{bmatrix}, \quad (3.94)$$

onde os elementos de D_1 são dados por (3.80), e os elementos de $\underline{y}$ e c_1 são dados por

$$y_{(k)} = d_{2(kk)}, \quad (k = 1, 2, \dots, m); \quad (3.95)$$

$$c_1 = \sum_{k=1}^m \sum_{i=2}^3 \sum_{j=2}^3 s_{ij}^{(k)}. \quad (3.96)$$

Além disto, o vetor $\hat{W}'\hat{\Sigma}^{-1}T$ também pode ser obtido diretamente por:

$$\hat{W}'\hat{\Sigma}^{-1}T = \begin{bmatrix} \underline{u} \\ \hline c_2 \end{bmatrix} \quad (3.97)$$

onde $\underline{u}$ é definido como em (3.88) e

$$c_2 = \sum_{k=1}^m \sum_{i=2}^3 \sum_{j=1}^3 s_{ij}^{(k)} T_{(j)}^{(k)}. \quad (3.98)$$

Assim, usando o processo de "absorção" na solução do sistema

$$(\hat{W}'\hat{\Sigma}^{-1}\hat{W})\hat{\Gamma} = \hat{W}'\hat{\Sigma}^{-1}T, \quad (3.99)$$

obtém-se

$$\hat{\Gamma}^* = \begin{bmatrix} \hat{m}_1 & \hat{m}_2 & \dots & \hat{m}_m & 1 \\ & & & & \hat{k}_c \\ & & & & 1 \end{bmatrix}, \quad (3.100)$$

onde

$$\hat{m}_k = \frac{1}{d_{1(kk)}} \left[u_{(k)} - y_{(k)} \hat{k}_c \right], \quad (k = 1, 2, \dots, m) \quad (3.101)$$

e

$$\hat{k}_c = \frac{c_2 - \sum_{k=1}^m \frac{u_{(k)} y_{(k)}}{d_{1(kk)}}}{c_1 - \sum_{k=1}^m \frac{y_{(k)}^2}{d_{1(kk)}}}. \quad (3.102)$$

Para estimar o parâmetro λ_2 da distribuição de Neyman Tipo A, as únicas alterações a serem feitas são no vetor ϵ , onde as funções η_0 , η_1 e α serão dadas por (3.50), (3.51) e (3.52), respectivamente, e na matriz de covariâncias que será dada por (3.54).

Este método foi aplicado para estimar os parâmetros da distribuição binomial negativa e Neyman Tipo A, de acordo com as hipóteses:

(i) Admitindo-se um k comum às variedades em cada local [BN(3)].

(ii) Admitindo-se um k comum aos locais, estimado para cada variedade [BN(4)].

(iii) Admitindo-se um λ_2 comum às variedades em cada local [NA(3)].

(iv) Admitindo-se um λ_2 comum aos locais, estimado para cada variedade [NA(4)].

Em todos os casos, a estimativa da matriz de covariâncias assintótica ($\hat{\Sigma}$) foi obtida substituindo-se, em Σ , os cumulantes populacionais (K_i), por suas estimativas ($\hat{K}_i$) não viesadas, dadas por FISHER (1970), apresentadas a seguir.

Assim, para uma amostra aleatória $X_1, X_2, \dots, X_n$, as estimativas dos primeiros 4 cumulantes são dadas por

$$\hat{K}_1 = \frac{1}{n} s_1, \quad (3.103)$$

$$\hat{K}_2 = \frac{1}{n-1} s_2, \quad (3.104)$$

$$\hat{K}_3 = \frac{n}{(n-1)(n-2)} s_3, \quad (3.105)$$

$$\hat{K}_4 = \frac{n}{(n-1)(n-2)(n-3)} \left[(n+1)s_4 - 3 \frac{(n-1)}{n} s_2^2 \right], \quad (3.106)$$

onde

$$s_1 = \sum_{i=1}^n x_i, \quad s_2 = \sum_{i=1}^n x_i^2, \quad s_3 = \sum_{i=1}^n x_i^3, \quad s_4 = \sum_{i=1}^n x_i^4$$

e

$$S_2 = s_2 - \frac{1}{n} s_1^2,$$

$$S_3 = s_3 - \frac{3}{n} s_1 s_2 + \frac{2}{n^2} s_1^3,$$

$$S_4 = s_4 - \frac{4}{n} s_1 s_3 + \frac{6}{n^2} s_1^2 s_2 - \frac{3}{n^3} s_1^4.$$

3.2.3. Teste de aderência para estudar o ajuste dos dados às várias distribuições

Um teste de aderência das observações amostrais, a uma distribuição de parâmetros desconhecidos, pode ser obtido através do valor observado da variável aleatória

$$X^2 = \sum_i (FO_i - FE_i)^2 / FE_i, \quad (3.107)$$

onde FO_i é a frequência observada na i -ésima classe e FE_i é a frequência esperada na i -ésima classe, computada a partir das estimativas dos parâmetros populacionais.

A variável aleatória X^2 tem distribuição assintoticamente qui-quadrado com $(c - n_p - 1)$ graus de liberdade, onde c é o número de classes dentro das quais os dados são agrupados e n_p é o número de parâmetros estimados na amostra.

No presente trabalho, este teste foi aplicado para estudar o ajuste dos dados à distribuição de Poisson, binomial negativa e Neyman Tipo A.

Para a distribuição de Poisson, considerou-se a estimativa de μ pela média amostral obtida para cada variedade em cada local.

Para a distribuição binomial negativa, foram consideradas as hipóteses BN(1), BN(2), BN(3), BN(4), já definidas anteriormente, e ainda a hipótese de que o parâmetro k seja igual à média amostral obtida para cada variedade em cada local [BN(5)].

Para a distribuição de Neyman Tipo A, foram consideradas as hipóteses NA(1), NA(2), NA(3), NA(4), já definidas anteriormente, e ainda

a hipótese de que o parâmetro λ_2 seja constante para as 20 variedades nos 9 locais e igual à unidade $[NA(5)]$.

3.2.4. Aplicações da distribuição de probabilidade dos dados

3.2.4.1. Transformações dos dados

Uma transformação é aplicada com o fim de possibilitar o uso, ao menos aproximado, de técnicas padrões associadas com variáveis normais contínuas, por exemplo, análise de variância ou de regressão. As vantagens deste processo residem no amplo conhecimento e na relativa facilidade com que estas técnicas podem ser aplicadas.

A escolha da transformação adequada para um conjunto de dados é facilitada quando se conhece a distribuição de probabilidade dos dados. Os efeitos das transformações têm sido estudados em muitos trabalhos, sendo que, especialmente sobre dados com distribuição binomial negativa, destacam-se os de BEALL (1942), ANSCOMBE (1948) e BLOM (1954).

Para verificar os efeitos de transformações na normalização dos dados e estabilização da variância dos números de internódios atacados com *Diatraea saccharalis* por colmo, foram obtidos as variâncias e os coeficientes de assimetria e curtose para as diversas transformações estudadas.

Todas as transformações analisadas são citadas em literatura para uso em contagens de insetos, sendo que quatro delas (Y_3 , Y_4 , Y_5 , Y_6), dependem do expoente k da distribuição binomial negativa.

As transformações estudadas foram

$$Y_1 = \sqrt{X}$$

$$Y_2 = \sqrt{X + \frac{1}{2}}$$

$$Y_3 = \ln \left(X + \frac{1}{2}k \right)$$

$$Y_4 = \text{arc sinh} \sqrt{\frac{X}{k}}$$

$$Y_5 = \text{arc sinh} \sqrt{\frac{X - 0,2}{k - 0,4}}$$

$$Y_6 = \text{arc sinh} \sqrt{\frac{X + 0,4}{k - 0,8}}$$

$$Y_7 = \ln (X + 1)$$

$$Y_8 = 2 \sqrt{X + \frac{3}{8}}$$

$$Y_9 = \sqrt{X} + \sqrt{X+1}$$

$$Y_{10} = \sqrt[3]{X}.$$

O coeficiente de assimetria de cada distribuição, foi determinado de acordo com SNEDECOR (1956), pela estatística

$$g_1 = \left[\frac{N \sum (x - \bar{x})^3}{(N-1)(N-2)} \right] / \left[\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{N-1} \right]^{3/2}. \quad (3.108)$$

O valor esperado para o correspondente coeficiente, em dados com distribuição normal, é nulo. Essa hipótese, em amostras grandes, pode ser testada com

$$Z = g_1 / s(g_1), \quad (3.109)$$

onde

$$s(g_1) = \left[\frac{6N(N-1)}{(N-2)(N+1)(N+3)} \right]^{1/2} ; \quad (3.110)$$

que tem distribuição aproximadamente normal padrão.

O coeficiente de curtose, de cada distribuição, foi determinado de acordo com SNEDECOR (1956), pela estatística

$$g_2 = \left\{ \frac{N(N+1)\Sigma(x-\bar{x})^4 - 3(N-1)[\Sigma(x-\bar{x})^2]^2}{(N-1)(N-2)(N-3)} \right\} / \left[\frac{\Sigma(x-\bar{x})^2}{N-1} \right]^2 . \quad (3.111)$$

O valor esperado para o correspondente coeficiente, em dados com distribuição normal, é nulo. Esta hipótese, em grandes amostras, pode ser testada com

$$Z = g_2 / s(g_2), \quad (3.112)$$

onde

$$s(g_2) = \left[\frac{24N(N-1)^2}{(N-3)(N-2)(N+3)(N+5)} \right]^{1/2}, \quad (3.113)$$

que tem distribuição aproximadamente normal padrão.

3.2.4.2. Análise dos dados não transformados, pelo método dos mínimos qui-quadrados

Quando se deseja comparar médias de distribuições binomiais negativas ou de outras distribuições discretas, o método da análise de variância é freqüentemente aplicado sob uma transformação das variáveis envolvidas.

A transformação é usada principalmente com o objetivo de estabilizar a variância residual, uma vez que tais dados são tipicamente heterocedásticos na escala original.

As desvantagens de se usar uma transformação, conforme HINZ e GURLAND (1968), são duas: - Não se pode esperar que a transformação sempre produza homocedasticidade, e além disto, se um modelo linear descreve adequadamente os dados na escala original, ele pode não ser apropriado para a escala transformada.

Para evitar estas desvantagens, empregam-se métodos, que não exigem transformações, entre os quais, os de HINZ e GURLAND (1968).

Este método se baseia nos estimadores de mínimos quadrados apresentados no item 3.2.2.3.

Para tornar mais simples a sua aplicação, será apresentado aqui na forma de um teste de hipóteses.

Em muitas situações práticas, as médias das distribuições podem ser expressas como uma combinação linear de $p \leq m$ outros parâmetros, onde m é o número de distribuições, dada por um modelo linear do tipo

$$\eta_0 = X\Gamma_0, \quad (3.114)$$

onde X é a matriz do delineamento ($m \times p$) com $r(X) = p$ e Γ_0 é o vetor de parâmetros.

Assim, é possível formular um teste de hipótese sobre alguns dos p parâmetros, que podem ser interpretados como efeitos principais ou interações, como na análise de variância usual.

Então, para reparametrizar as médias das distribuições, podemos escrever os vetores ϵ e T como em (3.62) e (3.63) e as matrizes $\hat{\Sigma}$ e

W como em (3.64) e (3.65), respectivamente, porém as matrizes $W_{(j)}$, ($j = 1, 2, \dots, m$) serão dadas por

$$W_{(j)} = \begin{bmatrix} X_{(j)} & | & \phi' \\ \hline \phi' & | & \mathbb{I}_{(j)} \\ \phi' & | & \mathbb{I}_{(j)} \end{bmatrix}, \quad (3.115)$$

onde $X_{(j)}$ representa a j -ésima linha da matriz do delineamento (X), e $\mathbb{I}_{(j)}$ e ϕ' são definidos como em (3.61).

Além disto, o vetor Γ será agora, dado por

$$\Gamma = \begin{bmatrix} \Gamma_0 \\ \hline \Gamma_1 \end{bmatrix}, \quad (3.116)$$

onde Γ_0 contém os parâmetros do modelo linear que representa a média de cada distribuição e Γ_1 contém os m outros parâmetros das distribuições.

Assim, para testar a hipótese

$$H_0: B'\epsilon = \underline{c}, \quad (3.117)$$

ou de modo equivalente

$$H_0: B'W\Gamma = \underline{c}, \quad (3.118)$$

onde as linhas de $B'W$ são linearmente independentes e $\underline{c}$ é um vetor de constantes, deve-se minimizar

$$Z(\epsilon) = (T - \epsilon)' \hat{\Sigma}^{-1} (T - \epsilon)$$

sujeita à restrição da hipótese (3.117).

Deste modo, um teste para a hipótese (3.117) pode ser obtido através da estatística

$$X_H^2 = \left[B'W\hat{\Gamma} - \underline{c} \right]' \left[B'W(W'\hat{\Sigma}^{-1}W)^{-1}W'B \right]^{-1} \left[B'W\hat{\Gamma} - \underline{c} \right], \quad (3.119)$$

que pode ser comparada com o valor do qui-quadrado com $p_0 = r(B'W)$ graus de liberdade. Aqui, $\hat{\Gamma}$ é o estimador de Γ no modelo irrestrito, que pode ser obtido por (3.39).

Então, por analogia à teoria da análise de variância, pode-se montar uma análise de qui-quadrado, apresentada na Tabela 3.

TABELA 3 - Análise de X^2 para testar uma hipótese do tipo $H_0: B'W\Gamma = \underline{c}$.

Efeitos	G.L.	X^2
Modelo reduzido	$m + p - p_0$	$X_{M*}^2 = X_M^2 - X_H^2$
Hipótese $H_0: B'W\Gamma = \underline{c}$	p_0	$X_H^2 = (3.119)$
(Modelo completo)	$(m + p)$	$X_M^2 = X_T^2 - X_R^2$
Resíduo	$2m - p$	$X_R^2 = (T - \hat{\epsilon})' \hat{\Sigma}^{-1} (T - \hat{\epsilon})$
Total	$3m$	$X_T^2 = T' \hat{\Sigma}^{-1} T$

Esta análise, além de fornecer um teste para a hipótese (3.118), permite também estudar o ajuste dos dados à distribuição estudada. Note que a hipótese (3.70) é um caso particular de (3.118) e, portanto, um teste para homogeneidade de k pode também ser obtido através de

(3.119), porém, para este caso particular, o teste apresentado pela Tabela 2 parece ser mais simples em termos computacionais.

Também, neste caso, as matrizes $W' \hat{\Sigma}^{-1} W$ e $W' \hat{\Sigma}^{-1} T$ podem ser obtidas diretamente. Assim, a matriz $W' \hat{\Sigma}^{-1} W$ pode ser obtida por

$$W' \hat{\Sigma}^{-1} W = \begin{matrix} & \begin{matrix} P & | & Q \\ p \times p & & p \times m \end{matrix} \\ \begin{matrix} (m+p) \end{matrix} & \left[\begin{array}{c|c} \hline & \\ \hline Q' & D_3 \\ m \times p & m \times m \end{array} \right] & \begin{matrix} \\ (m+p) \end{matrix} \end{matrix} \quad (3.120)$$

Representando os elementos da inversa da matriz de covariâncias da amostra k como em (3.79), os elementos da matriz D_3 são dados por (3.82), e os elementos das matrizes P e Q são dados, respectivamente, por

$$p_{ij} = \sum_{k=1}^m x_{ki} s_{11}^{(k)} x_{kj}, \quad (i = 1, 2, \dots, p; j = 1, 2, \dots, p), \quad (3.121)$$

$$e \quad q_{ik} = \sum_{j=2}^3 x_{ki} s_{1j}^{(k)}, \quad (i = 1, 2, \dots, p; k = 1, 2, \dots, m), \quad (3.122)$$

onde x_{ki} representa o elemento da k -ésima linha e j -ésima coluna da matriz X .

E o vetor $W' \hat{\Sigma}^{-1} T$ pode ser obtido por

$$W' \hat{\Sigma}^{-1} T = \begin{matrix} & \begin{matrix} \underline{z} \\ p \times 1 \end{matrix} \\ \begin{matrix} (m+p) \end{matrix} & \left[\begin{array}{c|c} \hline & \\ \hline \underline{y} & \\ m \times 1 & \end{array} \right] & \begin{matrix} \\ 1 \end{matrix} \end{matrix}, \quad (3.123)$$

onde os elementos de $\underline{y}$ são dados por (3.89), e os elementos de $\underline{z}$ são dados por

$$z_{(i)} = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^3 x_{ki} s_{1j}^{(k)} T_{(j)}^{(k)}, \quad (i = 1, 2, \dots, p). \quad (3.124)$$

Note que os resultados obtidos em (3.78) e (3.87) são casos particulares de (3.120) e (3.123), respectivamente, onde a matriz X é uma matriz identidade de ordem m .

3.2.4.3. Amostragem seqüencial

3.2.4.3.1. Teste seqüencial da razão de verossimilhança (TSRV)

Além da importância na escolha de métodos adequados de análise estatística, o conhecimento da distribuição de probabilidade dos dados, permite ainda a aplicação do TSRV, permitindo testar, com o menor número esperado de amostras, as hipóteses $H_0: m = m_0$ vs. $H_1: m = m_1$, onde m representa médias e $m_1 > m_0$.

Do ponto de vista entomológico, no TSRV, a rejeição de H_0 (aceitação de H_1) pode indicar a necessidade de aplicação de métodos de controle dos insetos, e a aceitação de H_0 , a não aplicação, tal como é feito por ALLEN *et alii* (1972).

Em particular, para o caso da distribuição binomial negativa, com um k comum e uma média m , as fórmulas para aplicação do TSRV, para testar $H_0: m = m_0$ vs. $H_1: m = m_1$, com $m_1 > m_0$, são apresentadas a seguir. A dedução é baseada nos conceitos originalmente desenvolvidos por WALD (1945).

Sejam

$S = \sum r =$ soma das contagens,

$N = 1, 2, \dots, N^* =$ tamanho da amostra,

$$p_0 = m_0/k_c,$$

$$p_1 = m_1/k_c,$$

$$q_0 = 1 + p_0,$$

$$q_1 = 1 + p_1,$$

α = probabilidade do erro tipo I

(probabilidade de se aceitar m_1 , quando m_0 é verdadeira),

β = probabilidade do erro tipo II

(probabilidade de se aceitar m_0 , quando m_1 é verdadeira),

$$a = k_c \log(q_1/q_0) / \log(p_1 q_0 / p_0 q_1), \quad (3.125)$$

$$b_0 = \log[\beta/(1-\alpha)] / \log(p_1 q_0 / p_0 q_1), \quad (3.126)$$

$$b_1 = \log[(1-\beta)/\alpha] / \log(p_1 q_0 / p_0 q_1). \quad (3.127)$$

O teste consiste em:

a) Rejeitar H_0 (aceitar H_1) se existir um tamanho de amostra N^* , tal que

$$(aN + b_0) < \Sigma r < (aN + b_1),$$

para $N = 1, 2, \dots, N^* - 1$, e

$$\Sigma r \geq (aN^* + b_1).$$

b) Aceitar H_0 se existir um tamanho de amostra N^* , tal que

$$(aN + b_0) < \Sigma r < (aN + b_1),$$

para $N = 1, 2, \dots, N^* - 1$, e

$$\Sigma r \leq (aN^* + b_0).$$

Em resumo, tomando-se um sistema ortogonal de dois eixos e plotando-se S nas ordenadas e N nas abscissas, continua-se amostrando sucessivamente até que o valor de S situe-se acima ou sobre a reta $(aN^* + b_1)$, quando rejeita-se H_0 ; abaixo ou sobre a reta $(aN^* + b_0)$, quando aceita-se H_0 .

Além das retas obtidas, é conveniente expressar a curva característica de operação, denotada por $CO(m)$, que fornece a probabilidade de aceitar H_0 em função da média $\underline{m}$, para valores pré-estabelecidos de $\underline{\alpha}$ e $\underline{\beta}$. Na dedução, WALD (1945) emprega uma variável auxiliar $\underline{h}$ que depende de $\underline{m}$, resultando:

$$CO(m) = \frac{[(1 - \beta)/\alpha]^h - 1}{[(1 - \beta)/\alpha]^h - [\beta/(1 - \alpha)]^h}, \quad h \neq 0; \quad (3.128)$$

$$CO(m) = \frac{\ln[(1 - \beta)/\alpha]}{\ln[(1 - \beta)/\alpha] - \ln[\beta/(1 - \alpha)]}, \quad h = 0, \quad m = a. \quad (3.129)$$

Nas distribuições binomiais negativas com k comum, a relação entre $\underline{h}$ e $\underline{m}$ é dada por

$$(m/k_c) = \left[1 - (q_0/q_1)^h \right] / \left\{ \left[(p_1 q_0)/(p_0 q_1) \right]^h - 1 \right\}, \quad h \neq 0. \quad (3.130)$$

Esta relação permite expressar $CO(m)$ em função de $\underline{m}$, arbitrando $\underline{h}$.

Uma outra função importante é a que fornece o tamanho médio esperado para a amostra, para a decisão sobre aceitação ou rejeição de H_0 . É denotada por $E(N)$ e depende de $\underline{m}$, através da expressão

$$E(N) = \frac{b_1 + (b_0 - b_1) CO(m)}{m - a}, \quad h \neq 0. \quad (3.131)$$

Esta função permite expressar o número esperado de amostras como função de m . Por outro lado, se na prática pretende-se fixar o tamanho da amostra, recomenda-se o máximo valor esperado para $E(N)$, no TSRV correspondente.

Este teste foi usado para a construção de um plano de amostragem seqüencial para *Diatraea saccharalis* na cultura da cana-de-açúcar, admitindo a distribuição binomial negativa com um k comum para a praga nas várias situações ambientais.

3.2.4.3.2. Plano de contagem seqüencial

Este é um método apresentado por KUNO (1969) e citado anteriormente por ANSCOMBE (1949 b), que difere da amostragem seqüencial tradicional, por fornecer uma estimativa da média populacional com um coeficiente de variação fixo.

Uma descrição do método, bem como da nomenclatura utilizada, é feita a seguir.

Sejam

m = uma estimativa da média populacional,

S_m = erro padrão da média,

S^2 = estimativa da variância populacional,

n = número de amostras tomadas,

T_n = total obtido em n amostras,

C = coeficiente de variação da média.

Então,

$$C = \frac{S_m}{m}, \quad (3.132)$$

$$S_m = \sqrt{\frac{S^2}{n}}, \quad (3.133)$$

$$m = \frac{T_n}{n}. \quad (3.134)$$

Portanto,

$$C = \sqrt{\frac{nS^2}{T_n^2}}. \quad (3.135)$$

É desejável que esta equação seja solucionada para T_n como uma função de n . Assim, tem-se

$$T_n = \sqrt{\frac{nS^2}{C^2}}. \quad (3.136)$$

KUNO (1969) e ANSCOMBE (1949 b) sugerem que a variância amostral seja expressa como uma função da média e, no presente trabalho, para os números de internódios atacados com *Diatraea saccharalis* por colmo, verificou-se que uma boa aproximação seria tomar a variância como duas vezes a média, ou seja:

$$S^2 = 2m. \quad (3.137)$$

E, então,

$$C = \sqrt{\frac{n \cdot 2m}{T_n^2}}. \quad (3.138)$$

Resolvendo para T_n , obtemos

$$T_n = \frac{2}{C^2} . \quad (3.139)$$

Esta equação representa o número total de internódios atacados em n amostras que fornece um valor desejável para o coeficiente de variação da média (C), e é normalmente chamada de "STOP LINE" (linha limite), pois o amostrador pode parar a amostragem quando o valor de T_n for igualado ou superado.

Outra curva de interesse é a que fornece o número médio esperado de amostras como função da média.

Dividindo a equação (3.136) por n , e expressando n como função de m , obtemos:

$$n = \frac{S^2}{C^2 m^2} . \quad (3.140)$$

No caso em estudo, tomando $S^2 = 2m$, temos

$$n = \frac{2}{C^2 m} . \quad (3.141)$$

Esta equação permite ao amostrador, determinar qual o número necessário de amostras, para uma dada média, que fornece um coeficiente de variação de interesse.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os métodos anteriormente apresentados foram aplicados aos dados apresentados no item 3.1, procurando encontrar uma distribuição de probabilidade que descreva ao menos aproximadamente a distribuição espacial do número de internódios atacados por *Diatraea saccharalis* em cana-de-açúcar, com o fim de indicar métodos adequados de análise estatística e amostragem.

Os resultados obtidos, assim como uma breve discussão dos mesmos, são apresentados a seguir.

4.1. Estudo do ajuste dos números de internódios perfurados por *Diatraea saccharalis* por colmo, a distribuições binomiais negativas com expoente k comum

Para estudar o ajuste dos dados a distribuições binomiais negativas com k comum e, objetivando comparar métodos de estimação do k comum, foram obtidas estimativas de k_c pelos métodos da regressão ponderada de BLISS e OWEN (1958) e dos mínimos qui-quadrados de HINZ e CURLAND (1967

e 1968) apresentados nos itens 3.2.2.1 e 3.2.2.3, respectivamente. As estimativas foram obtidas considerando o expoente k comum às variedades (estimado para cada local) ou comum aos locais (estimado para cada variedade).

4.1.1. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente k comum às variedades, estimado para cada local, pelo método da regressão ponderada

Um resumo dos resultados obtidos para estimação e teste de homogeneidade de k_c é apresentado no Quadro 1.

Através destes resultados, verifica-se que os valores de χ^2 foram significativos para 8 dos 9 locais estudados, o que indica restrições à homogeneidade de k nas variedades estudadas.

Os valores de F para a inclinação $1/k$ foram significativos para todos os ensaios, indicando uma certa tendência de ajuste à distribuição binomial negativa, porém, os valores de F para a intersecção foram significativos para 7 dos 9 locais, indicando uma falta de homogeneidade dos valores de k nestes locais.

Observa-se, ainda, que os ensaios de cana-planta apresentaram os valores de k_c maiores que os ensaios de soca e estes, por sua vez, maiores que os de ressoca. Uma hipótese que poderia explicar estes resultados seria o fato de que a praga possui uma infestação maior em cana-planta, de modo que esta superinfestação tornaria o ataque mais uniforme, ao passo que em soca e ressoca, devido à ação dos inimigos naturais, a infestação torna-se menor e mais dispersa.

QUADRO 1 - Estimativas e testes de homogeneidade do k comum às variedades, estimado em cada local, pelo método da regressão ponderada.

Local	$\bar{m}$	k' (inicial)	k _c	χ^2	G.L. do χ^2	Teste F		Limites de confiança P/k	
						Inclinação	Intersecção	L.I.	L.S.
Jaboticabal CP - (1975)	1,3013	2,4230	2,4112	15,85 ^{NS}	17	98,55**	0,02 ^{NS}	2,0119	3,0083
Guariba CP - (1975)	1,9821	2,4015	2,1271	37,44**	16	109,42**	18,29**	NP	NP
Guariba Soca - (1977)	1,5253	1,3198	1,1939	27,63*	16	101,47**	6,13*	NP	NP
Guariba CP - (1977)	3,9156	4,4928	4,3217	40,68**	18	73,16**	1,43 ^{NS}	3,7442	5,1099
Piracicaba CP - (1975)	1,0454	1,5780	1,4219	35,48**	18	86,81**	8,23*	NP	NP
Piracicaba Soca - (1976)	1,5433	1,1924	1,1060	29,75*	18	178,70**	8,96**	NP	NP
Piracicaba Ressoca - (1977)	1,2979	0,9389	0,8215	36,15**	18	151,83**	11,60**	NP	NP
Piracicaba Soca - (1977)	1,5784	1,1707	0,9793	30,76**	17	187,90**	22,60**	NP	NP
Piracicaba CP - (1977)	2,4358	2,4427	2,2338	32,61**	16	129,89**	13,71**	NP	NP

NS - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade

** - Significativo ao nível de 1% de probabilidade

NP - Determinação não permitida por falta de constância do k_c

Para reforçar esta hipótese, fez-se uma análise de regressão linear entre a média de infestação e o valor de k_c estimado para cada local, cujos resultados são apresentados na Figura 1.

FIGURA 1 - Regressão linear entre $\hat{m}$ e k_c , estimados para cada local.

Através destes resultados, verifica-se que existe uma correlação linear positiva e significativa entre as médias de infestação e os valores de k_c para cada local. Além disto, o coeficiente linear da reta não difere de zero, e o coeficiente angular não difere estatisticamente de 1,0, indicando que o valor de k_c estimado é aproximadamente igual à média de infestação em cada local.

4.1.2. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente k comum às variedades, estimado para cada local, pelo método dos mínimos qui-quadrados

O Quadro 2 apresenta as estimativas de k_c , assim como os testes para ajuste dos dados às distribuições binomiais negativas com o expoente k comum às variedades.

Através destes resultados, verifica-se que o valor da estatística $Q\%$, que representa a porcentagem do Qui-quadrado total explicada pelo modelo (binomial negativa com k comum), foi em média, igual a 96,61%, indicando que os dados ajustam-se razoavelmente a esta distribuição. Por outro lado, o valor do X^2_{R*} , que representa a falta de ajuste do modelo, foi significativo para todos os locais, embora bastante pequenos em relação ao qui-quadrado total (X^2_T).

Além disto, verifica-se que o valor do X^2_U foi não significativo para 3 dos 9 locais, indicando que o valor de k_c pode ser considerado homogêneo nestes locais.

Assim, pode-se concluir que, de um modo geral, os dados ajustam-se razoavelmente às distribuições binomiais negativas com expoente k comum às variedades, embora existam certas restrições ao ajuste.

Este resultado concorda com aquele obtido pelo método da regressão ponderada, porém, as estimativas do k_c foram bastante inferiores às obtidas por aquele método.

QUADRO 2 - Testes para ajuste à distribuição binomial negativa com k comum e para a homogeneidade do k comum às variedades, estimado para cada local, pelo método dos mínimos qui-quadrados.

Local	Teste de ajuste à distribuição binomial negativa com k_c					Teste de homogeneidade do k_c						
	X^2_T	(GL)	$X^2_{M^*}$	(GL)	Q%	$X^2_{R^*}$	(GL)	NMS($X^2_{R^*}$)	k_c	X^2_U	(GL)	NMS(X^2_U)
Jaboticabal CP - (1975)	2495,50	(57)	2443,05	(20)	97,90	52,4463	(37)	0,0476	1,2579	14,4690	(18)	0,6980
Guariba CP - (1976)	2349,64	(54)	2278,74	(19)	96,98	70,9012	(35)	0,0003	0,8859	28,4246	(17)	0,0402
Guariba Soca - (1977)	1975,76	(54)	1907,76	(19)	96,56	67,9941	(35)	0,0007	0,6637	23,3708	(17)	0,1376
Guariba CP - (1977)	5099,91	(60)	5024,00	(21)	98,51	75,9067	(39)	0,0004	1,9019	33,6457	(19)	0,0202
Piracicaba CP - (1975)	2319,68	(60)	2242,67	(21)	96,68	77,0130	(39)	0,0003	0,6676	22,6012	(19)	0,2554
Piracicaba Soca - (1976)	2602,09	(60)	2503,04	(21)	96,19	99,0448	(39)	$< 10^{-4}$	0,6288	29,7069	(19)	0,0557
Piracicaba Ressoca - (1977)	2830,56	(60)	2698,56	(21)	95,34	132,0025	(39)	$< 10^{-4}$	0,4309	52,4450	(19)	$< 10^{-4}$
Piracicaba Soca - (1977)	2199,50	(57)	2073,46	(20)	94,27	126,0357	(37)	$< 10^{-4}$	0,4535	61,7370	(18)	$< 10^{-4}$
Piracicaba CP - (1977)	2909,76	(54)	2824,99	(19)	97,09	84,7744	(35)	$< 10^{-4}$	0,9297	32,7349	(17)	$< 10^{-4}$

X_T^2 = Qui-quadrado total

X_{M*}^2 = Parcela do qui-quadrado total, correspondente ao "modelo" - binomial negativa com k comum

Q% = Porcentagem do qui-quadrado total, correspondente ao "modelo"

X_{R*}^2 = Qui-quadrado residual (falta de ajuste do modelo)

X_U^2 = Teste para a hipótese $H_0: k_i = k_c, i = 1, 2, \dots, m$

NMS(.) = Nível mínimo de significância do qui-quadrado (.)

GL = Graus de liberdade do qui-quadrado

4.1.3. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente k comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método da regressão ponderada

Um resumo dos resultados obtidos é apresentado no Quadro 3.

Através destes resultados, verifica-se que os valores de X^2 foram significativos para 19 das 20 variedades estudadas, o que indica restrições à homogeneidade de k_c .

Por outro lado, os valores de F para a inclinação $1/k$ foram significativos para todas as variedades, e os valores de F para a intersecção calculada "versus" zero, foram não significativas para 15 das 20 variedades estudadas, indicando uma tendência de ajuste às distribuições binomiais negativas com o k_c estimado nestas 15 variedades.

Com base nos resultados obtidos anteriormente, e visando um melhor ajuste dos dados a estas distribuições, eliminou-se o Local 4 - Guariaba, CP -(1977), uma vez que este ensaio apresentou uma alta infestação, e realizaram-se novos testes para homogeneidade de k nos 8 ensaios restantes, cujos resultados são apresentados no Quadro 4.

Neste quadro, verifica-se uma considerável diminuição no valor de X^2 , sendo que em 7 variedades este se tornou não significativo, indicando que, nestas variedades, foram eliminadas as restrições à constância do valor k_c estimado.

Verifica-se ainda que os valores de F para a inclinação $1/k$ continuaram altamente significativas para todas as variedades, enquanto que os valores de F para a intersecção diminuíram consideravelmente, tornando-se não significativos para 18 das 20 variedades.

QUADRO 3 - Estimativas e testes de homogeneidade do k comum aos locais, estimado para cada variedade de, pelo método da regressão ponderada.

Variedade	$\bar{m}$	k' (inicial)	k_c	χ^2	G.L. do χ^2	Teste F		Limites de confiança P/k	
						Inclinação	Intersecção	L.I.	L.S.
1- CB 36-24	2,2190	2,0167	1,6468	11,54 ^{NS}	6	113,85**	11,08*	NP	NP
2- CB 38-22	2,0369	2,6170	2,0792	18,71**	6	36,53**	5,47 ^{NS}	1,3542	4,4750
3- CB 40-69	1,9376	2,0752	1,4003	55,75**	7	13,52*	2,89 ^{NS}	0,8125	5,0616
4- CB 41-14	1,5619	1,4452	1,2662	19,84**	6	32,11**	4,59 ^{NS}	0,8185	2,7944
5- CB 41-15	1,1778	1,3825	0,9751	10,21*	4	15,33*	0,73 ^{NS}	0,5784	3,1042
6- CB 41-76	1,6914	2,2582	1,3642	49,66**	7	20,09**	7,72*	NP	NP
7- CB 45-155	1,2355	1,8031	1,4866	16,80*	7	30,14**	3,37 ^{NS}	0,9927	2,9585
8- CB 46-25	2,0667	2,6372	1,5795	56,62**	7	15,89**	4,81 ^{NS}	0,9100	5,9780
9- CB 56-171	1,7269	1,6675	1,0744	39,14**	7	50,57**	17,79**	NP	NP
10- Co 413	1,9000	2,7125	2,2158	14,26*	5	16,68*	0,55 ^{NS}	1,3843	5,5483
11- Co 740	2,1613	2,8205	1,8659	30,46**	7	30,90**	5,98 ^{NS}	1,1994	4,2001
12- IAC 48/65	1,2032	1,6467	1,1462	26,72**	7	27,41**	6,19*	NP	NP
13- IAC 49/131	1,1108	2,7437	1,7966	35,53**	7	11,35*	3,69 ^{NS}	0,9848	10,2807
14- IAC 50/134	1,4462	2,0562	1,4264	31,21**	7	23,38**	5,55 ^{NS}	0,8768	3,8226
15- IAC 51/204	1,8505	1,8634	1,3716	27,79**	7	18,38**	0,22 ^{NS}	0,9030	2,8512
16- IAC 51/205	1,8226	1,7331	1,3429	19,07**	7	38,52**	2,92 ^{NS}	0,9396	2,3533
17- IAC 52/150	2,2817	3,7444	2,8219	30,77**	7	106,24**	44,00**	NP	NP
18- IAC 52/326	1,8602	2,2990	1,6327	32,14**	7	25,23**	4,69 ^{NS}	1,0329	3,8937
19- IAC 58/480	2,0720	2,3760	2,1229	14,17*	7	53,69**	4,31 ^{NS}	1,5263	3,4852
20- NA 56/62	2,0022	2,2965	1,7010	28,84**	7	18,61**	0,79 ^{NS}	1,1056	3,6862

NS - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade

** - Significativo ao nível de 1% de probabilidade

NP - Determinação não permitida por falta de constância do k_c

QUADRO 4 - Estimativas e testes de homogeneidade do k comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método da regressão ponderada, eliminando-se o Local 4 - Guariba, CP - (1977).

Variedade	k' (inicial)	k _c	χ^2	G.L. do χ^2	Teste F		Limites de confiança P/k	
					Inclinação	Interseção	L.I.	L.S.
1- CB 36-24	1,6340	1,4695	5,05 ^{NS}	5	146,38**	6,32 ^{NS}	1,1938	1,9131
2- CB 38-22	1,8068	1,7823	10,28 ^{NS}	5	32,20**	1,82 ^{NS}	1,4148	2,4076
3- CB 40-69	1,6312	1,2323	40,12**	6	11,94**	1,45 ^{NS}	0,7102	4,6508
4- CB 41-14	1,2110	1,1684	16,22**	5	24,19**	3,11 ^{NS}	0,7198	3,0998
5- CB 41-15	0,7889	0,7848	2,83 ^{NS}	3	25,06*	0,16 ^{NS}	0,5848	1,1925
6- CB 41-76	1,6289	1,1465	32,51**	6	18,37**	4,56 ^{NS}	0,6660	4,1177
7- CB 45-155	1,4174	1,3204	11,86 ^{NS}	6	24,98**	1,38 ^{NS}	1,0254	1,8537
8- CB 46-25	1,4980	1,2767	29,34**	6	19,10**	2,55 ^{NS}	0,7838	3,4390
9- CB 56-171	1,1816	0,9306	24,73**	6	45,31**	10,63*	NP	NP
10- Co 413	2,1466	1,9278	8,79 ^{NS}	4	15,30*	0,01 ^{NS}	1,4909	2,7267
11- Co 740	1,8392	1,5623	16,46*	6	36,91**	3,85 ^{NS}	1,0488	3,0615
12- IAC 48/65	1,0993	0,9593	14,37*	6	30,25**	3,27 ^{NS}	0,6299	2,0107
13- IAC 49/131	1,6188	1,3247	15,65*	6	19,05**	2,43 ^{NS}	0,8153	3,5310
14- IAC 51/134	1,2843	1,1790	17,03*	6	23,22**	2,14 ^{NS}	0,7583	2,6479
15- IAC 51/204	1,1987	1,1629	12,06 ^{NS}	6	31,85**	0,30 ^{NS}	0,9453	1,5105
16- IAC 51/205	1,2657	1,1797	9,65 ^{NS}	6	41,22**	0,52 ^{NS}	0,9584	1,5338
17- IAC 52/150	3,0209	2,4472	21,79**	6	94,25**	29,60**	NP	NP
18- IAC 52/326	1,6360	1,3957	18,91**	6	26,02**	2,34 ^{NS}	0,9116	2,9763
19- IAC 58/480	2,3703	2,0807	13,66*	6	40,01**	3,53 ^{NS}	1,4233	3,8665
20- NA 56/62	1,5962	1,4856	18,20**	6	18,88**	0,003 ^{NS}	0,9807	3,0625

NS - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade

** - Significativo ao nível de 1% de probabilidade

NP - Determinação não permitida por falta de constância do k_c

Através destes resultados, pode-se concluir que os dados ajustam-se razoavelmente a distribuições binomiais negativas com k comum para cada variedade.

Observa-se ainda, que os valores de k_c não diferem muito de uma variedade para outra, sugerindo a existência de um k comum às 20 variedades.

Para comprovar, mais uma vez o efeito da média de infestação nos valores de k , realizou-se uma análise de regressão linear entre as médias de infestação por variedade e os valores de k_c apresentados no Quadro 3, cujos resultados são apresentados na Figura 2.

Através destes resultados, observa-se mais uma vez, uma correlação positiva e significativa entre as médias e os valores de k_c .

Confirmando os resultados obtidos na Figura 1, verifica-se também que o coeficiente angular da reta não difere estatisticamente de 1, enquanto que o coeficiente linear não difere de zero. A seguir, aplicou-se um teste F para coincidência das retas da Figura 1 e Figura 2, e obteve-se um valor de F não significativo, indicando que as duas retas podem ser consideradas coincidentes. Assim, obteve-se uma regressão linear entre $\hat{m}$ e k_c estimados para cada variedade e cada local, apresentada na Figura 3.

Observa-se, então, que o valor do k comum pode ser considerado igual à média amostral em cada local ou em cada variedade.

FIGURA 2 - Regressão linear entre $\hat{m}$ e k_c , estimados para cada variedade.

FIGURA 3 - Regressão linear entre $\hat{m}$ e k_c , estimados para cada variedade e cada local.

4.1.4. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente k comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método dos mínimos qui-quadrados

Os resultados obtidos para estimação e teste da homogeneidade de do k comum aos locais, pelo método dos mínimos qui-quadrados são apresentados no Quadro 5.

Através destes resultados, verifica-se que o modelo, binomial negativa com k comum aos locais, explica em média 96,31% do qui-quadrado total, indicando um bom ajuste dos dados a esta distribuição. Por outro lado, os valores dos X^2_{R*} foram significativos, embora pequenos em relação ao X^2_T , indicando que o ajuste dos dados às distribuições binomiais negativas com k comum aos locais não é perfeito.

Além disto, os valores dos X^2_U foram não significativos para 7 das 20 variedades, indicando que, nestas variedades, a falta de ajuste do modelo não é devida ao k comum.

Os resultados aqui obtidos concordam razoavelmente com aqueles obtidos pelo método da regressão ponderada, porém, as estimativas do k_c foram sempre inferiores às obtidas por aquele método.

4.1.5. Ajuste dos dados à distribuição binomial negativa com expoente k comum às 20 variedades nos 9 locais, estimado pelo método da regressão ponderada

Para verificar a possibilidade de ajuste dos números de internódios atacados com *Diatraea saccharalis* por colmo, em cultura de ca

QUADRO 5 - Testes para ajuste à distribuição binomial negativa com k comum e para homogeneidade do k comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método dos mínimos qui-quadrados.

Variedade	Teste de ajuste à distribuição binomial negativa com k_c					Teste de homogeneidade do k_c				
	X^2_T	(GL)	X^2_{M*}	(GL)	Q%	X^2_{R*}	(GL)	NMS(X^2_{R*})	k_c	X^2_U (GL) NMS(X^2_U)
1- CB 36-24	1393,79	(24)	1357,95	(9)	97,43	35,8454	(15)	0,0019	0,9274	8,8925 (7) 0,2605
2- CB 38-22	1340,88	(24)	1302,42	(9)	97,13	38,4571	(15)	0,0008	0,8595	13,3928 (7) 0,0631
3- CB 40-69	1085,13	(27)	1038,40	(10)	95,69	46,7248	(17)	0,0001	0,5117	29,9750 (8) 0,0002
4- CB 41-14	1038,04	(24)	998,54	(9)	96,19	39,4990	(15)	0,0005	0,5926	15,3982 (7) 0,0312
5- CB 41-15	573,75	(18)	547,09	(7)	95,35	26,6599	(11)	0,0052	0,5378	9,4300 (5) 0,0931
6- CB 41-76	1092,23	(27)	1035,54	(10)	94,81	56,6920	(17)	$< 10^{-4}$	0,4692	35,6270 (8) $< 10^{-4}$
7- CB 45-155	1161,21	(27)	1116,07	(10)	96,11	45,1402	(17)	0,0002	0,5991	18,4423 (8) 0,0181
8- CB 46-25	1570,13	(27)	1508,49	(10)	96,07	61,6404	(17)	$< 10^{-4}$	0,4969	33,5513 (8) $< 10^{-4}$
9- CB 56-171	1282,88	(27)	1202,49	(10)	93,73	80,3867	(17)	$< 10^{-4}$	0,3688	49,5106 (8) $< 10^{-4}$
10- Co 413	972,36	(21)	950,16	(8)	97,72	22,2001	(13)	0,0523	1,1495	9,0369 (6) 0,1715
11- Co 740	1429,32	(27)	1374,32	(10)	96,15	55,0082	(17)	$< 10^{-4}$	0,6354	26,6203 (8) 0,0008
12- IAC 48/65	1093,39	(27)	1048,53	(10)	95,90	44,8630	(17)	$< 10^{-4}$	0,5011	20,9523 (8) 0,0073
13- IAC 49/131	1171,44	(27)	1137,87	(10)	97,13	33,5668	(17)	0,0095	0,4485	13,8381 (8) 0,0861
14- IAC 50/134	1056,67	(27)	1010,17	(10)	95,60	46,4981	(17)	0,0001	0,4743	20,2407 (8) 0,0095
15- IAC 51/204	1257,50	(27)	1221,11	(10)	97,11	36,3905	(17)	0,0041	0,6263	12,5328 (8) 0,1290
16- IAC 51/205	1380,47	(27)	1325,91	(10)	96,05	54,5622	(17)	$< 10^{-4}$	0,6142	19,8449 (8) 0,0109
17- IAC 52/150	1632,79	(27)	1589,15	(10)	97,33	43,6459	(17)	0,0004	0,8717	24,9870 (8) 0,0016
18- IAC 52/326	1511,26	(27)	1464,42	(10)	96,90	46,8416	(17)	0,0001	0,6398	20,7211 (8) 0,0079
19- IAC 58/480	1414,36	(27)	1370,71	(10)	96,91	43,6509	(17)	0,0004	0,9176	17,2585 (8) 0,0275
20- NA 56/62	1403,55	(27)	1360,49	(10)	96,93	43,0585	(17)	0,0004	0,6855	13,2046 (8) 0,1050

X^2_T = Qui-quadrado total

X^2_{M*} = Parcela do qui-quadrado total, correspondente ao "modelo" - binomial negativa com k comum

Q% = Porcentagem do qui-quadrado total, correspondente ao "modelo"

X^2_{R*} = Qui-quadrado residual (falta de ajuste do modelo)

X^2_U = Teste para a hipótese $H_0: k_i = k_c, i = 1, 2, \dots, m$

NMS (.) = Nível mínimo de significância do qui-quadrado (.)

GL = Graus de liberdade do qui-quadrado

na-de-açúcar, a uma família de distribuições binomiais negativas com médias m_i estimadas por variedade em cada local e um único k comum às 20 variedades nos 9 locais, obteve-se uma estimativa do k comum pelo método da regressão ponderada, apresentada no Quadro 6.

QUADRO 6 - Estimativa e testes para homogeneidade de k às 20 variedades nos 9 locais, pelo método da regressão ponderada.

k' (inicial)	k_c	Teste para homogeneidade do k_c	
		G.L.	χ^2
2,2110	1,5790	170	679,9526**

Análise de variância para ajuste à distribuição
binomial negativa com k comum

Efeito	G.L.	Q.M.	F
Inclinação (1/k)	1	1391,2361	492,81**
Intercepto vs. zero	1	202,8580	71,86**
Erro	169	2,8230	-

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

Através destes resultados, verifica-se que o valor do χ^2 foi significativo, indicando restrições à homogeneidade do k nas 172 amostras estudadas.

O valor de F para a inclinação 1/k foi altamente significativo, indicando um ajuste razoável dos dados à distribuição binomial nega

tiva com k comum, porém, o valor de F para o "intercepto" foi também significativo, indicando variações nos valores de k .

Então, pode-se concluir que, globalmente, a hipótese de existência de um k comum para a praga na cultura de cana-de-açúcar nas diferentes condições deve ser rejeitada, embora exista uma certa tendência de ajuste dos dados a estas distribuições.

4.2. Estudo do ajuste dos números de internódios atacados com *Diatraea saccharalis* por colmo, a distribuições de Neyman Tipo A com λ_2 comum

Procurando obter uma distribuição que melhor se ajuste aos dados, estudou-se a possibilidade de ajuste à distribuição de Neyman Tipo A.

Supondo que o adulto põe os ovos aleatoriamente no campo, e que o número de lagartas por colmo é uma variável Poisson com média λ_1 e o número de internódios atacados por cada lagarta seja também uma variável Poisson com média λ_2 , então, o número de internódios atacados por colmo deve seguir uma distribuição de Neyman Tipo A com média

$$m = \lambda_1 \lambda_2$$

e variância

$$\sigma^2 = \lambda_1 \lambda_2 (1 + \lambda_2).$$

Supondo ainda que cada lagarta consegue danificar em média apenas um internódio, temos $\lambda_2 = 1$ e, então,

$$\sigma^2 = 2m.$$

Procurando testar estas hipóteses, foram obtidas estimativas de λ_2 pelos métodos da regressão linear não ponderada e dos mínimos quadrados, apresentados nos itens 3.2.2.2 e 3.2.2.3, respectivamente. As estimativas foram obtidas considerando λ_2 comum às variedades (estimado para cada local) ou comum aos locais (estimado para cada variedade).

4.2.1. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às variedades, estimado para cada local, pelo método da regressão linear não ponderada

Os resultados obtidos para estimativas e testes da constância do λ_2 são apresentados no Quadro 7.

Através destes resultados, verifica-se que os valores dos coeficientes de correlação linear foram todos significativos, e que os valores do teste t, para a hipótese $H_0: b = 1$, foram não significativos para todos os locais, indicando que os dados ajustam-se razoavelmente à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às variedades, estimado para cada local.

Então, pode-se estimar λ_2 como sendo o coeficiente linear de y sobre $\bar{x}$, admitindo-se o coeficiente angular igual a 1.

Verifica-se ainda que os valores de λ_2 estimados não variam muito entre si, encontrando-se em torno de 1,0, concordando com a hipótese admitida inicialmente.

QUADRO 7 - Estimativas e testes para constância do λ_2 nas variedades, estimado para cada local, pelo método da regressão linear.

Local	Regressão linear de y em relação a $\bar{x}$					λ_2
	r	a	b	Teste t $H_0: b = 1$	G.L.	
Jaboticabal CP - (1975)	0,8449**	0,0816	1,3485	1,6835 ^{NS}	17	0,5352
Guariba CP - (1976)	0,8786**	1,2263	0,9004	-0,8139 ^{NS}	16	0,9290
Guariba Soca - (1977)	0,6508**	1,4249	0,8796	-0,4691 ^{NS}	16	1,2414
Guariba CP - (1977)	0,9026**	0,8186	1,0212	0,1848 ^{NS}	18	0,9016
Piracicaba CP - (1975)	0,8083**	0,7326	1,0090	0,0520 ^{NS}	18	0,7420
Piracicaba Soca - (1976)	0,7718**	1,0999	1,1716	0,7547 ^{NS}	18	1,3649
Piracicaba Ressoca - (1977)	0,7025**	1,5133	1,0027	0,0116 ^{NS}	18	1,5169
Piracicaba Soca - (1977)	0,8827**	1,5204	1,0078	0,0604 ^{NS}	17	1,5328
Piracicaba CP - (1977)	0,8146**	1,5261	0,8151	-1,2742 ^{NS}	16	1,0759

NS - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

** - Significativo ao nível de 1% de probabilidade

4.2.2. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às variedades, estimado para cada local, pelo método dos mínimos qui-quadrados

Os resultados obtidos são apresentados no Quadro 8. Através destes resultados, verifica-se que o valor do Q% foi em média igual a 94,90%, indicando que os dados ajustam-se razoavelmente à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às variedades.

Por outro lado, os valores do χ^2_{R*} foram todos significativos, indicando restrições ao ajuste. Além disso, os valores do χ^2_U foram também significativos, indicando que o λ_2 estimado pelo método dos mínimos qui-quadrados não deve ser considerado comum às variedades em cada local.

De um modo geral, os valores de $\hat{\lambda}_2$, estimados pelo método dos mínimos qui-quadrados, foram inferiores àqueles estimados pelo método da regressão linear, o que pode explicar a falta de ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A, com o λ_2 estimado pelo método dos mínimos qui-quadrados.

4.2.3. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método da regressão linear

Os resultados obtidos para estimação e testes de homogeneidade do λ_2 comum aos locais são apresentados no Quadro 9.

Através destes resultados, verifica-se que os valores do coeficiente de correlação linear (r), entre y e x, foram significativos para todas as variedades. Além disto, o teste t, para a hipótese $H_0: b = 1$,

QUADRO 8 - Testes para ajuste à distribuição de Neyman Tipo A e para homogeneidade do λ_2 comum às variedades, estimado para cada local, pelo método dos mínimos qui-quadrados.

Local	Teste de ajuste à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum					Teste de homogeneidade do λ_2				
	χ^2_T (GL)	$\chi^2_{M^*}$ (GL)	Q%	$\chi^2_{R^*}$ (GL)	NMS($\chi^2_{R^*}$) (GL)	λ_2	χ^2_U (GL)	NMS(χ^2_U)		
Jaboticabal CP - (1975)	2505,10 (57)	2413,93 (20)	96,36	91,1707 (37)	$<10^{-4}$	0,3845	54,4829 (18)	$<10^{-4}$		
Guariba CP - (1976)	2213,68 (54)	2099,46 (19)	94,84	114,2190 (35)	$<10^{-4}$	0,7930	70,9632 (17)	$<10^{-4}$		
Guariba Soca - (1977)	1791,07 (54)	1696,57 (19)	94,72	94,5047 (35)	$<10^{-4}$	1,0718	58,1059 (17)	$<10^{-4}$		
Guariba CP - (1977)	5106,05 (60)	4760,56 (21)	93,23	345,4924 (39)	$<10^{-4}$	0,1441	289,5721 (19)	$<10^{-4}$		
Piracicaba CP - (1975)	2243,48 (60)	2093,98 (21)	93,34	149,5032 (39)	$<10^{-4}$	0,4727	96,9832 (19)	$<10^{-4}$		
Piracicaba Soca - (1976)	2241,99 (60)	2150,48 (21)	95,92	91,5129 (39)	$<10^{-4}$	1,3127	59,1763 (19)	$<10^{-4}$		
Piracicaba Ressoca - (1977)	2191,07 (60)	2077,38 (21)	94,81	113,6889 (39)	$<10^{-4}$	1,5055	50,0398 (19)	$<10^{-4}$		
Piracicaba Soca - (1977)	1705,87 (57)	1630,30 (20)	95,57	75,5692 (37)	0,0002	1,5612	34,6830 (18)	0,0104		
Piracicaba CP - (1977)	2632,91 (54)	2509,31 (19)	95,31	123,5987 (35)	$<10^{-4}$	1,0801	49,9787 (17)	$<10^{-4}$		

X^2_T = Qui-quadrado total

X^2_{M*} = Parcela do qui-quadrado total, explicada pelo modelo - Neyman Tipo A com λ_2 constante

Q% = Porcentagem do qui-quadrado total explicada pelo modelo

X^2_{R*} = Qui-quadrado residual (falta de ajuste do modelo)

X^2_U = Teste para a hipótese $H_0: \lambda_{2i} = \lambda_2, i = 1, 2, \dots, m$

NMS(.) = Nível mínimo de significância do qui-quadrado (.)

GL = Graus de liberdade do qui-quadrado

QUADRO 9 - Estimativas e testes para constância do λ_2 nos locais, estimado para cada variedade, pelo método da regressão linear.

Variedade	Regressão linear de y em relação a $\bar{x}$					$\hat{\lambda}_2$
	r	a	b	Teste t $H_0: b = 1$	G.L.	
1- CB 36-24	0,9643**	1,4560	0,9278	-0,6942 ^{NS}	6	1,2912
2- CB 38-22	0,9476**	1,0688	0,9625	-0,2825 ^{NS}	6	0,9904
3- CB 40-69	0,7344*	1,6436	0,8097	-0,6727 ^{NS}	7	1,2621
4- CB 41-14	0,9129**	0,7815	1,2905	1,2338 ^{NS}	6	1,2547
5- CB 41-15	0,8785*	1,0762	1,0619	0,2145 ^{NS}	4	1,1532
6- CB 41-76	0,9082**	1,3047	0,9224	-0,4830 ^{NS}	7	1,1660
7- CB 45-155	0,9010**	0,7372	1,0697	0,3586 ^{NS}	7	0,8260
8- CB 46-25	0,8299**	1,7545	0,7535	-1,2873 ^{NS}	7	1,2156
9- CB 56-171	0,8802**	1,8395	0,7949	-1,2657 ^{NS}	7	1,4706
10- Co 413	0,9325**	0,7818	1,0360	0,2012 ^{NS}	5	0,8537
11- Co 740	0,9693**	1,1600	0,9795	-0,2177 ^{NS}	7	1,1138
12- IAC 48/65	0,8180**	1,2317	0,8136	-0,8615 ^{NS}	7	1,0001
13- IAC 49/131	0,8468**	0,9835	0,7210	-1,6304 ^{NS}	7	0,6578
14- IAC 50/134	0,8787**	1,1270	0,9208	-0,4184 ^{NS}	7	1,0072
15- IAC 51/204	0,8035**	1,4182	0,9302	-0,2680 ^{NS}	7	1,2844
16- IAC 51/205	0,8886**	1,3995	0,9556	-0,2380 ^{NS}	7	1,3159
17- IAC 52/150	0,9758**	1,1675	0,8506	-2,0768 ^{NS}	7	0,8128
18- IAC 52/326	0,8783**	1,2904	0,8927	-0,5843 ^{NS}	7	1,0833
19- IAC 58/480	0,9401**	0,7690	1,0997	0,6622 ^{NS}	7	0,9844
20- NA 56/62	0,8915**	1,1118	1,0124	0,0638 ^{NS}	7	1,1376

NS - Não significativo ao nível de 5% de probabilidade

* - Significativo ao nível de 5% de probabilidade

** - Significativo ao nível de 1% de probabilidade

foi não significativo para todas as variedades, indicando que pode-se estimar o valor de λ_2 comum para cada variedade, através do coeficiente linear de y sobre $\bar{x}$, admitindo o coeficiente angular unitário.

Verifica-se ainda que os valores de λ_2 estimados não variam muito, encontrando-se em torno de 1, confirmando aquele resultado obtido para o λ_2 comum às variedades em cada local.

Este resultado sugere que possamos estimar um λ_2 comum para a praga na cultura, nas diferentes condições ambientais estudadas.

4.2.4. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método dos mínimos qui-quadrados

Os resultados obtidos são apresentados no Quadro 10.

Através destes resultados, verifica-se que o valor da estatística Q% foi em média igual a 93,02%, indicando um bom ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum aos locais.

Porém, os valores do X^2_{R*} foram todos significativos, indicando que o ajuste não é perfeito. Além disto, os valores do X^2_U foram também significativos, indicando restrições à homogeneidade do λ_2 nos locais estudados.

Verifica-se ainda que os valores de λ_2 , estimados pelo método dos mínimos qui-quadrados, foram, de um modo geral, muito inferiores aqueles obtidos pelo método da regressão linear.

QUADRO 10 - Testes para ajuste à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum e para homogeneidade do λ_2 comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método dos mínimos qui-quadrados.

Local	Teste de ajuste à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum					Teste de homogeneidade do λ_2				
	X^2_T	(GL)	X^2_{M*}	(GL)	Q%	X^2_{R*}	(GL)	NMS(X^2_{R*})	λ_2	X^2_U (GL) NMS(X^2_U)
1- CB 36-24	1179,70	(24)	1141,82	(9)	96,79	37,8846	(15)	0,0009	1,3979	12,3250 (7) 0,0904
2- CB 38-22	1231,57	(24)	1172,44	(9)	95,20	59,1365	(15)	<10 ⁻⁴	0,8785	30,0000 (7) 0,0001
3- CB 40-69	1033,59	(27)	966,54	(10)	93,51	67,0537	(17)	<10 ⁻⁴	0,9115	60,9471 (8) <10 ⁻⁴
4- CB 41-14	959,07	(24)	817,95	(9)	85,29	141,1248	(15)	<10 ⁻⁴	0,5571	128,2820 (7) <10 ⁻⁴
5- CB 41-15	498,35	(18)	468,83	(7)	94,08	29,5170	(11)	0,0019	0,9679	16,9412 (5) 0,0046
6- CB 41-76	1065,17	(27)	1010,52	(10)	94,87	54,6477	(17)	<10 ⁻⁴	0,9303	40,2119 (8) <10 ⁻⁴
7- CB 45-155	1094,01	(27)	1033,22	(10)	94,44	60,7919	(17)	<10 ⁻⁴	0,6794	30,2877 (8) 0,0002
8- CB 46-25	1464,48	(27)	1342,83	(10)	91,69	121,6499	(17)	<10 ⁻⁴	0,9063	106,8368 (8) <10 ⁻⁴
9- CB 56-171	1043,85	(27)	991,34	(10)	94,97	52,5035	(17)	<10 ⁻⁴	1,4609	27,0330 (8) 0,0007
10- Co 413	966,45	(21)	917,24	(8)	94,91	49,2090	(13)	<10 ⁻⁴	0,5934	38,1585 (6) <10 ⁻⁴
11- Co 740	1308,01	(27)	1218,93	(10)	93,19	89,0724	(17)	<10 ⁻⁴	0,9962	58,5878 (8) <10 ⁻⁴
12- IAC 48/65	1032,97	(27)	962,69	(10)	93,20	70,2762	(17)	<10 ⁻⁴	0,7424	42,0931 (8) <10 ⁻⁴
13- IAC 49/131	1054,44	(27)	935,84	(10)	88,75	118,5981	(17)	<10 ⁻⁴	0,0624	93,4467 (8) <10 ⁻⁴
14- IAC 50/134	931,12	(27)	843,99	(10)	90,64	87,1296	(17)	<10 ⁻⁴	0,7139	65,8116 (8) <10 ⁻⁴
15- IAC 51/204	1214,15	(27)	1067,24	(10)	87,90	146,9102	(17)	<10 ⁻⁴	0,6096	129,8784 (8) <10 ⁻⁴
16- IAC 51/205	1144,69	(27)	1074,36	(10)	93,86	70,3245	(17)	<10 ⁻⁴	1,2429	45,5686 (8) <10 ⁻⁴
17- IAC 52/150	1603,89	(27)	1562,24	(10)	97,40	41,6457	(17)	0,0008	0,8402	27,2602 (8) 0,0006
18- IAC 52/326	1379,30	(27)	1313,80	(10)	95,25	65,4996	(17)	<10 ⁻⁴	0,9972	28,1757 (8) 0,0004
19- IAC 58/480	1262,35	(27)	1203,99	(10)	95,38	58,3601	(17)	<10 ⁻⁴	1,0345	28,0143 (8) 0,0004
20- NA 56/62	1229,43	(27)	1094,60	(10)	89,03	134,8290	(17)	<10 ⁻⁴	0,7628	111,4259 (8) <10 ⁻⁴

X^2_T = Qui-quadrado total

X^2_{M*} = Parcela do qui-quadrado total, explicada pelo modelo -Neyman Tipo A com λ_2 constante

Q% = Porcentagem do qui-quadrado total explicada pelo modelo

X^2_{R*} = Qui-quadrado residual (falta de ajuste do modelo)

X^2_U = Teste para a hipótese $H_0: \lambda_{2i} = \lambda_2, i = 1, 2, \dots, m$

NMS(.) = Nível mínimo de significância do qui-quadrado (.)

GL = Graus de liberdade do qui-quadrado

4.2.5. Ajuste dos dados à distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às 20 variedades e aos 9 locais

Para verificar a possibilidade de ajuste dos números de internódios atacados com *Diatraea saccharalis* por colmo, em cultura de cana-de-açúcar, a uma família de distribuições de Neyman Tipo A, com médias m_i estimadas para cada variedade em cada local e um único λ_2 comum às 20 variedades nos 9 locais, obteve-se uma estimativa do λ_2 comum pelo método da regressão linear.

Os resultados obtidos foram os seguintes:

$$r = 0,8885^{**}$$

$$y = 1,1733 + 0,9572 \bar{x}$$

$$t (H_0: b = 1) = -1,1274^{NS} \quad (170 \text{ g.l.})$$

$$\hat{\lambda}_2 = 1,0943.$$

Assim, pode-se concluir que os números de internódios atacados com *Diatraea saccharalis*, por colmo em cultura de cana-de-açúcar, podem ser estudados através de uma distribuição de Neyman Tipo A, com $\lambda_2 = 1$, confirmando a hipótese lançada inicialmente.

4.3. Teste de aderência

Procurando comprovar os resultados obtidos anteriormente, aplicamos o teste de aderência, apresentado no item 3.2.3, às 172 amostras, de acordo com 11 hipóteses iniciais:

1^a) Distribuição de Poisson.

2^a) Distribuição binomial negativa com k comum às variedades, estimado para cada local, pelo método da regressão ponderada [BN(1)].

3^a) Distribuição binomial negativa com k comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método da regressão ponderada [BN(2)].

4^a) Distribuição binomial negativa com k comum às variedades, estimado para cada local, pelo método dos mínimos qui-quadrados [BN(3)].

5^a) Distribuição binomial negativa com k comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método dos mínimos qui-quadrados [BN(4)].

6^a) Distribuição binomial negativa com k igual à média amostral de cada variedade em cada local [BN(5)].

7^a) Distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às variedades, estimado para cada local, pelo método da regressão linear [NA(1)].

8^a) Distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método da regressão linear [NA(2)].

9^a) Distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum às variedades, estimado para cada local, pelo método dos mínimos qui-quadrados [NA(3)].

10^a) Distribuição de Neyman Tipo A com λ_2 comum aos locais, estimado para cada variedade, pelo método dos mínimos qui-quadrados [NA(4)].

11^a) Distribuição de Neyman Tipo A com $\lambda_2 = 1$.

Os resultados obtidos para a estatística X^2 do teste de aderência, em cada uma das hipóteses acima, são apresentados nos Quadros 10 a 18 do Apêndice. Um resumo destes resultados é apresentado no Quadro 11.

QUADRO 11 - Número de amostras com valores de qui-quadrado não significativos e porcentagem de ajuste para cada uma das distribuições estudadas.

Local	Número de Variedades	Poisson	BN(1)	BN(2)	BN(3)	BN(4)	BN(5)	NA(1)	NA(2)	NA(3)	NA(4)	NA(5)
Jaboticabal CP - (1975)	19	2	14	16	13	3	14	18	13	13	12	15
Guariba CP - (1976)	18	2	10	11	5	3	12	17	16	14	14	18
Guariba Soca - (1977)	18	0	12	10	11	7	9	16	16	13	13	14
Guariba CP - (1977)	20	1	12	8	9	0	12	14	17	1	14	16
Piracicaba CP - (1975)	20	0	9	13	7	6	14	19	17	6	12	17
Piracicaba Soca - (1976)	20	0	9	9	7	8	7	18	18	17	10	14
Piracicaba Ressoca - (1977)	20	0	3	0	3	2	2	16	8	13	2	7
Piracicaba Soca - (1977)	19	0	6	2	2	3	2	17	10	15	2	9
Piracicaba CP - (1977)	18	0	5	5	1	0	6	12	14	11	8	12
Total	172	5	80	74	58	32	78	147	129	103	87	122
% de ajuste	2,91	46,51	43,02	33,72	18,60	45,35	85,46	75,00	59,88	50,58	70,93	

Através destes resultados, verifica-se que apenas 5 das 172 amostras (2,91%) ajustaram-se à distribuição de Poisson, indicando que esta hipótese deve ser rejeitada.

Por outro lado, 46,51% das amostras ajustaram-se à BN(1) e 43,02% à BN(2), enquanto que apenas 33,72% ajustaram-se à BN(3) e 18,60% à BN(4).

Estes resultados mostram que a distribuição binomial negativa ajusta-se aproximadamente aos dados com o valor k_c estimado pelo método da regressão ponderada, e possui um ajuste pobre com o valor k_c estimado pelo método dos mínimos qui-quadrados.

Além disto, 45,35% das amostras ajustaram-se à distribuição binomial negativa com o valor k_c igual a média amostral, que é um método bastante simples e que dá uma razoável aproximação.

Em relação à distribuição de Neyman Tipo A, verifica-se que 85,46% das amostras ajustaram-se à distribuição NA(1), 75,00% à NA(2), 59,88% à NA(3), 50,58% à NA(4) e 70,93% à NA(5).

Então, pode-se concluir que os dados ajustam-se muito bem à distribuição de Neyman Tipo A com o valor do λ_2 comum, estimado pelo método da regressão linear. Além disto, a porcentagem de ajuste à distribuição de Neyman Tipo A com $\lambda_2 = 1$ (70,93%) foi bastante razoável, indicando que esta é uma boa aproximação para o parâmetro.

Em relação ao método dos mínimos qui-quadrados, pode-se concluir que este método não deve ser utilizado para estimação de um parâmetro comum a um conjunto de amostras, uma vez que as estimativas são, na maioria dos casos inferiores ao parâmetro. Este problema é melhor estudado no item seguinte.

4.4. Sensibilidade do método dos mínimos qui-quadrados na estimação do k e λ_2 comuns

Conforme verificou-se nos itens anteriores, as estimativas do k comum, obtidas pelo método dos mínimos qui-quadrados, eram sempre inferiores às obtidas pelo método da regressão ponderada. Fato semelhante ocorreu com a estimativa do λ_2 comum em relação às obtidas pelo método da regressão linear.

Procurando encontrar uma explicação para o problema, estudou-se mais detalhadamente a estimativa do λ_2 no Local 4 - Guariba, CP - (1977). Note que, neste local, pelo método da regressão linear, obteve-se $\hat{\lambda}_2 = 0,9016$, enquanto que pelo método dos mínimos qui-quadrados, obteve-se $\hat{\lambda}_2 = 0,1441$. Além disto, no teste de aderência, 14 das 20 variedades ajustaram-se à distribuição de Neyman Tipo A com o $\hat{\lambda}_2$ estimado pelo método da regressão linear, enquanto que apenas 1 variedade ajustou-se à distribuição de Neyman Tipo A com o $\hat{\lambda}_2$ estimado pelo método dos mínimos qui-quadrados.

Assim, para explicar tais resultados, obteve-se para cada variedade, no Local 4, os valores das médias, variâncias, $\hat{\lambda}_2$ e o determinante da matriz de covariâncias $\hat{\Sigma}_{(j)}$ de $T_{(j)}$, apresentados no Quadro 12.

Através destes resultados, verifica-se que quanto menor a variância da distribuição, menor será o determinante da matriz de covariâncias do vetor de estatísticas $T_{(j)}$ e, ainda, quanto mais próximo de 1 for a relação entre a média e a variância da distribuição, menor será a estimativa do $\hat{\lambda}_2$.

Por outro lado, como a estimativa do λ_2 comum é obtida de modo a minimizar a forma quadrática

$$(T - \epsilon)' \hat{\Sigma}^{-1} (T - \epsilon),$$

QUADRO 12 - Médias, variâncias, $\hat{\lambda}_2$ e determinante da matriz de covariâncias $\hat{\Sigma}_{(j)}$ para cada variedade, no Local 4 - Guariba, CP - (1977).

Variedade	Média	Variância	$ \hat{\Sigma}_{(j)} $	$\hat{\lambda}_2$
1- CB 36-24	3,9222	7,8478	$0,3095 \cdot 10^{-3}$	1,0499
2- CB 38-22	4,5556	8,6767	$0,1286 \cdot 10^{-2}$	0,9915
3- CB 40-69	4,1111	8,6392	$0,7611 \cdot 10^{-3}$	0,9897
4- CB 41-14	3,4556	9,8014	$0,1112 \cdot 10^{-2}$	1,7965
5- CB 41-15	2,7778	5,8602	$0,1090 \cdot 10^{-3}$	1,3246
6- CB 41-76	4,4778	9,8253	$0,8058 \cdot 10^{-3}$	1,2333
7- CB 45-155	2,7778	5,5456	$0,4194 \cdot 10^{-4}$	1,0414
8- CB 46-25	5,0333	6,0326	$0,1572 \cdot 10^{-3}$	0,1235
9- CB 56-171	4,1111	9,2235	$0,5057 \cdot 10^{-3}$	1,4780
10- Co 413	3,6889	6,8010	$0,2805 \cdot 10^{-3}$	0,8667
11- Co 740	5,6444	10,9958	$0,3084 \cdot 10^{-2}$	0,9990
12- IAC 48/65	2,7667	4,4506	$0,1900 \cdot 10^{-4}$	0,5094
13- IAC 49/131	2,5222	2,3871	$0,5321 \cdot 10^{-7}$	-0,0038
14- IAC 50/134	3,6778	6,2208	$0,1953 \cdot 10^{-3}$	0,7273
15- IAC 51/204	4,1000	6,0685	$0,1444 \cdot 10^{-3}$	0,3424
16- IAC 51/205	3,9222	7,8703	$0,3420 \cdot 10^{-3}$	1,1008
17- IAC 52/150	4,5667	7,6191	$0,7490 \cdot 10^{-3}$	0,6958
18- IAC 52/326	4,1444	7,3160	$0,3283 \cdot 10^{-3}$	0,7901
19- IAC 58/480	3,0778	6,9939	$0,1436 \cdot 10^{-3}$	1,4604
20- NA 56/62	4,9778	11,0332	$0,2301 \cdot 10^{-2}$	1,2695

então, as distribuições em que o determinante da matriz de covariâncias $\hat{\Sigma}_{(j)}$ de $T_{(j)}$ são menores, têm um peso maior na estimação de λ_2 . Este fato ocorre em todo método ponderado, e é indicado como uma vantagem do método, pois espera-se que as observações discrepantes tenham maior variância e, conseqüentemente, tenham um peso menor nos processos de estimação. Porém, no caso em estudo, as distribuições discrepantes são aquelas que possuem menor variância e, portanto, têm maior peso na estimação do λ_2 .

Para comprovar este fato, eliminou-se a variedade 13-IAC 49/131, e obteve-se nova estimativa do λ_2 comum às 19 variedades restantes, resultando $\hat{\lambda}_2 = 0,8721$.

Note que este valor é bastante próximo aquele obtido pelo método da regressão linear, $\hat{\lambda}_2 = 0,9016$. Assim, verificamos que uma única variedade foi a responsável pela drástica redução na estimativa do λ_2 .

Portanto, pode-se concluir que o método dos mínimos quadrados não deve ser usado para estimação do λ_2 comum a um conjunto de amostras, quando as matrizes de covariâncias $\hat{\Sigma}_{(j)}$, do vetor de estatísticas $T_{(j)}$, não são homogêneas.

Fato semelhante observa-se em relação à estimação do k comum da distribuição binomial negativa.

Neste caso, sabemos que quando k cresce, a variância tende para a média. Além disto, inspecionando a matriz de covariância Σ e T dada por (3.46), verifica-se que quanto mais próximos forem as médias e variâncias da distribuição, maiores serão as variâncias do k . Então, as distribuições que tem valores de k grandes, têm um peso muito pequeno na estimação do k comum, e aquelas que têm valores de k pequenos têm um peso muito grande. Desta maneira, o valor do k comum será sempre subestimado.

Assim sendo, não se recomenda o uso do método dos mínimos qui-quadrados, para comparação de médias das distribuições, com o parâmetro k ou λ_2 comum, a menos que as matrizes de covariâncias $\hat{\Sigma}_{(j)}$ sejam homogêneas.

4.5. Aplicações da distribuição de probabilidade dos dados

4.5.1. Transformações dos dados

Os resultados obtidos para a variância (s^2) e os coeficientes de assimetria (g_1) e curtose (g_2) para cada uma das transformações analisadas são apresentados nos Quadros 19 a 27 do Apêndice.

Verifica-se que, embora grande parte dos coeficientes de assimetria e curtose sejam significativos, indicando restrições à normalização dos dados, todas as transformações reduziram estes coeficientes, conduzindo a uma maior aproximação à distribuição normal.

No Quadro 13 apresenta-se um resumo dos resultados obtidos nos Quadros 19 a 27 do Apêndice, assim como, análises de correlação linear entre a média e a variância para cada transformação.

Pode-se observar que as transformações com raiz quadrada (Y_1 , Y_2 , Y_8 e Y_9) apresentaram maiores números de assimetrias e curtoses não significativas, sendo, portanto, aquelas que melhor conduziram à normalidade. Neste sentido, Y_2 e Y_8 foram as melhores, enquanto que Y_4 e Y_{10} foram as piores.

Por outro lado, se estamos interessados apenas nos coeficientes de assimetria, as transformações envolvendo o k comum da distribuição binomial negativa foram as melhores, destacando-se a $Y_3 = \ln(x + \frac{1}{2}k)$.

QUADRO 13 - Resumo dos testes realizados para estudo das transformações sobre a normalização e estabilização da variância.

Transformações	Correlação linear entre s^2 e $\bar{x}$			Número de amostras			
	r	a	b	NS g_1	NS g_2	NS g_1	NS g_2
Sem transformação	0,8963**	0,3899	1,8591	7		8	88
$Y_1 = \sqrt{x}$	0,3577**	0,5993	0,0540	7		88	52
$Y_2 = \sqrt{x + \frac{1}{2}}$	0,6978**	0,2252	0,0766	26		67	90
$Y_3 = \ln(x + \frac{1}{2}k)$	-0,8987**	0,8537	-0,1560	9		100	35
$Y_4 = \text{arc senh} \sqrt{\frac{x}{k}}$	-0,9251**	0,4106	-0,0746	0		90	25
$Y_5 = \text{arc senh} \sqrt{\frac{x+0,2}{k+0,4}}$	-0,8817**	0,2375	-0,0374	2		97	32
$Y_6 = \text{arc senh} \sqrt{\frac{x+0,4}{k-0,8}}$	-0,8608**	0,2118	-0,0333	4		97	28
$Y_7 = \ln(x + 1)$	0,3522**	0,3746	0,0341	3		75	50
$Y_8 = 2\sqrt{x + \frac{3}{8}}$	0,6714**	1,0208	0,3079	21		65	85
$Y_9 = \sqrt{x} + \sqrt{x+1}$	0,5664**	1,3721	0,2684	16		75	67
$Y_{10} = \sqrt[3]{x}$	-0,2332**	0,4764	-0,0198	0		82	21

Com relação à estabilização da variância, verifica-se que as transformações raiz quadrada, logaritmo e raiz cúbica (Y_1 , Y_7 e Y_{10}) apresentaram os menores valores para o coeficiente de correlação linear entre s^2 e $\bar{x}$, e além disto, os coeficientes angulares da regressão linear de s^2 sobre $\bar{x}$, foram próximos de zero, indicando que, para pequenas variações na média (da ordem de 0 a 5), estas transformações podem estabilizar eficientemente a variância. Destas, a melhor foi a raiz cúbica, estabilizando a variância em torno de 0,45.

Assim, quando se pretende obter normalidade e homogeneidade de variâncias, a transformação $Y_1 = \sqrt{x}$ ou $Y_7 = \ln(x+1)$ podem ser utilizadas. Por outro lado, quando se pretende obter homogeneidade de variâncias e simetria $Y_{10} = \sqrt[3]{x}$ parece ser a mais indicada. Para a análise de variância, esta última é mais adequada.

4.5.2. Análise dos dados não transformados, pelo método dos mínimos qui-quadrados

Este método apresentado no item 3.2.4.2 é ilustrado aqui, através de um exemplo.

Suponha-se que se deseja comparar duas variedades em dois locais distintos. Tomar-se-á como exemplo os dados das variedades Co 413 e Co 740, no Local 1 - Jaboticabal, CP - (1975) e no Local 4 - Guariba, CP - (1977). As distribuições de frequências dos números de internódios atacados com *Diatraea saccharalis* por colmo são apresentados no Quadro 14.

Assim, o valor médio de cada distribuição, $\eta_{0,ij}$, pode ser representado pelo modelo

$$\eta_{0,ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij}, \quad (i = 1, 2; j = 1, 2),$$

QUADRO 14 - Número de internódios atacados com *Diatraea saccharalis* por colmo (N.I.A.), para as variedades Co 413 e Co 740, nos locais Jaboticabal, CP - (1975) e Guariba CP - (1977).

N.I.A.	Jaboticabal, CP - (1975)		Guariba, CP - (1977)	
	Co 413	Co 740	Co 413	Co 740
0	52	41	8	5
1	29	27	13	4
2	19	27	13	7
3	14	14	12	14
4	4	8	11	5
5	2	2	13	11
6	0	1	9	7
7	0	0	5	8
8	0	0	1	11
9	0	0	1	8
10	0	0	2	3
11	0	0	2	2
12	0	0	0	2
13	0	0	0	3
Média	1,1250	1,4250	3,6889	5,6444
Variância	1,6229	1,9439	6,8010	10,9958

onde

μ = média geral,

α_i = efeito devido ao local i ,

β_j = efeito devido à variedade j ,

γ_{ij} = efeito da interação entre o local i e a variedade j ,

e

$$\sum_i \alpha_i = \sum_j \beta_j = \sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = 0.$$

Então, o modelo anterior pode ser escrito, matricialmente,

por

$$\eta_0 = X\Gamma_0$$

onde

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} \mu \\ \alpha_1 \\ \beta_1 \\ \gamma_{11} \end{bmatrix}.$$

Portanto, admitindo a distribuição binomial negativa, tere

mos

$$\varepsilon' = \begin{bmatrix} \varepsilon'_{(1)} & \varepsilon'_{(2)} & \varepsilon'_{(3)} & \varepsilon'_{(4)} \end{bmatrix}_{12},$$

$$T' = \begin{bmatrix} T'_{(1)} & T'_{(2)} & T'_{(3)} & T'_{(4)} \end{bmatrix}_{12},$$

$$\hat{\Sigma} = \begin{matrix} & \begin{bmatrix} \hat{\Sigma}_{(1)} & \phi & \phi & \phi \\ \phi & \hat{\Sigma}_{(2)} & \phi & \phi \\ \phi & \phi & \hat{\Sigma}_{(3)} & \phi \\ \phi & \phi & \phi & \hat{\Sigma}_{(4)} \end{bmatrix} \\ 12 & \end{matrix} \quad , \quad \begin{matrix} \\ \\ \\ 12 \end{matrix}$$

$$W = \begin{matrix} & \begin{bmatrix} W_{(1)} \\ - - - - \\ W_{(2)} \\ - - - - \\ W_{(3)} \\ - - - - \\ W_{(4)} \end{bmatrix} \\ 12 & \end{matrix} \quad e \quad \begin{matrix} \\ \\ \\ 8 \end{matrix}$$

$$\Gamma = \begin{bmatrix} \Gamma_0 \\ - - - - \\ \Gamma_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu \\ \sigma_1 \\ \beta_1 \\ \gamma_{11} \\ - - - - \\ k_1 \\ k_2 \\ k_3 \\ k_4 \end{bmatrix}$$

(j), $\Sigma_{(j)}$, $W_{(j)}$, $j = 1, 2, 3, 4$, são obtidos por (3.59),

(3.60), (3.46) e (3.115), respectivamente.

Assim, para os dados em questão temos:

$$\hat{\Gamma} = (W' \Sigma^{-1} W)^{-1} W' \Sigma^{-1} T = \begin{bmatrix} 2,846066952 \\ -1,671137637 \\ -0,517108216 \\ 0,357680169 \\ - - - - - \\ 1,596505349 \\ 1,977144768 \\ 3,892773504 \\ 4,373678418 \end{bmatrix} \quad e$$

$$[W' \Sigma^{-1} W]^{-1} = 10^{-2} \begin{bmatrix} 1,151384777 & -0,886774676 & -0,143449156 & 0,096058352 & 0,007531580 & -0,236784253 & 1,194895191 & 2,118501742 \\ & 1,151384777 & 0,096058352 & -0,143449156 & 0,007531580 & -0,236784253 & -1,194895191 & -2,118501742 \\ & & 1,151384777 & -0,886774676 & 0,007531580 & 0,236784253 & 1,194895191 & -2,118501742 \\ & & & 1,151384777 & 0,007531580 & 0,236784253 & -1,194895191 & 2,118501742 \\ - - - - - & & & & 48,371980080 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & & 120,777402600 & 0 & 0 \\ & & & & & & 153,860882300 & 0 \\ & & & & & & & 161,831069900 \end{bmatrix}$$

SIMÉTRICA

Portanto, para testar os efeitos de locais, variedades e da interação variedades $\times$ locais, pode-se obter, para cada hipótese, uma análise como aquela apresentada na Tabela 3. Deste modo, obtiveram-se os resultados apresentados nos Quadros 15, 16 e 17.

QUADRO 15 - Análise do qui-quadrado para testar o efeito de variedades.

Efeito	G.L.	X ²	N.M.S.
Modelo reduzido	7	755,8440	-
Variedades (V)	1	23,2243	$<10^{-4}$
(Modelo completo)	(8)	(779,0683)	-
Resíduo	4	7,3366	0,1191
Total	12	786,4049	-

QUADRO 16 - Análise do qui-quadrado para testar o efeito de locais.

Efeito	G.L.	X ²	N.M.S.
Modelo reduzido	7	536,5168	-
Locais (L)	1	242,5515	$<10^{-4}$
(Modelo completo)	(8)	(779,0683)	-
Resíduo	4	7,3366	0,1191
Total	12	786,4049	-

QUADRO 17 - Análise do qui-quadrado para testar o efeito da interação locais × variedades.

Efeito	G.L.	X ²	N.M.S.
Modelo reduzido	7	767,9569	-
Interação L × V	1	11,1114	0,0009
(Modelo reduzido)	(8)	(779,0683)	-
Resíduo	4	7,3366	0,1191
Total	12	768,4049	-

Através destes resultados verifica-se que o valor do qui-quadrado residual foi não significativo ao nível de 10% de probabilidade, indicando que os dados podem ser estudados através da distribuição binomial negativa.

Por outro lado, os valores do X^2 foram altamente significativos para variedades, locais e interação Variedades $\times$ Locais. Assim, como numa análise de variância comum, pode-se proceder a um desdobramento de graus de liberdade, estudando os efeitos de Variedades dentro de Locais, ou Locais dentro de Variedades, cujos resultados são apresentados no Quadro 18.

QUADRO 18 - Desdobramento da interação $V \times L$ para estudar Variedades dentro de Locais e Locais dentro de Variedades.

Efeito	G.L.	X^2	N.M.S.
Variedades d. L_1	1	4,8028	0,0284
Variedades d. L_4	1	18,7732	$< 10^{-4}$
Locais d. Co 413	1	74,1797	$< 10^{-4}$
Locais d. Co 740	1	175,1413	$< 10^{-4}$

Note que as hipóteses testadas através dos Quadros 15, 16, 17 e 18 são idênticas àquelas obtidas em uma análise de variância usual, porém, este método não faz tantas pressuposições como a análise de variância. A única pressuposição feita é sobre a distribuição de probabilidade dos dados, que deve ser conhecida. Além disto, o método fornece um teste para esta pressuposição.

4.5.3. Amostragem seqüencial

Dois planos de amostragem seqüencial foram construídos. O primeiro, com base no teste seqüencial da razão de verossimilhança (TSRV), apresentado, para a binomial negativa com k comum, no item 3.2.4.3.1, e o segundo, fixando o coeficiente de variação da média, e admitindo a distribuição de Neyman Tipo A com $\lambda_2 = 1$, onde a variância é igual ao dobro da média, apresentado no item 3.2.4.3.2.

4.5.3.1. Plano de decisão do teste seqüencial da razão de verossimilhança

Para a 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.

Para a infestação de *Diatraea saccharalis* em cultura de cana-de-açúcar, considera-se, na entomologia econômica, um índice de 5% de infestação como o nível de dano econômico.

Assim sendo, para a construção do plano de decisão seqüencial, utilizaram-se os níveis de 2,5% e 5%; ou seja, $m_0 = 0,5$ internódios atacados por colmo e $m_1 = 1,0$ internódio atacado por colmo, considerando-se que um colmo tenha em média 20 internódios; como os níveis limites do plano de decisão.

Este plano é apresentado na Figura 4. Utilizou-se o valor de $k_c = 1,5790$ estimado para a praga nas 20 variedades nos 9 locais, e os níveis $\alpha = \beta = 0,05$. A reta superior a partir da qual rejeita-se H_0 é

$$S = 0,7125 N^* + 6,1647,$$

FIGURA 4 - Plano de decisão do teste seqüencial da razão de verossimilhança nas distribuições binomiais negativas com $k_c = 1,5790$, para as hipóteses $H_0: m = m_0$ vs. $H_1: m = m_1$.

e a inferior, até a qual aceita-se H_0 , é

$$S = 0,7125 N^* - 6,1647.$$

Assim sendo, do ponto de vista prático, o amostrador deve ir amostrando até atingir um número de amostras N^* , tal que a soma dos números de internódios atacados situe-se sobre ou acima da reta superior, quando rejeita-se H_0 : $m = 0,5$ internódio atacado por colmo (aceita-se H_1 : $m = 1,0$ internódio por colmo), e recomenda-se fazer o controle da praga, ou situe-se sobre ou abaixo da reta inferior, quando aceita-se H_0 : $m = 0,5$ internódios atacados por colmo, e não se recomenda fazer o controle.

O número máximo esperado de amostras necessário para se tomar a decisão encontra-se entre 35 a 40 colmos e ocorre quando a média encontra-se em torno de 0,75 internódios atacados por colmo.

Assim sendo, quando se pretende fixar um tamanho de amostras, recomenda-se fixá-lo em 40 colmos por amostra.

4.5.3.2. Plano de contagem seqüencial

Este plano foi construído para os dados de número de internódios atacados com *Diatraea saccharalis* por colmo na cultura da cana-de-açúcar, considerando-se a variância igual ao dobro da média, o que satisfaz a hipótese de distribuição de Neyman Tipo A com $\lambda_2 = 1$.

Na Figura 5 apresenta-se o plano de contagem seqüencial, com três linhas limites, referentes aos coeficientes de variação de 10%, 20% e 30%.

Observa-se, nesta figura, que os limites são 200, 50 e 22,22 internódios atacados para os coeficientes de variação de 10%, 20% e 30%, respectivamente.

FIGURA 5 - Plano de contagem seqüencial mostrando as linhas limites para diferentes valores do coeficiente de variação da média.

Assim sendo, para obter um coeficiente de variação da média em torno de 20%, o amostrador deve ir amostrando até atingir um total de 50 internódios atacados. Nota-se, portanto, que o tamanho da amostra de pende da média de infestação, ou seja, quanto menor for a média, maior de verá ser o tamanho da amostra para um dado coeficiente de variação e vi ce-versa.

5. CONCLUSÕES

No presente trabalho, estudou-se a distribuição espacial do número de internódios atacados com *Diatraea saccharalis* (Fabr., 1794) por colmo, em 9 ensaios com 20 variedades de cana-de-açúcar, com o fim de fornecer subsídios para a aplicação de métodos mais adequados de amostragem e análise estatística dos dados de contagens de internódios atacados pela praga.

Através dos estudos realizados, concluiu-se que:

19) A distribuição de Poisson não se ajusta aos dados.

29) As distribuições binomiais negativas com k comum ajustam-se razoavelmente aos dados, sendo que o valor de k apresenta maior variação entre locais do que entre variedades, permitindo a utilização de um k comum às variedades.

39) Os valores de k estimados são bem próximos às médias, de tal forma que é possível utilizar a distribuição binomial negativa com o valor k igual à média amostral em cada variedade. Este é um método simples e prático, que permite uma razoável aproximação aos dados experimentais.

49) A distribuição de Neyman Tipo A apresentou os melhores resultados, sendo que o parâmetro λ_2 comum às variedades é aproximadamente igual à unidade. Assim sendo, a variância destas distribuições é aproximadamente igual ao dobro da média, resultado este que concorda com aquele obtido para a distribuição binomial negativa com k igual à média.

59) Em relação aos métodos utilizados na estimação do k comum e do λ_2 comum, o método dos mínimos qui-quadrados mostrou-se muito sensível à presença de heterogeneidade das matrizes de covariâncias assintóticas dos parâmetros. Assim, para a estimação do k comum, o método de BLISS e OWEN (1958) mostrou-se mais "robusto" e para estimação do λ_2 comum para a Neyman Tipo A, foi construído um método de regressão linear simples, com base nos momentos da distribuição.

69) Dentre as transformações estudadas, aquelas com raiz quadrada apresentaram maior número de assimetrias e curtoses não significativas, sendo, portanto, aquelas que melhor conduziram à normalidade.

79) Por outro lado, considerando apenas os coeficientes de assimetria, as transformações envolvendo o k comum da distribuição binomial negativa foram as melhores, destacando-se a transformação

$$Y = \ln\left(X + \frac{1}{2}k\right).$$

89) Em relação à estabilização da variância, verifica-se que as transformações raiz quadrada, logaritmo e raiz cúbica foram eficientes, destacando-se a raiz cúbica que estabilizou a variância em torno de 0,45.

99) Através do plano de amostragem seqüencial, baseado no teste seqüencial da razão de verossimilhança, concluiu-se que, para tes

tar a hipótese $H_0: m = 0,5$ internódios perfurados por colmo, contra $H_1: m = 1,0$ internódio perfurado, o número máximo esperado de amostras para se tomar a decisão encontra-se em torno de 38 colmos e ocorre quando a média encontra-se em torno de 0,75 internódios perfurados por colmo.

109) Através do plano de amostragem seqüencial fixando o coeficiente de variação da média, concluiu-se que para se obter um coeficiente de variação de 20%, o amostrador deve ir amostrando até atingir 50 internódios perfurados. Portanto, quanto menor for a média, maior será o tamanho da amostra, para um dado coeficiente de variação.

6. LITERATURA CITADA

- ALLEN, J.; D. GONZALEZ e D.V. GOKHALE, 1972. Sequential sampling plans for the bollworm, *Heliothis zea*. *Environmental Entomology*, 1:771-780.
- ANSCOMBE, F.J., 1948. The transformation of Poisson, binomial and negative binomial data. *Biometrika*, 35:246-254.
- ANSCOMBE, F.J., 1949 a. The statistical analysis of insect counts based on the negative binomial distribution. *Biometrics*, 5:165-173.
- ANSCOMBE, F.J., 1949 b. Large-sample theory of sequential estimation. *Biometrika*, 36:455-458.
- ANSCOMBE, F.J., 1950. Sampling theory of the negative binomial and logarithmic series distributions. *Biometrika*, 37:352-382.
- BARBOSA, J.C. e D. PERECIN, 1982. Modelos probabilísticos para distribuições de lagartas de *Spodoptera frugiperda* (J.E. SMITH, 1797), na cultura do milho. *Científica*, São Paulo, 10(2):181-191.
- BARTLETT, M.S., 1936. The square root transformation in the analysis of variance. *J. Roy. Statist. Soc. Suppl.*, 3:68-78.

- BEALL, G., 1942. The transformation of data from entomological field experiments so that the analysis of variance becomes applicable. *Biometrika*, 32:243-262.
- BINNS, M., 1975. Sequential estimation of the mean of a negative binomial distribution. *Biometrika*, 62:433-440.
- BLISS, C.I., 1958. The analysis of insect counts as negative binomial distributions. *Proc. 10 th Int. Congr. Entomol.*, 2:1015-1032.
- BLISS, C.I., 1971. The agregation of species with spatial units. In: G.P. PATIL, E.C. PIELOW e W.E. WATERS, Ed. *Statistical ecology*. Pennsylvania State Univ. Press, 1:311-335.
- BLISS, C.I. e R.A. FISHER, 1953. Fitting the negative binomial distribution to biological data and note on the efficient fitting of the negative binomial. *Biometrics*, 9:176-200.
- BLISS, C.I. e R.G. OWEN, 1958. Negative binomial distributions with a common k. *Biometrika*, 45:37-58.
- BLOM, G., 1954. Transformations of the binomial, negative binomial, Poisson and chi-square distributions. *Biometrika*, 41:302-316.
- COHEN, A.C., 1960. An extension of a truncated Poisson distribution. *Biometrics*, 16:446-450.
- CONNOLA, D.P.; W.E. WATERS e E.R. NASON, 1959. A sequential sampling plan for red-pine sawfly *Neodiprion manul*us Scheld. *J. Econ. Entomol.*, 52:600-602.
- DOUGLAS, J.B., 1953. Fitting the Neyman Type A (two parameter) contagious distribution. *Biometrics*, 11:149-174.
- ENGEL, S., 1974. On species frequency models. *Biometrika*, 61:263-270.

- ESTEFANEL, V., 1977. A amostragem seqüencial baseada no teste seqüencial da razão de probabilidades e seu uso no controle das lagartas da soja no Estado de Rio Grande de Sul. Piracicaba, ESALQ-USP. 117.p. (Dissertação de Mestrado).
- EVANS, D.E., 1953. Experimental evidence concerning contagions distributions in ecology. *Biometrika*, 40:186-211.
- EVANS, D.E., 1974. Sequential sampling of adult sugarcane froghoppers *Aeneolamia varia saccharina* (Dist.). *Trop. Agric.*, Trinidad, 51:57-62.
- FISHER, R.A., 1941. The negative binomial distribution. *Ann. Engen.*, London, 11:182-187.
- FISHER, R.A., 1953. Note on the efficient fitting of the negative binomial. *Biometrics*, 9:197-199.
- FISHER, R.A., 1970. *Statistical methods for research workers*. 14^a ed., Oliver & Boyd, Edinburgh: Tweeddale Court, 362 p.
- GERRARD, D. e R.D. COOK, 1972. Inverse binomial sampling as a basis for estimating negative binomial population densities. *Biometrics*, 28:971-980.
- GONZALEZ, D., 1970. Sampling as a basis for pest management strategies. *Proc. Tall Timbers Conf. on Ecol. An. Control by Hab. Management*, p. 26-28.
- GOOD, I.J., 1953. The population frequencies of species and the estimation of population parameters. *Biometrika*, 40:237-264.
- HAMMOND, R.B. e PEDIGO, L.P., 1976. Sequential sampling plans for the green cloverworm in Iowa soybeans. *J. Econ. Entomol.*, 69:181-185.
- HINZ, P. e J. GURLAND, 1967. Simplified techniques for estimating parameters of some generalized Poisson distributions. *Biometrika*, 54:555-566.

- HINZ, P. e J. GURLAND, 1968. A method of analysing untransformed data from the negative binomial and other contagious distributions. *Biometrika*, 55:163-170.
- KATTI, S.K. e J. GURLAND, 1961. The Poisson Pascal distribution. *Biometrics*, 17:527-538.
- KATTI, S.K. e J. GURLAND, 1962 a. Efficiency of certain methods of estimation for the negative binomial and the Neyman Type A distributions. *Biometrika*, 49:215-226.
- KATTI, S.K. e J. GURLAND, 1962 b. Some methods of estimation for the Poisson binomial distribution. *Biometrics*, 18:42-51.
- KATZ, L., 1963. Unified treatment of broad class of discrete probability distributions. *Proceedings of the International Symposium on Discrete Distributions*, Montreal, 141-158.
- KENDALL, M.G., 1948. On some models of population growth leading to R.A. Fisher's logarithmic series distribution. *Biometrika*, 35:6-15.
- KUEHL, R.O. e R.E. FYE, 1972. An analysis of sampling of distributions of cotton insects in Arizona. *J. Econ. Entomol.*, 65:855-860.
- KUNO, E., 1969. A new method of sequential sampling to obtain the population estimates with a fixed level of precision. *Res. Popul. Ecol.*, 11:127-136.
- MARTIN, D.C. e S.K. KATTI, 1965. Fitting of certain contagious distributions to some available data by the maximum likelihood method. *Biometrics*, 21:34-48.
- McGUIRE, J.V.; T.A. BRINDLEY e T.A. BANCROFT, 1957. The distribution of corn borer larvae *Pyrausta nubilalis* (Hbn.), in field corn. *Biometrics*, 13:65-78.

- MORRIS, R.F., 1954. A sequential sampling technique for spruce budworm egg surveys. *Ca. J. Zool.*, 32:302-313.
- NEYMAN, J., 1939. On a new class of "contagious" distributions, applicable in entomology and bacteriology. *Ann. Math. Stat.*, 10:35-57.
- OAKLAND, G.B., 1950. An application of sequential analysis to whitefish sampling. *Biometrics*, 6(1):59-67.
- PAHL, P.J., 1969. On testing for goodness-of-fit of the negative binomial distribution with expectations are small. *Biometrics*, 25:143-151.
- PERECIN, D., 1978. Distribuições binomiais negativas com expoente k comum e algumas aplicações em Pedologia e Entomologia. Jaboticabal, FCAV-UNESP. 129 p. (Tese de Livre-Docência).
- PIEDRABUENA, A.E., 1968. Distribuições interferidas. Estudo sobre uma distribuição generalizada. Piracicaba, ESALQ-USP. 65 p. (Dissertação de Mestrado).
- PIETERS, E.P. e W.L. STERLING, 1973. Inferences on the dispersion of cotton arthropods in Texas. *Environ. Ent.*, 2:863-867.
- PIETERS, E.P.; C.E. GATES; J.H. MATIS e W.L. STERLING, 1977. Small samples comparison of different estimators of negative binomial parameters. *Biometrics*, 33:718-723.
- POISSON, S.D., 1837. Recherches sur la probabilité des jugements en matière criminelle et en matière civile, précédées des règles générales du calcul des probabilités. Bachelier, Imprimeur-Libraire pour les mathématiques, Paris. 415 p.
- + QUINTEROS, H.O., 1984. Determinação de uma distribuição estatística adequada a dados de contagem de lagartas de *Scrobipalpula absoluta* (Meyrick), em tomate (*Lycopersicum esculentum*, Mill), e um plano de amo

- tragem apropriado. Piracicaba, ESALQ-USP. 92 p. (Dissertação de Mes
trado).
- REEKS, W.A., 1956. Sequential sampling of the winter moth *Operothtera*
brunata (Linn). *Ca. Entomol.*, 88:241-246.
- SEVACHERIAN, V. e V.M. STERN, 1972. Spatial distribution patterns of
lygus bugs in California cotton fields. *Environ. Ent.*, 1:695-704.
- SHENTON, L.R., 1949. On the efficiency of the method of moments and Ney
man's Type A distribution. *Biometrika*, 36:450-454.
- SHEPARD, M., 1972. Spatial patterns and overcrowding of the bean leaf
roller, *Urbanus proteus* (Lepidoptera: HesperIIDae). *Ann. Ent. Soc. Am.*,
95:1124-1125.
- SHUMWAY, R. e J. GURLAND, 1961. A fitting procedure for some generalized
Poisson distributions. *Skand. Aktuärietidskrift*. p. 87-108.
- SNEDECOR, G.W., 1956. *Statistical methods applied to experiments in agri*
culture and biology. 5^a ed., Iowa, State College Press.
- SPROTT, D.A., 1958. The method of maximum likelihood applied to the Pois
son bionomial distribution. *Biometrics*, 14:97-107.
- STARK, R.W., 1952. Sequential sampling of the loggpole miner. *For.*
Chron., 28:57-60.
- SYLVESTER, E.S. e E.L. COX, 1961. Sequential plans for sampling aphids
on sugar beets in Kern County, California. *J. Econ. Entomol.*, 54:1080-
1085.
- VILLACORTA, A. e M.T.T. TORNERO, 1982. Plano de amostragem seqüencial de
dano causado por *Perileucoptera coffeella* no Paraná. *Pesq. Agropec.*
Bras., Brasília, 17(9):1249-1260.
- WALD, A., 1945. Sequential tests of statistical hypotesis. *Ann. Math.*
Stat., 16:117-186.

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

211 p.

WATERS, W.E., 1955. Sequential sampling in forest insect surveys. *For.*

Sci., 1:68-79.

WATERS, W.E. e W.R. HENSON, 1959. Some sampling attributes of the negatii

ve binomial distribution with special reference to forest insects. *For.*

Sci., 5:397-412.

A P Ê N D I C E

QUADRO 1 - FREQUENCIAS OBSERVADAS DO NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS COM DIATRAEA SACCHARALIS (BROCA DA CANA) POR COLMO NO ENSAIO DE JABOTICABAL, CANA-PLANTA - (1975)

VARIEDADE	NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS POR COLMO																				TOTAL	MÉDIA	VARIÂNCIA
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1. CB 36-24	54	25	14	14	6	5	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.3167	2.6888
2. CB 33-22	52	27	19	13	4	3	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.2353	2.1972
3. CB 40-69	37	35	24	14	5	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4167	1.8585
4. CB 41-14	45	19	21	16	10	7	6	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.6500	2.9521
6. CB 41-76	39	35	22	10	7	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4333	2.1300
7. CB 45-155	61	24	24	8	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9167	1.3207
8. CB 46-25	40	31	19	19	5	6	●	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4667	2.0997
9. CB 56-171	51	24	19	12	5	5	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4083	2.8991
10. CO 413	52	29	19	14	4	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.1250	1.6229
11. CO 740	41	27	27	14	8	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4250	1.9439
12. IAC 48/65	64	22	23	7	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.8750	1.2532
13. IAC 49/131	53	33	24	6	3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9750	1.2851
14. IAC 50/134	51	26	25	10	7	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.1583	1.6134
15. IAC 51/204	53	35	19	11	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9500	1.1235
16. IAC 51/205	50	30	14	15	4	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.2333	1.9787
17. IAC 52/150	36	26	20	12	16	7	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.8333	3.0476
18. IAC 52/326	44	29	23	15	7	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.3500	2.1454
19. IAC 58/480	36	28	27	15	6	6	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.6167	2.4232
20. NA 56/62	43	26	30	13	5	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.3417	1.7898

QUADRO 2 - FREQUENCIAS OBSERVADAS DO NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS COM DIATRAEA SACCHARALIS (BROCA DA CANA) POR COLMO NO ENSAIO DE GUARIBA, CANA-PLANTA - (1976)

VARIEDADE	NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS POR COLMO																				TOTAL	MÉDIA	VARIÂNCIA
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1. CB 36-24	25	12	19	9	14	3	4	2	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.2778	4.7647
2. CB 33-22	44	17	8	12	3	3	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.2889	2.9718
3. CB 40-69	11	7	20	16	14	7	6	2	3	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.2889	5.4662
5. CB 41-15	45	13	14	8	6	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.2222	2.3995
6. CB 41-76	26	13	18	17	8	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.9778	3.1905
7. CB 45-155	34	20	17	11	6	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.3556	2.0070
8. CB 46-25	19	15	20	12	9	5	7	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.3889	4.0156
9. CB 56-171	26	12	11	12	14	6	6	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.3778	4.5748
11. CO 740	27	10	13	15	9	7	4	1	0	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.4556	5.9362
12. IAC 48/65	39	21	16	5	4	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.2667	2.6247
13. IAC 49/131	45	10	19	10	4	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.1667	2.0056
14. IAC 50/134	37	10	18	11	4	5	1	2	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.7444	4.2149
15. IAC 51/204	49	12	15	5	5	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.0778	2.1624
16. IAC 51/205	42	12	14	6	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.5111	3.5785
17. IAC 52/150	19	20	19	13	7	6	0	1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.1111	3.7179
18. IAC 52/326	18	15	14	11	11	10	8	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.4389	4.8459
19. IAC 58/480	19	16	10	10	12	8	7	2	4	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.9000	6.3831
20. NA 56/62	13	13	18	20	15	7	2	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.5778	3.1905

QUADRO 3 - FREQUENCIAS OBSERVADAS DO NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS COM DIATRAEA SACCHARALIS (BROCA DA CANA) POR COLMO NO ENSAIO DE GUARIBA, SOCA - (1977)

VARIEDADE	NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS POR COLMO																				TOTAL	MÉDIA	VARIÂNCIA
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1. CB 36-24	37	15	13	7	4	7	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.6889	4.1493
3. CB 40-49	40	17	14	9	7	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.3111	2.4864
4. CB 41-14	43	12	9	4	7	7	4	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.7111	4.8145
5. CB 41-15	50	14	14	5	2	0	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.1111	3.2010
6. CB 41-76	44	11	12	9	7	3	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.4444	3.3283
7. CB 45-155	52	19	9	5	2	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	0.8444	1.7283
8. CB 46-25	26	16	12	11	12	4	2	4	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.2778	5.0343
9. CB 56-171	43	15	8	11	8	2	6	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.4444	3.7104
11. CO 740	36	17	13	13	4	1	3	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.8000	3.7034
12. IAC 48/65	49	16	11	8	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	0.9556	1.6385
13. IAC 49/131	43	13	13	13	4	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.2111	2.0561
14. IAC 50/134	48	12	14	8	6	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.1111	2.2347
15. IAC 51/201	42	10	16	7	4	4	3	2	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.6778	5.1197
16. IAC 51/205	52	12	9	6	3	3	4	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.1778	3.2939
17. IAC 52/150	14	19	15	14	11	6	7	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.4778	4.0276
18. IAC 52/326	31	8	18	12	10	9	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.9667	3.3360
19. IAC 58/480	30	17	12	14	11	2	2	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.8222	3.4052
20. NA 56/62	40	11	14	11	6	2	3	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.6222	3.8782

QUADRO 4 - FREQUENCIAS OBSERVADAS DO NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS COM DIATRAEA SACCHARALIS (BROCA DA CANA) POR COLMO NO ENSAIO DE GUARIBA, CANA-PLANTA (1977)

VARIEDADE	NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS POR COLMO																				TOTAL	MÉDIA	VARIÂNCIA
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1. CB 36-24	12	6	14	13	6	11	9	5	6	2	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.9222	7.8478
2. CB 38-22	6	8	8	12	13	12	13	8	3	1	1	2	1	1	1	0	0	0	0	0	90	4.5556	8.6767
3. CB 40-69	6	11	14	9	14	16	6	3	3	2	1	3	0	2	0	0	0	0	0	0	90	4.1111	8.6392
4. CB 41-14	18	10	15	9	10	8	5	3	2	4	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0	90	3.4556	9.8014
5. CB 41-15	22	7	16	17	9	5	3	2	2	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.7778	5.8602
6. CB 41-76	8	10	10	11	13	7	5	8	6	5	4	2	1	0	0	0	0	0	0	0	90	4.4778	9.8253
7. CB 45-155	21	11	15	11	9	8	7	6	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.7778	5.5456
8. CB 46-25	2	3	10	8	13	9	18	10	4	5	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	90	5.0333	6.0326
9. CB 56-171	16	1	15	10	12	7	6	7	9	4	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	90	4.1111	9.2235
10. CO 413	8	13	13	12	11	13	9	5	1	1	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.6889	6.8010
11. CO 740	5	4	7	14	15	11	7	8	11	8	3	2	2	3	0	0	0	0	0	0	90	5.6444	10.9958
12. IAC 48/65	17	13	11	17	14	8	3	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.7867	4.4506
13. IAC 49/131	11	17	12	22	21	6	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.5222	2.3871
14. IAC 50/134	9	12	10	12	14	14	6	4	3	2	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.6778	6.2208
15. IAC 51/204	7	5	12	16	15	11	6	9	5	3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	90	4.1000	6.0685
16. IAC 51/205	13	5	19	3	11	15	6	8	3	5	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.9222	7.8703
17. IAC 52/150	6	8	9	9	9	17	15	6	4	1	4	1	0	1	0	0	0	0	0	0	90	4.5667	7.6191
18. IAC 52/326	9	11	4	16	12	8	10	10	5	3	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	90	4.1444	7.3160
19. IAC 58/480	22	7	14	11	10	9	5	6	3	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.0778	6.9939
20. NA 56/62	6	9	8	7	17	8	7	8	6	5	4	1	2	1	0	1	0	0	0	0	90	4.9778	11.0332

QUADRO 5 - FREQUÊNCIAS OBSERVADAS DO NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS COM DIATRAEA SACCHARALIS (BROCA DA CANA) POR COLMO NO ENSAIO DE PIRACICABA, CANA-PLANTA - (1975)

VARIADADE	NUMERO DE INTERNODIOS ATACADOS POR COLMO																				TOTAL	MEDIA	VARIANCIA	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19				20
1. CB 36-24	51	21	22	12	4	5	3	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4833	3.4619
2. CB 38-22	32	20	27	21	9	7	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.9417	2.8621
3. CB 40-69	49	25	21	10	4	7	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4083	2.6638
4. CB 41-14	45	27	25	16	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.2750	1.5792
5. CB 41-15	75	25	11	7	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.6333	0.9737
6. CB 41-76	73	18	17	8	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.7750	1.3355
7. CB 45-155	67	26	14	11	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.7917	1.1579
8. CB 46-25	73	17	14	9	5	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.8500	1.6580
9. CB 56-171	48	20	19	4	6	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9533	1.9619
10. CO 413	48	23	28	12	6	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.2750	1.7641
11. CO 740	80	15	9	13	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.7083	1.5848
12. IAC 48/65	85	18	12	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.5250	1.0582
13. IAC 49/131	94	16	8	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.5167	0.4535
14. IAC 50/134	55	26	23	13	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.0417	1.4352
15. IAC 51/204	44	20	25	16	5	7	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.5917	2.7142
16. IAC 51/205	55	20	22	11	8	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.2583	2.2436
17. IAC 52/150	56	24	22	8	4	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.1833	2.4031
18. IAC 52/326	68	17	22	5	5	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9333	1.7770
19. IAC 58/480	68	26	15	5	3	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9167	1.4619
20. NA 56/62	57	21	22	10	8	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.1417	1.8537

QUADRO 6 - FREQUÊNCIAS OBSERVADAS DO NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS COM DIATRAEA SACCHARALIS (BROCA DA CANA) POR COLMO NO ENSAIO DE PIRACICABA, SOCA - (1976)

VARIETADE	NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS POR COLMO																				TOTAL	MÉDIA	VARIÂNCIA	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19				20
1. CB 36-24	48	14	15	21	6	5	5	3	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.9417	4.9293
2. CB 38-22	40	13	23	19	10	10	2	0	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	2.0167	3.8321
3. CB 40-69	62	14	9	13	2	10	5	1	1	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.6833	5.5796
4. CB 41-14	72	15	13	9	4	6	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.0000	2.3361
5. CB 41-15	74	20	10	10	3	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.8083	1.6352
6. CB 41-76	75	21	10	8	3	1	4	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.8000	1.9261
7. CB 45-155	54	22	19	14	5	4	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.2833	2.3392
8. CB 46-25	59	15	10	11	10	4	8	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.6083	4.1226
9. CB 56-171	58	10	15	17	7	5	3	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.6500	4.2630
10. CO 413	46	26	18	10	9	4	3	3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.6333	3.7636
11. CO 740	39	13	15	21	13	6	6	2	2	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	2.3667	5.8140
12. IAC 48/65	56	23	15	7	9	7	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.3333	2.9546
13. IAC 49/131	64	24	14	10	5	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9833	1.8485
14. IAC 50/134	69	20	15	9	3	3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9250	1.9355
15. IAC 51/204	53	17	20	9	7	4	4	3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.6000	4.6622
16. IAC 51/205	59	16	14	15	5	4	4	3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4500	3.5773
17. IAC 52/150	25	32	13	15	6	4	2	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	2.2417	3.6974
18. IAC 52/326	51	16	18	10	7	8	1	1	3	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.8917	6.0470
19. IAC 58/480	41	20	19	15	12	10	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.8583	3.5630
20. NA 56/62	53	17	15	13	5	9	3	3	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.7417	4.7982

QUADRO 7 - FREQUÊNCIAS OBSERVADAS DO NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS COM DIATRAEA SACCHARALIS (BROCA DA CANA) POR COLMO NO ENSAIO DE PIRACICABA, RESSOCA - (1977)

VARIEDADE	NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS POR COLMO																				TOTAL	MEDIA	VARIANCIA
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1. CB 36-24	43	11	13	10	11	13	11	1	5	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	2.5583	6.6856
2. CB 38-22	51	16	19	14	10	9	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.5583	2.9209
3. CB 40-69	66	14	15	6	9	3	1	3	2	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	120	1.4167	5.1527
4. CB 41-14	79	17	13	4	5	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.7250	1.6464
5. CB 41-15	76	13	14	7	5	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9083	2.1848
6. CB 41-76	71	13	12	12	6	2	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.1417	3.2455
7. CB 45-155	76	12	16	8	4	3	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9333	2.2476
8. CB 46-25	76	11	10	8	3	3	1	2	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.1000	3.4957
9. CB 56-171	83	10	10	2	6	5	1	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9333	3.0880
10. CO 413	48	19	18	18	11	2	3	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.5917	3.2184
11. CO 740	62	9	16	16	9	4	2	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4500	3.6109
12. IAC 43/65	75	17	13	8	4	5	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.9833	2.7560
13. IAC 49/131	83	13	13	8	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.6417	1.3075
14. IAC 50/134	77	16	12	8	5	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	0.7917	1.6957
15. IAC 51/204	63	12	17	8	11	5	2	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.4167	3.9090
16. IAC 51/205	61	8	14	10	13	8	3	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.6583	4.3445
17. IAC 52/150	60	15	15	10	13	5	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.3750	2.9926
18. IAC 52/326	61	12	14	19	8	4	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.3583	2.8873
19. IAC 53/480	57	13	12	13	10	11	2	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.6500	3.9605
20. NA 56/62	53	12	16	14	11	8	4	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	120	1.7417	3.9579

QUADRO 8 - FREQUÊNCIAS OBSERVADAS DO NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS COM DIATRAEA SACCHARALIS (BROCA DA CANA) POR COLMO NO ENSAIO DE PIRACICABA, SOCA - (1977)

VARIEDADE	NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS POR COLMO																				TOTAL	MEDIA	VARIANCIA
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1. CB 36-24	24	5	10	11	18	7	3	5	4	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.0889	6.9583
2. CB 38-22	40	9	11	11	8	4	3	2	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.8333	4.8146
3. CB 40-69	46	13	13	9	3	3	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.3000	3.4933
4. CB 41-14	43	13	9	10	6	7	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.5111	3.7583
6. CB 41-76	56	10	7	8	2	5	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.0667	3.1640
7. CB 45-155	52	12	10	10	4	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	0.9778	1.9096
8. CB 46-25	39	9	11	3	10	9	6	0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	90	2.1111	6.3920
9. CB 56-171	60	6	6	6	5	5	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.0667	3.4112
10. CO 413	33	19	13	6	10	3	2	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.7667	4.0685
11. CO 740	44	11	9	14	5	3	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.4444	3.1935
12. IAC 43/65	61	8	12	6	0	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	0.7333	1.6584
13. IAC 49/131	63	7	12	5	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	0.6667	1.4157
14. IAC 50/134	58	7	8	7	5	3	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.0333	2.9090
15. IAC 51/204	37	11	7	10	10	6	4	2	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.0778	5.4433
16. IAC 51/205	39	7	16	6	6	5	3	1	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.0111	5.8983
17. IAC 52/150	33	15	12	9	7	6	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.9333	4.3101
18. IAC 52/326	55	11	10	6	5	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	0.9667	2.3697
19. IAC 53/480	27	7	13	19	5	4	5	4	3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.5111	5.8257
20. NA 56/62	40	7	15	7	8	4	6	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.9889	5.0212

QUADRO 9 - FREQUENCIAS OBSERVADAS DO NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS COM DIATRAEA SACCHARALIS (ZERCA DA CANA) POR COLMO NO ENSAIO DE PIRACICABA, CANA-PLANTA - (1977)

VARIEDADE	NÚMERO DE INTERNÓDIOS ATACADOS POR COLMO																				TOTAL	MEDIA	VARIANCIA
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
2. CB 38-22	25	13	11	13	12	5	4	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.3333	4.7416
3. CB 40-69	24	14	21	10	11	6	2	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.1111	3.9201
4. CB 41-14	36	12	21	2	11	3	3	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.7000	3.8528
6. CB 41-76	15	13	17	14	9	3	7	6	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.9778	5.7748
7. CB 45-153	39	11	13	13	8	5	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.5444	2.8376
8. CB 46-25	28	9	9	8	13	7	7	3	2	3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	90	2.8444	7.7059
9. CB 56-171	31	8	15	11	11	7	2	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.2444	5.1755
10. CO 413	14	12	20	13	10	6	11	2	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.8778	4.8276
11. CO 740	18	6	12	11	18	8	9	5	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.2556	6.0800
12. IAC 48/65	37	8	16	13	7	7	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.7222	3.3040
13. IAC 49/131	25	13	19	15	8	4	2	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.0222	3.5725
16. IAC 50/134	31	8	14	16	10	5	3	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.1556	4.5323
15. IAC 51/204	21	9	17	13	9	13	5	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	90	2.7444	7.4508
16. IAC 51/205	24	10	11	15	10	5	7	4	2	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.7444	6.2149
17. IAC 52/150	7	3	23	15	10	11	7	7	4	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.6444	5.5126
18. IAC 52/526	35	10	12	13	8	7	4	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	2.0778	4.6119
19. IAC 53/480	14	5	18	13	17	12	7	2	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	90	3.1778	5.0467
20. NA 56/62	43	7	16	9	5	3	3	2	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	90	1.6667	4.5843

QUADRO 10 - VALORES OBTIDOS PARA A ESTATÍSTICA X2 NO TESTE DE ADERÊNCIA, COM OS RESPECTIVOS GRAUS DE LIBERDADE, PARA CADA VARIEDADE NO ENSAIO DE JABOTICABAL, CANA-PLANTA - (1975)

VARIEDADE	POISSON		B.N. (1)		B.N. (2)		B.N. (3)		B.N. (4)		B.N. (5)		N.A. (1)		N.A. (2)		N.A. (3)		N.A. (4)		N.A. (5)	
	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2
1. CB 36-24	4	53.82**	5	12.87*	5	8.39NS	5	7.22NS	5	6.67NS	5	6.61NS	5	10.63NS	5	3.89NS	4	17.34**	5	4.73NS	5	3.19NS
2. CB 38-22	4	32.14**	5	5.24NS	5	4.18NS	5	2.99NS	5	4.79NS	5	2.58NS	5	3.39NS	5	1.43NS	4	6.97NS	5	0.99NS	5	1.52NS
3. CB 40-59	4	9.77*	4	0.79NS	4	4.63NS	4	4.63NS	4	34.32**	4	4.49NS	4	0.82NS	4	17.96**	4	0.63NS	4	7.82NS	4	8.96NS
4. CB 41-14	4	45.74**	5	12.21*	5	9.34NS	5	12.57*	5	22.92**	5	9.58NS	5	11.52*	5	3.39NS	5	17.15**	5	11.62*	5	3.85NS
6. CB 41-76	4	22.48**	4	1.01NS	4	1.88NS	4	3.55NS	4	23.80**	4	1.56NS	4	1.62NS	4	10.39*	4	3.15NS	4	4.96NS	4	6.05NS
7. CB 45-155	3	14.85**	3	8.04*	3	7.97*	3	9.38*	3	17.17**	3	10.37*	3	5.51NS	3	6.12NS	3	6.97NS	3	6.66NS	3	8.03*
8. CB 46-25	4	20.67**	4	4.75NS	4	5.57NS	4	9.15NS	4	33.93**	4	6.03NS	4	3.93NS	4	11.26*	4	6.04NS	4	10.14*	4	6.80NS
9. CB 56-171	4	56.99**	6	10.51NS	6	2.71NS	6	4.25NS	6	21.43**	6	3.95NS	5	10.02NS	6	3.60NS	5	18.43**	6	3.17NS	6	1.28NS
10. CO 413	3	15.30**	4	4.54NS	4	4.37NS	4	6.59NS	4	7.13NS	4	5.66NS	4	2.65NS	4	3.47NS	4	4.46NS	4	3.98NS	4	5.32NS
11. CO 740	4	12.75*	4	4.84NS	4	5.73NS	4	10.26*	4	26.97**	4	7.84NS	3	9.18*	4	5.25NS	4	9.23NS	4	4.54NS	4	7.14NS
12. IAC 48/65	3	20.21**	3	9.28*	3	3.64NS	3	11.60**	3	18.87**	3	8.98*	3	3.33NS	3	6.05NS	3	10.18*	3	16.09**	3	6.04NS
13. IAC 49/131	3	6.28NS	3	2.80NS	3	4.43NS	3	6.96NS	3	29.33**	3	5.36NS	3	5.61NS	3	4.97NS	3	2.31NS	3	4.68NS	3	13.01**
14. IAC 50/134	3	17.10**	3	4.67NS	3	4.43NS	3	6.96NS	3	23.94**	3	9.53*	3	3.85NS	3	26.33**	3	7.89*	3	9.94*	3	4.48NS
15. IAC 51/204	3	5.97NS	3	3.28NS	3	5.61NS	3	7.29NS	3	18.62**	3	3.70NS	4	4.21NS	4	9.32*	4	7.39NS	4	10.42*	4	4.03NS
16. IAC 51/205	4	31.44**	4	5.72NS	4	3.57NS	4	5.58NS	4	13.43**	4	3.70NS	4	4.21NS	4	9.32*	4	7.39NS	4	10.42*	4	4.03NS
17. IAC 52/150	5	36.28**	5	11.12*	5	11.59*	5	16.20**	5	22.49**	5	10.71NS	5	10.60NS	5	7.62NS	5	14.46*	5	9.76NS	5	7.67NS
18. IAC 52/324	4	12.63*	4	4.35NS	4	5.42NS	4	7.45NS	4	21.20**	4	6.79NS	4	2.85NS	4	8.05NS	4	3.58NS	4	6.09NS	4	6.53NS
19. IAC 53/490	4	18.54**	5	4.05NS	5	4.33NS	5	9.34NS	5	15.70**	5	5.91NS	5	3.05NS	5	5.98NS	5	4.33NS	5	6.99NS	5	6.23NS
20. NA 56/62	4	12.58*	4	6.58NS	4	8.45NS	4	12.34*	4	26.96**	4	10.93*	4	5.10NS	4	13.10*	4	5.73NS	4	9.19NS	4	10.15*

B.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO MÉTODO DA REGRESSÃO PONDERADA

B.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO MÉTODO DA REGRESSÃO PONDERADA N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO MÉTODO DA REGRESSÃO LINEAR

B.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO MÉTODO DOS MÍNIMOS QUI-QUADRADOS N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO MÉTODO DOS MÍNIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO MÉTODO DOS MÍNIMOS QUI-QUADRADOS N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO MÉTODO DOS MÍNIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MÉDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M = MÉDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

QUADRO 11 - VALORES OBTIDOS PARA A ESTATÍSTICA X2 NO TESTE DE ADEQUAÇÃO, COM OS RESPECTIVOS GRAUS DE LIBERDADE, PARA CADA VARIEDADE NO ENSAIO DE GUARIBA, CANA-PLANTA - (1976)

VARIEDADE	POISSON		B.N. (1)		B.N. (2)		B.N. (3)		B.N. (4)		B.N. (5)		N.A. (1)		N.A. (2)		N.A. (3)		N.A. (4)		N.A. (5)	
	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2
1. CB 36-24	5	49.68**	7	12.42NS	7	12.26NS	7	19.71**	7	18.78**	7	12.69NS	7	9.09NS	7	7.93NS	7	10.64NS	7	8.23NS	7	8.55NS
2. CB 38-22	3	37.91**	5	15.42**	4	47.26**	5	8.39NS	5	8.33NS	5	9.22NS	5	6.64NS	5	9.94NS	5	7.12NS	5	7.58NS	5	8.94NS
3. CB 40-39	3	37.48**	8	10.67NS	8	19.53**	8	34.58**	8	47.08**	8	7.64NS	8	7.05NS	8	8.84NS	8	9.12NS	8	7.14NS	8	7.23NS
5. CB 41-15	3	40.53**	4	12.42*	4	6.23NS	4	9.95*	4	10.61*	4	7.42NS	4	3.49NS	4	1.67NS	4	6.37NS	4	4.35NS	4	2.73NS
6. CB 41-76	5	26.87**	6	8.14NS	6	10.56NS	6	19.56**	6	41.29**	6	8.28NS	6	4.98NS	6	5.51NS	6	6.85NS	6	7.15NS	6	5.01NS
7. CB 45-155	4	13.22*	4	3.95NS	4	4.50NS	4	9.65*	4	16.88**	4	4.90NS	4	3.07NS	4	2.52NS	4	3.84NS	4	3.28NS	4	3.62NS
8. CB 46-25	6	33.51**	5	6.86NS	6	8.44NS	6	20.47**	6	42.93**	6	6.74NS	6	5.93NS	6	6.41NS	6	6.46NS	6	6.46NS	6	5.01NS
9. CB 56-171	5	61.69**	6	15.76**	6	16.84**	6	23.16**	6	56.27**	6	16.43*	6	11.14NS	6	7.58NS	6	15.33*	6	14.71*	6	10.19NS
11. CO 749	6	72.37**	7	12.95NS	7	11.36NS	7	12.87NS	7	19.51**	7	13.76**	7	8.50NS	7	5.76NS	7	10.74NS	7	6.87NS	7	7.47NS
12. IAC 48/65	3	21.79**	5	5.23NS	5	1.68NS	5	2.11NS	5	8.34NS	5	1.88NS	5	2.34NS	5	2.44NS	5	2.68NS	5	3.31NS	5	2.44NS
13. IAC 49/131	3	30.64**	4	15.52**	4	14.76**	4	17.61**	4	25.52**	4	13.92**	4	8.37NS	4	10.87*	4	13.34**	4	30.52**	4	8.03NS
14. IAC 50/134	4	59.73**	5	15.87**	6	11.52NS	6	11.18NS	6	19.20**	6	13.46**	6	9.14NS	6	8.62NS	6	11.65*	6	13.75*	6	8.74NS
15. IAC 51/204	3	46.60**	4	16.05**	4	10.38*	4	13.33**	4	11.52*	4	8.51NS	4	4.94NS	4	2.44NS	4	8.47NS	4	12.61*	4	4.13NS
16. IAC 51/205	4	81.92**	4	20.13**	4	11.38*	4	9.01NS	4	6.65NS	4	13.38**	4	9.89*	4	3.49NS	4	15.48**	4	4.84NS	4	8.29NS
17. IAC 52/150	5	10.01NS	5	4.26NS	5	2.80NS	5	19.24**	5	19.72**	5	4.32NS	5	4.07NS	5	2.98NS	5	2.79NS	5	3.18NS	5	4.91NS
18. IAC 52/326	6	39.56**	6	10.52NS	6	11.93NS	6	24.71**	6	36.53**	6	10.57NS	6	7.22NS	6	6.88NS	6	8.71NS	6	7.90NS	6	6.97NS
19. IAC 58/430	6	64.66**	8	9.78NS	8	9.77NS	8	18.53*	8	17.76*	8	12.76NS	8	9.43NS	8	8.60NS	8	12.18NS	8	8.14NS	8	8.39NS
20. NA 56/62	6	8.67NS	6	15.94*	6	20.64**	6	43.86**	6	58.03**	6	12.86*	6	11.11NS	6	14.39*	6	10.56NS	6	10.09NS	6	12.17NS

B.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA
 CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA
 B.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA
 CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA
 B.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA
 CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS
 B.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA
 CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS
 B.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MEDIA AMOSTRAL DE CADA
 VARIEDADE EM CADA LOCAL
 N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO
 PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR
 N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA
 CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR
 N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO
 PARA CADA LOCAL PELO METODO DE MINIMOS QUI-QUADRADOS
 N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA
 CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS
 N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M = MEDIA AMOSTRAL DE CADA
 VARIEDADE EM CADA LOCAL

QUADRO 12 - VALORES OBTIDOS PARA A ESTATISTICA X2 NO TESTE DE ADERENCIA, COM OS RESPECTIVOS GRAUS DE LIBERDADE, PARA CADA VARIEDADE NO ENSAIO DE GUARIZIA, SOCA - (1977)

VARIEDADE	POISSON		B.N. (1)		B.N. (2)		B.N. (3)		B.N. (4)		B.N. (5)		N.A. (1)		N.A. (2)		N.A. (3)		N.A. (4)		N.A. (5)	
	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2
1. CB 36-24	4	71.69**	6	8.17NS	6	11.73NS	6	10.08NS	6	9.03NS	6	12.09NS	6	5.10NS	6	4.79NS	6	7.00NS	6	4.44NS	6	7.89NS
3. CB 40-69	3	28.47**	4	5.02NS	4	5.38NS	4	12.10**	4	12.10**	4	5.19NS	4	2.37NS	4	2.48NS	4	2.40NS	4	2.40NS	4	2.00NS
4. CB 41-14	4	109.34**	6	22.05**	6	23.06**	6	22.07**	6	21.96**	6	29.25**	6	14.37**	6	14.61**	6	19.60**	6	43.97**	6	20.71**
5. CB 41-13	3	35.23**	4	7.83NS	5	9.27NS	5	5.40NS	5	4.86NS	5	7.08NS	4	2.50NS	4	2.86NS	4	3.38NS	4	4.38NS	4	4.10NS
6. CB 41-76	4	65.82**	5	10.28NS	5	11.97**	5	10.81NS	5	11.94**	5	12.77**	5	3.20NS	5	4.16NS	5	6.47NS	5	9.31NS	5	6.90NS
7. CB 45-133	2	17.40**	4	2.97NS	4	5.04NS	4	0.50NS	4	0.56NS	4	0.78NS	4	2.98NS	4	1.74NS	4	1.53NS	4	3.30NS	4	1.44NS
8. CB 46-25	5	56.69**	7	7.69NS	7	7.93NS	7	17.63**	7	26.13**	7	11.16NS	7	5.17NS	7	5.30NS	7	6.77NS	7	9.16NS	7	7.32NS
9. CB 56-171	4	52.57**	5	10.78NS	5	10.00NS	5	10.08NS	5	17.29**	5	12.61**	5	4.96NS	5	4.25NS	5	6.54NS	5	4.27NS	5	7.35NS
11. CO 740	4	58.37**	5	4.49NS	5	7.71NS	5	7.44NS	5	8.00NS	5	6.19NS	5	2.55NS	5	2.96NS	5	3.23NS	5	3.82NS	5	3.73NS
12. IAC 48/45	3	31.89**	3	4.47NS	3	4.22NS	3	7.30NS	3	7.96**	3	3.30NS	3	0.81NS	3	0.65NS	3	8.24**	3	5.28NS	3	0.65NS
13. IAC 49/131	3	28.43**	4	11.68**	4	12.51**	4	17.34**	4	23.81**	4	11.68**	4	0.66NS	4	8.89NS	4	10.85**	4	26.45**	4	6.21NS
14. IAC 50/134	3	28.07**	4	10.29**	4	11.45**	4	11.24**	4	13.24**	4	9.91**	4	5.19NS	4	4.40NS	4	4.59NS	4	8.72NS	4	4.48NS
15. IAC 51/204	4	83.52**	7	12.29NS	7	14.57**	7	8.49NS	7	8.56NS	7	18.58**	7	7.70NS	7	6.99NS	7	11.34NS	7	30.87**	7	13.04**
16. IAC 51/205	3	63.13**	5	16.61**	5	19.77**	5	10.42NS	5	9.41NS	5	16.26**	5	7.23NS	5	5.96NS	5	11.83**	5	7.63NS	5	13.04**
17. IAC 52/150	6	22.90**	6	16.11**	6	5.91NS	6	33.57**	6	23.47**	6	16.17NS	6	7.81NS	6	4.68NS	6	6.66NS	6	5.11NS	6	5.47NS
18. IAC 52/326	5	53.08**	5	22.21**	5	21.50**	5	35.85**	5	36.83**	5	21.77**	5	13.22**	5	14.09**	5	40.40**	5	37.61**	5	14.80**
19. IAC 58/480	4	30.69**	6	10.05NS	6	9.77NS	6	19.85**	6	15.88**	6	9.27NS	6	5.83NS	6	5.69NS	6	5.99NS	6	6.02NS	6	5.65NS
20. NA 56/62	4	57.73**	6	9.44NS	6	13.94**	6	10.45NS	6	10.33NS	6	13.21**	6	4.11NS	6	5.47NS	6	6.97NS	6	15.25**	6	7.86NS

B.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

B.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

B.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M = MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

QUADRO 13 - VALORES OBTIDOS PARA A ESTATÍSTICA X2 NO TESTE DE ADERENCIA, COM OS RESPECTIVOS GRAUS DE LIBERDADE, PARA CADA VARIEDADE NO ENSAIO DE GUARIBA, CANA-PLANTA (1977)

VARIEDADE	POISSON		B.N. (1)		B.N. (2)		B.N. (3)		B.N. (4)		B.N. (5)		N.A. (1)		N.A. (2)		N.A. (3)		N.A. (4)		N.A. (5)	
	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2
1. CB 36-24	8	83.05**	9	15.92NS	9	14.63NS	9	14.93NS	9	31.32**	9	14.64NS	9	11.54NS	9	7.77NS	9	59.35**	9	9.45NS	9	10.02NS
2. CB 38-22	7	20.29**	9	7.64NS	9	15.80NS	9	18.04*	9	51.07**	9	7.62NS	9	6.23NS	9	6.14NS	8	20.50**	9	6.32NS	9	6.15NS
3. CB 40-69	4	40.53**	10	8.08NS	10	23.01*	10	15.15NS	10	79.07**	10	8.00NS	10	8.18NS	10	9.47NS	9	37.26**	10	8.23NS	10	8.18NS
4. CB 41-14	7	133.31**	9	27.70**	9	8.92NS	9	10.03NS	9	26.34**	9	20.83*	9	17.23*	9	8.36NS	7	94.41**	9	35.74**	9	14.02NS
5. CB 41-15	6	70.14**	8	22.13**	8	18.44*	8	14.16NS	8	40.79**	8	15.68*	8	11.63NS	8	8.45NS	6	47.46**	8	10.43NS	8	10.10NS
6. CB 41-76	9	89.79**	10	10.98NS	10	15.59NS	10	12.31NS	10	69.81**	10	11.46NS	10	9.32NS	10	12.63NS	10	62.81**	10	8.83NS	10	7.83NS
7. CB 45-155	6	CB 41-76	6	71.16**	7	12.35NS	7	16.91*	7	34.52**	7	15.32*	7	11.07NS	7	12.63NS	7	50.75**	7	17.03*	7	9.45NS
8. CB 46-25	8	9.56NS	9	22.94**	9	58.16**	9	48.98**	9	163.93**	9	20.16*	9	18.71*	9	24.42**	8	9.05NS	9	19.18*	9	20.45*
9. CB 56-171	7	715.93**	8	38.13**	8	25.50**	8	24.21**	8	83.03**	8	36.34**	8	28.62**	8	13.36NS	8	17.70*	8	24.44**	8	3.49NS
10. CO 413	7	25.49**	8	4.29NS	8	7.51NS	8	10.13NS	8	22.92**	8	4.19NS	8	3.33NS	8	3.36NS	7	15.11*	7	3.72NS	8	3.49NS
11. C 740	10	51.59**	12	15.37NS	12	25.76*	12	26.94**	12	85.02**	12	17.06NS	12	14.18NS	12	12.26NS	10	35.37**	12	13.19NS	12	13.04NS
12. IAC 48/65	6	40.63**	8	10.30NS	8	16.10*	8	10.92NS	8	50.66**	8	8.08NS	8	5.56NS	8	21.71**	4	21.96**	6	9.62NS	6	5.27NS
13. IAC 49/131	4	14.99**	4	21.56**	4	37.88**	4	35.82**	4	125.08**	4	29.52**	4	26.71**	4	21.96**	4	15.43**	4	14.83**	4	28.83**
14. IAC 50/134	8	35.01**	9	8.52NS	9	23.19**	9	16.63NS	9	84.45**	9	8.76NS	9	6.68NS	9	7.00NS	8	22.08**	9	7.03NS	9	6.97NS
15. IAC 51/204	8	28.02**	8	8.87NS	8	30.25**	8	20.75**	8	74.76**	8	9.11NS	8	7.22NS	8	10.08NS	8	18.10*	8	7.76NS	8	7.76NS
16. IAC 51/205	8	107.24**	9	32.91**	9	36.79**	9	32.65**	9	75.58**	9	31.50**	9	27.23**	9	23.15**	8	74.20**	9	25.46**	9	25.59**
17. IAC 52/150	7	24.82**	9	14.66NS	9	19.32*	9	29.40**	9	67.05**	9	14.18NS	9	11.44NS	9	11.33NS	9	27.60**	9	11.50NS	9	11.82NS
18. IAC 52/326	8	61.87**	9	16.78NS	9	24.93**	9	23.51**	9	69.59**	9	16.59NS	9	13.42NS	9	12.73NS	9	45.08**	9	14.14NS	9	12.90NS
19. IAC 58/480	7	112.61**	8	30.25**	8	14.95NS	8	16.98*	8	19.20*	8	21.47**	8	16.18*	8	13.72NS	7	75.78**	8	12.90NS	8	13.30NS
20. NA 58/62	9	60.69**	11	9.89NS	11	16.74NS	11	15.00NS	11	56.54**	11	11.17NS	11	9.40NS	11	7.37NS	9	39.77**	11	11.79NS	11	8.26NS

B.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA

B.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA

B.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DE MINIMOS QUI-QUADRADOS

N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M = MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

QUADRO 14 - VALORES OBTIDOS PARA A ESTATÍSTICA X2 NO TESTE DE ADERÊNCIA, COM OS RESPECTIVOS GRAUS DE LIBERDADE, PARA CADA VARIEDADE NO ENSAIO DE PIRACICABA, CANA-PLANTA - (1975)

VARIEDADE	POISSON		B.N. (1)		B.N. (2)		B.N. (3)		B.N. (4)		B.N. (5)		N.A. (1)		N.A. (2)		N.A. (3)		N.A. (4)		N.A. (5)	
	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2
1. CB 36-24	4	62.06**	6	7.30NS	6	8.82NS	6	6.12NS	6	7.64NS	6	7.85NS	6	2.83NS	5	18.75**	6	3.33NS	6	3.68NS	6	3.68NS
2. CB 38-22	5	24.39**	5	12.59**	5	8.64NS	5	36.77**	5	9.09NS	5	5.35NS	5	6.37NS	5	7.92NS	5	10.12NS	5	6.45NS	5	6.45NS
3. CB 40-69	4	53.18**	5	7.17NS	5	7.10NS	5	13.27*	5	7.13NS	5	4.27NS	5	5.62NS	5	13.23*	5	4.88NS	5	4.88NS	5	4.88NS
4. CB 41-14	3	12.52**	3	8.16**	3	9.27*	3	23.89**	3	27.83**	3	9.20*	3	4.92NS	3	13.47**	3	23.69**	3	41.02**	3	8.04*
5. CB 41-15	2	18.71**	3	3.55NS	3	2.32NS	3	4.38NS	3	5.41NS	3	2.55NS	3	1.35NS	3	6.65NS	3	2.36NS	3	4.86NS	3	3.78NS
6. CB 41-76	2	28.70**	3	9.34**	3	9.05*	3	10.10*	3	11.13*	3	6.52NS	3	3.38NS	3	2.20NS	3	8.93*	3	4.05NS	3	1.83NS
7. CB 45-155	3	20.49**	3	7.04NS	3	7.16NS	3	12.42**	3	13.36**	3	7.26NS	3	4.32NS	3	4.60NS	3	8.10*	3	10.55*	3	6.16NS
8. CB 48-25	3	53.42**	4	13.05*	4	14.36**	4	12.46*	4	11.79*	4	8.04NS	4	6.06NS	4	1.26NS	4	14.70**	4	4.51NS	4	2.37NS
9. CB 56-171	3	51.63**	4	11.48*	4	9.08NS	4	8.61NS	4	14.52**	4	8.28NS	4	6.90NS	4	7.23NS	4	14.77**	4	6.45NS	4	4.46NS
10. CO 413	4	18.93**	4	10.65*	4	7.18NS	4	25.16**	4	14.72**	4	11.52*	4	6.64NS	4	9.42*	4	12.22*	4	14.76**	4	8.45NS
11. CO 740	2	59.81**	3	25.98**	3	29.60**	3	29.81**	3	29.27**	3	18.82**	3	14.88**	3	9.42*	3	25.99**	3	14.37**	3	10.53*
12. IAC 48/65	2	17.73**	3	8.71*	3	6.84NS	3	3.71NS	3	3.15NS	3	2.98NS	3	2.06NS	3	1.94NS	3	5.82NS	3	2.08NS	3	1.94NS
13. IAC 49/131	3	14.44**	3	8.84*	3	8.83*	3	18.93**	3	28.33**	3	10.94*	3	6.18NS	3	8.95*	3	7.96*	3	10.18*	3	8.84*
14. IAC 50/134	4	45.03**	5	10.47NS	5	10.58NS	5	23.42**	5	25.24**	5	10.41NS	5	7.67NS	5	7.07NS	5	14.22*	5	11.33*	5	6.00NS
15. IAC 51/204	4	38.86**	5	8.30NS	5	8.09NS	5	13.63*	5	14.88*	5	7.92NS	5	5.18NS	5	3.87NS	5	11.16*	5	5.52NS	5	3.04NS
16. IAC 52/150	3	29.46**	4	4.38NS	4	9.23NS	4	7.20NS	4	4.74NS	4	3.98NS	4	2.40NS	4	1.95NS	4	6.25NS	4	1.79NS	4	1.83NS
17. IAC 52/326	3	47.17**	4	13.62**	4	14.88**	4	14.25**	4	14.41**	4	11.24*	4	8.42NS	4	5.71NS	4	16.45**	4	6.54NS	4	5.94NS
18. IAC 53/480	3	31.55**	4	3.40NS	4	7.67NS	4	1.74NS	4	1.51NS	4	0.76NS	4	1.30NS	4	1.84NS	4	5.42NS	4	2.06NS	4	1.98NS
20. NA 56/62	3	33.59**	4	9.65*	4	10.55*	4	17.28**	4	16.96**	4	9.60*	4	5.93NS	4	5.27NS	4	12.25*	4	10.82*	4	4.93NS

B.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA

B.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA

B.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DE MINIMOS QUI-QUADRADOS

N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M= MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

QUADRO 15 - VALORES OBTIDOS PARA A ESTATÍSTICA X2 NO TESTE DE ADERENCIA, COM OS RESPECTIVOS GRAUS DE LIBERDADE, PARA CADA VARIEDADE NO ENSAIO DE PIRACICABA, SOCA - (1976)

VARIEDADE	POISSON		B.N. (1)		B.N. (2)		B.N. (3)		B.N. (4)		B.N. (5)		N.A. (1)		N.A. (2)		N.A. (3)		N.A. (4)		N.A. (5)	
	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2
1. CB 36-24	5126.77**	7 17.53*	7 22.74**	7 23.02**	7 20.15**	7 26.30**	7 9.54NS	7 10.68NS	7 10.68NS	7 10.68NS	7 10.68NS	7 10.68NS	7 9.54NS	7 10.68NS	7 10.68NS	7 10.68NS	7 10.68NS	7 10.68NS	7 9.40NS	7 9.40NS	7 17.58*	7 17.58*
2. CB 38-22	5 61.99**	6 19.20**	6 18.61**	6 34.21**	6 25.27**	6 19.39**	6 8.82NS	6 11.06NS	6 11.06NS	6 11.06NS	6 11.06NS	6 11.06NS	6 8.82NS	6 11.06NS	6 11.06NS	6 11.06NS	6 11.06NS	6 11.06NS	6 14.04*	6 14.04*	6 10.94NS	6 10.94NS
3. CB 40-69	4187.00**	6 33.86**	6 41.68**	6 30.70**	6 29.01**	6 49.92**	6 22.73**	6 26.04**	6 26.04**	6 26.04**	6 26.04**	6 26.04**	6 22.73**	6 26.04**	6 26.04**	6 26.04**	6 26.04**	6 26.04**	6 46.87**	6 46.87**	6 37.39**	6 37.39**
4. CB 41-14	3 74.30**	4 15.39**	4 18.47**	4 14.43**	4 13.45**	4 13.30**	4 1.85NS	4 3.08NS	4 3.08NS	4 3.08NS	4 3.08NS	4 3.08NS	4 1.85NS	4 3.08NS	4 3.08NS	4 3.08NS	4 3.08NS	4 3.08NS	4 30.39**	4 30.39**	4 7.87NS	4 7.87NS
5. CB 41-15	3 50.54**	4 9.14NS	4 7.76NS	4 8.34NS	4 8.04NS	4 6.08NS	4 2.83NS	4 2.07NS	4 2.07NS	4 2.07NS	4 2.07NS	4 2.07NS	4 2.83NS	4 2.07NS	4 2.07NS	4 2.07NS	4 2.07NS	4 2.07NS	4 3.13NS	4 3.13NS	4 2.62NS	4 2.62NS
6. CB 41-76	3 47.29**	4 6.79NS	4 9.40NS	4 2.11NS	4 1.73NS	4 3.51NS	4 2.46NS	4 1.25NS	4 1.25NS	4 1.25NS	4 1.25NS	4 1.25NS	4 2.46NS	4 1.25NS	4 1.25NS	4 1.25NS	4 1.25NS	4 1.25NS	4 1.88NS	4 1.88NS	4 1.47NS	4 1.47NS
7. CB 45-155	4 45.21**	5 5.79NS	5 6.47NS	5 12.15*	5 12.93*	5 6.04NS	5 3.35NS	5 2.93NS	5 2.93NS	5 2.93NS	5 2.93NS	5 2.93NS	5 3.35NS	5 2.93NS	5 2.93NS	5 2.93NS	5 2.93NS	5 2.93NS	5 5.45NS	5 5.45NS	5 1.85NS	5 1.85NS
8. CB 46-25	4133.77**	5 18.97**	5 29.43**	5 19.41**	5 18.04**	5 30.05**	5 9.44NS	5 13.30*	5 13.30*	5 13.30*	5 30.05**	5 9.44NS	5 13.30*	5 13.30*	5 13.30*	5 13.30*	5 13.30*	5 13.30*	5 26.69**	5 26.69**	5 20.94**	5 20.94**
9. CB 56-171	4112.46**	6 23.13**	6 22.70**	6 24.82**	6 31.78**	6 31.37**	6 10.88NS	6 9.04NS	6 9.04NS	6 9.04NS	6 31.37**	6 10.88NS	6 9.04NS	6 9.04NS	6 9.04NS	6 9.04NS	6 9.04NS	6 9.04NS	6 10.33NS	6 10.33NS	6 20.65**	6 20.65**
10. CO 413	4 55.30**	6 1.29NS	6 9.64NS	6 5.41NS	6 1.85NS	6 4.59NS	6 2.70NS	6 5.03NS	6 5.03NS	6 5.03NS	6 4.59NS	6 2.70NS	6 5.03NS	6 5.03NS	6 5.03NS	6 5.03NS	6 5.03NS	6 5.03NS	6 14.47*	6 14.47*	6 2.91NS	6 2.91NS
11. CO 740	6113.89**	8 15.84*	8 19.23*	8 26.95**	8 26.61**	8 23.97**	8 7.79NS	8 12.21NS	8 12.21NS	8 12.21NS	8 23.97**	8 7.79NS	8 12.21NS	8 12.21NS	8 12.21NS	8 12.21NS	8 12.21NS	8 12.21NS	8 15.30NS	8 15.30NS	8 15.27NS	8 15.27NS
12. IAC 48/65	4 90.26**	5 10.45NS	5 11.02NS	5 15.72**	5 18.19**	5 13.14*	5 6.24NS	5 3.17NS	5 3.17NS	5 3.17NS	5 13.14*	5 6.24NS	5 3.17NS	5 3.17NS	5 3.17NS	5 3.17NS	5 3.17NS	5 3.17NS	5 14.20*	5 14.20*	5 8.27NS	5 8.27NS
13. IAC 49/131	3 37.05**	4 3.45NS	4 7.38NS	4 4.88NS	4 8.31NS	4 2.92NS	4 3.64NS	4 1.27NS	4 1.27NS	4 1.27NS	4 2.92NS	4 3.64NS	4 1.27NS	4 1.27NS	4 1.27NS	4 1.27NS	4 1.27NS	4 1.27NS	4 0.80NS	4 0.80NS	4 0.95NS	4 0.95NS
14. IAC 50/134	3 40.82**	4 5.90NS	4 8.78NS	4 3.84NS	4 4.73NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.35NS	4 4.92NS	4 4.92NS	4 0.95NS	4 0.95NS
15. IAC 51/204	4 82.19**	7 8.71NS	7 12.79NS	7 5.54NS	7 5.52NS	7 16.57*	7 3.83NS	7 4.93NS	7 4.93NS	7 4.93NS	7 16.57*	7 3.83NS	7 4.93NS	7 4.93NS	7 4.93NS	7 4.93NS	7 4.93NS	7 4.93NS	5 28.84**	5 28.84**	7 11.71NS	7 11.71NS
16. IAC 51/205	4 98.90**	6 14.13*	6 17.63**	6 15.10*	6 15.09*	6 19.27**	6 4.79NS	6 5.42NS	6 5.42NS	6 5.42NS	6 19.27**	6 4.79NS	6 5.42NS	6 5.42NS	6 5.42NS	6 5.42NS	6 5.42NS	6 5.42NS	6 7.12NS	6 7.12NS	6 12.05NS	6 12.05NS
17. IAC 52/150	5 25.99**	7 21.17**	7 7.26NS	7 46.93**	7 30.11**	7 8.37NS	7 14.33*	7 6.54NS	7 6.54NS	7 6.54NS	7 8.37NS	7 14.33*	7 6.54NS	7 6.54NS	7 6.54NS	7 6.54NS	7 6.54NS	7 6.54NS	7 12.94NS	7 12.94NS	7 8.14NS	7 8.14NS
18. IAC 52/326	5113.14**	6 11.02NS	6 19.89**	6 8.45NS	6 8.34NS	6 24.63**	6 7.14NS	5 10.35NS	5 10.35NS	5 10.35NS	6 24.63**	6 7.14NS	5 10.35NS	5 10.35NS	5 10.35NS	5 10.35NS	5 10.35NS	5 10.35NS	5 11.14*	5 11.14*	5 12.79*	5 12.79*
19. IAC 53/480	5 54.44**	5 14.51*	5 15.19**	5 26.72**	5 18.43**	5 14.22*	5 7.24NS	5 8.01NS	5 8.01NS	5 8.01NS	5 14.22*	5 7.24NS	5 8.01NS	5 8.01NS	5 8.01NS	5 8.01NS	5 8.01NS	5 8.01NS	5 8.04NS	5 8.04NS	5 7.87NS	5 7.87NS
20. NA 56/62	5129.28**	7 14.40*	7 23.34**	7 14.19*	7 13.90NS	7 23.96**	7 7.25NS	7 11.69NS	7 11.69NS	7 11.69NS	7 23.96**	7 7.25NS	7 11.69NS	7 11.69NS	7 11.69NS	7 11.69NS	7 11.69NS	7 11.69NS	7 8.21NS	7 8.21NS	7 15.70*	7 15.70*

B.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA

B.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA

B.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DE MINIMOS QUI-QUADRADOS

N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M= MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

QUADRO 16 - VALORES OBTIDOS PARA A ESTATÍSTICA X2 NO TESTE DE ADERENCIA, COM OS RESPECTIVOS GRAUS DE LIBERDADE, PARA CADA VARIEDADE NO ENSAIO DE PIRACICABA, RESSOCA - (1977)

VARIEDADE	POISSON		B.N. (1)		B.N. (2)		B.N. (3)		B.N. (4)		B.N. (5)		N.A. (1)		N.A. (2)		N.A. (3)		N.A. (4)		N.A. (5)		
	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	
1. CB 36-24	6187.73**	7	30.33**	7	37.26**	7	54.25**	7	38.25**	7	52.13**	7	18.33*	7	24.23**	7	22.47**	7	24.49**	7	36.14**	7	36.14**
2. CB 38-22	4 68.50**	4	9.11NS	4	16.82**	4	24.15**	4	15.70**	4	12.58**	4	1.65NS	4	5.76NS	4	21.13**	4	14.40**	4	5.59NS	4	5.59NS
3. CB 40-69	4117.18**	6	13.61*	6	28.56**	6	8.02NS	6	8.14NS	6	28.99**	6	7.38NS	6	13.19*	6	7.71NS	6	23.11**	6	19.51**	6	19.51**
4. CB 41-14	2 32.37**	4	8.33NS	4	13.49**	4	6.06NS	4	6.92NS	4	13.19NS	4	3.81NS	4	2.31NS	4	3.33NS	4	13.60**	4	3.24NS	4	3.24NS
5. CB 41-15	2 81.22**	5	11.87*	5	14.52*	5	12.10*	5	13.90*	5	13.37*	5	0.84NS	5	4.17NS	5	1.20NS	5	14.83NS	5	7.02NS	5	7.02NS
6. CB 41-76	3 77.83**	5	13.80*	5	23.68**	5	11.29*	5	11.36*	5	19.68**	5	2.67NS	5	7.94NS	5	2.64NS	5	14.83**	5	12.11*	5	12.11*
7. CB 45-155	3 69.43**	5	12.56*	5	22.50**	5	12.73*	5	15.22**	5	14.20**	5	1.62NS	5	11.66*	5	1.78NS	5	20.04**	5	7.34NS	5	7.34NS
8. CB 46-25	3111.55**	5	19.96**	5	38.25**	5	14.03*	5	16.09**	5	27.15**	5	3.78NS	5	12.09*	5	5.75NS	5	25.91**	5	18.90**	5	18.90**
9. CB 56-171	3157.35**	5	31.46**	5	41.20**	5	26.94**	5	24.04**	5	35.83**	5	13.05*	5	14.02*	5	13.93*	5	15.07*	5	29.53**	5	29.53**
10. CO 413	4 45.23**	5	14.91*	5	15.62**	5	32.44**	5	12.92*	5	12.99*	5	6.80NS	5	8.37NS	5	6.44NS	5	14.04*	5	6.69NS	5	6.69NS
11. CO 740	4 93.40**	6	21.16**	6	32.86**	6	27.11**	6	23.55**	6	27.84**	6	7.50NS	6	14.28*	6	7.93NS	6	17.24**	6	17.24**	6	17.24**
12. IAC 48/65	3 90.54**	5	14.43*	5	22.52**	5	10.42NS	5	11.32*	5	18.40**	5	5.17NS	5	13.42*	5	5.32NS	5	27.43**	5	13.43*	5	13.43*
13. IAC 49/131	2 42.98**	3	11.47**	3	19.42**	3	11.56**	3	11.63**	3	9.81*	3	2.88NS	3	8.45*	3	2.86NS	3	65.02**	3	3.39NS	3	3.39NS
14. IAC 50/134	3 64.27**	4	8.92NS	4	15.81**	4	9.55*	4	9.63*	4	8.58NS	4	1.58NS	4	2.93NS	4	1.72NS	4	8.70NS	4	3.02NS	4	3.02NS
15. IAC 51/204	4104.42**	6	17.25**	6	25.00**	6	19.88**	6	18.12**	6	25.67**	6	6.13NS	6	9.33NS	6	6.21NS	6	36.13**	6	15.99*	6	15.99*
16. IAC 51/205	4140.36**	6	27.43**	6	36.37**	6	35.43**	6	35.36**	6	42.14**	6	13.87*	6	18.49**	6	18.99**	6	26.19**	6	29.11**	6	29.11**
17. IAC 52/150	4 87.62**	5	19.52**	5	38.20**	5	31.35**	5	20.21**	5	24.45**	5	8.11NS	5	19.78**	5	12.99*	5	20.35**	5	14.75*	5	14.75*
18. IAC 52/326	4 77.25**	5	23.87**	5	28.75**	5	35.61**	5	30.49**	5	26.50**	5	9.58NS	5	14.40**	5	14.15*	5	20.28**	5	15.99**	5	15.99**
19. IAC 58/480	4124.50**	6	25.45**	6	42.82**	6	38.28**	6	38.50**	6	36.22**	6	12.66*	6	24.83**	6	17.79**	6	27.71**	6	24.29**	6	24.29**
20. NA 56/62	5107.50**	6	18.21**	6	25.93**	6	32.09**	6	24.89**	6	26.45**	6	6.27NS	6	12.24NS	6	10.54NS	6	27.06**	6	15.78*	6	15.78*
3.3.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES. ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA																							
N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR																							
3.3.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS. ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA																							
N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR																							
3.3.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS																							
N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA PARA CADA LOCAL PELO METODO DE MINIMOS QUI-QUADRADOS																							
3.3.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS																							
N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS																							
3.3.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL																							
N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M= MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL																							

B.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA

B.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA

B.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MEDIA AMOSTRAL DE CADA N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M= MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

QUADRO 17 - VALORES OBTIDOS PARA A ESTATÍSTICA X2 NO TESTE DE ADERENCIA, COM OS RESPECTIVOS GRAUS DE LIBERDADE, PARA CADA VARIEDADE NO ENSAIO DE PIRACICABA, SOCA - (1977)

VARIEDADE	POISSON		B.N.(1)		B.N.(2)		B.N.(3)		B.N.(4)		B.N.(5)		N.A.(1)		N.A.(2)		N.A.(3)		N.A.(4)		N.A.(5)	
	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2
1. CB 36-24	7141.86**	8	31.42**	8	27.42**	8	64.22**	8	35.10**	8	36.61**	8	16.72*	8	19.71*	8	22.24**	8	23.41**	8	26.34**	8
2. CB 38-22	5101.65**	7	11.19NS	7	23.59**	7	16.29*	7	14.14*	7	20.73**	7	3.39NS	7	13.47NS	7	3.35NS	7	18.36**	7	13.19NS	7
3. CB 40-69	3 39.63**	5	5.86NS	5	6.80NS	5	6.80NS	5	5.76NS	5	8.44NS	5	0.98NS	5	1.52NS	5	1.04NS	5	5.14NS	5	4.07NS	5
4. CB 41-14	4 76.52**	5	14.24*	5	16.68**	5	18.61**	5	16.29**	5	19.00**	5	6.38NS	5	8.30NS	5	6.55NS	5	28.63**	5	12.05*	5
6. CB 41-76	3 65.81**	5	20.31**	5	27.17**	5	14.95*	5	18.21**	5	21.92**	5	6.82NS	5	11.95**	5	6.92NS	5	19.20**	5	15.71**	5
7. CB 45-195	3 42.02**	4	10.27*	4	13.49**	4	14.87**	4	14.29**	4	10.26**	4	2.97NS	4	6.72NS	4	9.74*	4	10.81*	4	4.60NS	4
8. CB 44-25	5133.96**	6	26.62**	6	34.10**	6	33.80**	6	32.12**	6	41.35**	6	17.03**	6	23.39**	6	17.43**	6	35.53**	6	30.05**	6
9. CB 56-171	3103.63**	5	29.02**	5	31.20**	5	27.93**	5	22.65**	5	31.03**	5	10.48NS	5	11.54*	5	11.23*	5	13.48*	5	23.15**	5
10. CO 413	4 46.13**	6	4.87NS	6	11.76NS	6	16.51*	6	6.44NS	6	8.80NS	6	6.10NS	6	8.61NS	6	6.09NS	6	17.01**	6	6.42NS	6
11. CO 749	4 67.53**	5	13.25*	5	20.78**	5	20.19**	5	17.84**	5	17.02**	5	4.69NS	5	8.61NS	5	8.01NS	5	13.04*	5	10.54NS	5
12. IAC 49/131	2 33.97**	3	12.20**	3	13.36**	3	12.56**	3	13.03**	3	10.46*	3	2.97NS	3	4.76NS	3	3.15NS	3	8.32*	3	4.76NS	3
13. IAC 50/134	2 35.05**	3	13.42**	3	18.76**	3	15.72**	3	15.62**	3	11.00*	3	3.39NS	3	9.92*	3	4.88NS	3	54.69**	3	5.22NS	3
14. IAC 51/204	5112.00**	7	13.06NS	7	18.90**	7	26.16**	7	17.43**	7	19.83**	7	3.82NS	7	12.88*	7	3.72NS	7	29.54**	7	13.06*	7
15. IAC 51/205	5119.41**	7	13.91NS	7	17.19*	7	21.31**	7	17.23*	7	26.20**	7	6.41NS	7	10.34NS	7	7.24NS	7	36.19**	7	17.75*	7
16. IAC 52/150	5 82.22**	6	9.67NS	6	21.95**	6	24.55**	6	15.57*	6	15.27*	6	5.29NS	6	13.69**	6	7.70NS	6	13.54*	6	9.57NS	6
17. IAC 52/150	3 57.06**	4	9.77*	4	16.45**	4	7.52NS	4	9.06NS	4	9.63*	4	0.77NS	4	3.53NS	4	0.78NS	4	4.65NS	4	4.63NS	4
18. IAC 52/326	4104.51**	7	20.49**	7	21.29**	7	44.99**	7	23.52**	7	23.77**	7	11.22NS	7	17.70*	7	12.00NS	7	17.50*	7	17.37*	7
19. IAC 58/480	5126.53**	6	18.38**	6	27.06**	6	25.30**	6	22.59**	6	29.46**	6	9.75NS	6	16.84**	6	10.87NS	6	34.00**	6	20.70**	6
20. NA 56/62	5126.53**	6	18.38**	6	27.06**	6	25.30**	6	22.59**	6	29.46**	6	9.75NS	6	16.84**	6	10.87NS	6	34.00**	6	20.70**	6

B.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

B.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

B.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M = MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

QUADRO 18 - VALORES OBTIDOS PARA A ESTATÍSTICA X2 NO TESTE DE ADERENCIA, COM OS RESPECTIVOS GRAUS DE LIBERDADE, PARA CADA VARIEDADE NO ENSAIO DE PIRACICABA, CANA-PLANTA - (1977)

VARIEDADE	Poisson		B.N. (1)		B.N. (2)		B.N. (3)		B.N. (4)		B.N. (5)		N.A. (1)		N.A. (2)		N.A. (3)		N.A. (4)		N.A. (5)	
	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2	GL	X2
2. CB 38-22	5	53.53**	7	9.00NS	6	43.29**	7	13.34NS	7	14.41**	7	9.35NS	7	4.26NS	7	5.00NS	7	4.85NS	7	6.69NS	7	4.91NS
3. CB 40-69	5	26.74**	6	7.45NS	6	9.70NS	6	16.19**	6	36.21**	6	7.50NS	6	5.09NS	6	6.14NS	6	5.10NS	6	4.86NS	6	4.90NS
4. CB 41-14	4	58.00**	6	24.05**	6	20.38**	6	23.18**	6	29.73**	6	21.53**	6	15.64**	6	14.79**	6	16.02**	6	17.10**	6	16.31**
6. CB 41-76	7	49.31**	8	6.32NS	8	10.07NS	8	20.26**	8	50.29**	8	6.88NS	8	4.40NS	8	4.38NS	8	4.73NS	8	5.17NS	8	4.60NS
7. CB 45-155	4	48.30**	4	16.34**	4	12.59**	4	16.30**	4	18.52**	4	12.86**	4	5.81NS	4	9.24NS	4	14.47**	4	15.81**	4	6.66NS
8. CB 46-25	6	137.07**	8	25.56**	8	18.29**	8	17.90**	8	29.54**	8	32.83**	8	19.35**	8	15.31NS	8	19.35**	8	26.22**	8	22.43**
9. CB 56-171	5	72.75**	7	18.71**	7	13.17NS	7	15.83**	7	39.35**	7	13.24NS	7	10.20NS	7	10.93NS	7	12.60NS	7	12.68NS	7	11.13NS
10. CO 413	6	34.01**	7	14.51**	7	14.57**	7	34.13**	7	27.35**	7	23.67**	7	15.86**	7	15.56**	7	17.87**	7	18.25**	7	16.62**
11. CO 749	7	75.35**	7	22.44**	7	23.37**	7	39.49**	7	57.39**	7	23.67**	7	15.86**	7	15.56**	7	17.87**	7	18.25**	7	16.62**
12. IAC 48/65	4	57.83**	5	22.37**	5	18.32**	5	23.82**	5	31.81**	5	19.94**	5	11.60**	5	12.56**	5	20.10**	5	22.85**	5	12.56**
13. IAC 49/131	5	50.75**	6	6.42NS	6	6.37NS	6	13.33**	6	37.33**	6	6.29NS	6	3.40NS	6	5.66NS	6	3.85NS	6	25.85**	6	3.42NS
14. IAC 50/134	5	71.83**	7	19.42**	7	15.82**	7	19.89**	7	35.14**	7	18.97**	7	11.06NS	7	12.16NS	7	13.13NS	7	21.30**	7	12.23NS
15. IAC 51/204	6	53.29**	6	14.88**	6	19.77**	6	27.52**	6	42.22**	6	17.45**	6	11.45NS	6	10.94NS	6	11.40NS	6	17.52**	6	11.92NS
16. IAC 51/205	6	89.61**	8	14.48NS	8	11.72NS	8	17.16**	8	26.98**	8	17.52**	8	9.11NS	8	6.01NS	8	9.42NS	8	7.41NS	8	10.53NS
17. IAC 52/150	7	22.04**	7	18.40**	7	14.81**	7	47.45**	7	50.84**	7	12.30NS	7	13.90NS	7	11.42NS	7	14.00NS	7	11.63NS	7	13.08NS
18. IAC 52/326	5	75.52**	6	18.09**	6	13.97**	6	15.33**	6	18.70**	6	16.99**	6	8.30NS	6	8.17NS	6	9.43NS	6	10.79NS	6	9.70NS
19. IAC 58/480	7	35.73**	7	21.62**	7	22.38**	7	47.67**	7	48.30**	7	18.24**	7	15.28**	7	14.83**	7	15.62**	7	15.34**	7	14.90**
20. NA 52/62	4	82.44**	6	29.46**	6	22.46**	6	18.34**	6	14.30**	6	21.97**	6	13.53**	6	12.01NS	6	14.40**	6	26.78**	6	15.65**

B.N. (1) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA N.A. (1) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA PARA CADA LOCAL PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

B.N. (2) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO PONDERADA N.A. (2) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DA REGRESSAO LINEAR

B.N. (3) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS N.A. (3) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AS VARIEDADES, ESTIMADO PARA CADA LOCAL PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (4) = BINOMIAL NEGATIVA COM K COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS N.A. (4) = NEYMAN TIPO A COM L2 COMUM AOS LOCAIS, ESTIMADO PARA CADA VARIEDADE PELO METODO DOS MINIMOS QUI-QUADRADOS

B.N. (5) = BINOMIAL NEGATIVA COM K IGUAL A MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL N.A. (5) = NEYMAN TIPO A COM L2 = 1 E M= MEDIA AMOSTRAL DE CADA VARIEDADE EM CADA LOCAL

QUADRO 19 - Valores obtidos para a variância e os coeficientes de assimetria e curtose, para cada transformação, para os dados de Jaboticabal - Cana-Planta (1975).

TRANS. EST. FORÇA TESTE		VARIÁVEIS EM ORDEM CRESCENTE DE MÉDIAS NÃO TRANSFORMADAS																		
COEF. CAS		12	7	15	13	10	14	16	2	1	20	18	9	3	11	6	8	19	4	17
SEM	σ^2	0,8750	0,9167	0,9500	0,9750	1,1250	1,1583	1,2333	1,2333	1,3167	1,3417	1,3500	1,4083	1,4167	1,4250	1,4333	1,4667	1,6167	1,6500	1,8333
	σ^2	1,25	1,32	1,12	1,28	1,62	1,61	1,98	2,20	2,68	1,79	2,15	2,90	1,86	1,94	2,13	2,10	2,42	2,95	3,05
γ_1	γ_1	1,09**	1,25**	0,92**	1,29**	1,00**	0,90**	1,07**	1,38**	1,38**	0,91**	1,61**	1,33**	0,91**	0,93**	0,99**	0,81**	0,99**	0,85**	0,72**
	γ_2	0,29**	1,35**	-0,04**	2,62**	0,25**	-0,04**	0,33**	1,89**	1,89**	1,79**	0,57**	5,01**	1,32**	0,22**	0,14**	0,17**	-0,20**	0,67**	-0,05**
γ_2	σ^2	0,49	0,50	0,45	0,47	0,53	0,54	0,57	0,60	0,66	0,54	0,56	0,68	0,51	0,55	0,55	0,57	0,58	0,70	0,66
	γ_3	0,43**	0,37**	0,14**	0,20**	0,17**	0,10**	0,18**	0,27**	0,35**	-0,09**	0,06**	0,29**	-0,16**	-0,13**	-0,04**	-0,10**	0,00**	0,00**	-0,17**
γ_3	σ^2	-1,47**	-1,61**	-1,53**	-1,32**	-1,47**	-1,52**	-1,39**	-1,24**	-1,23**	-1,37**	-1,11**	-1,22**	-1,18**	-1,35**	-1,20**	-1,34**	-1,13**	-1,45**	-1,28**
	γ_4	0,20	0,20	0,18	0,19	0,23	0,23	0,26	0,28	0,31	0,24	0,26	0,33	0,24	0,26	0,26	0,27	0,28	0,35	0,34
γ_4	γ_1	0,69**	0,70**	0,48**	0,63**	0,52**	0,43**	0,56**	0,69**	0,73**	0,29**	0,54**	0,69**	0,31**	0,26**	0,43**	0,30**	0,31**	0,33**	0,22**
	γ_2	-0,68**	-0,65**	-1,00**	-0,37**	-0,94**	-1,06**	-0,85**	-0,44**	-0,49**	-0,92**	-0,19**	-0,52**	-0,84**	-1,00**	-0,81**	-1,05**	-0,76**	-1,12**	-1,14**
γ_5	σ^2	0,70	0,67	0,60	0,60	0,60	0,58	0,58	0,60	0,62	0,51	0,52	0,60	0,46	0,49	0,48	0,49	0,45	0,54	0,46
	γ_3	0,41**	0,35**	0,15**	0,18**	0,18**	0,12**	0,21**	0,27**	0,35**	-0,06**	0,66**	0,30**	-0,08**	-0,07**	0,03**	-0,03**	-0,08**	0,05**	-0,06**
γ_5	σ^2	-1,53**	-1,51**	-1,54**	-1,43**	-1,49**	-1,53**	-1,41**	-1,33**	-1,31**	-1,41**	-1,28**	-1,29**	-1,22**	-1,38**	-1,22**	-1,36**	-1,19**	-1,47**	-1,34**
	γ_4	0,34	0,33	0,30	0,30	0,30	0,29	0,29	0,30	0,30	0,26	0,26	0,29	0,23	0,25	0,34	0,25	0,23	0,27	0,23
γ_6	γ_1	0,28**	0,20**	-0,04**	-0,02**	-0,02**	-0,08**	0,04**	0,04**	0,10**	-0,31**	-0,23**	0,03**	-0,43**	-0,35**	-0,32**	-0,33**	-0,44**	-0,20**	-0,41**
	γ_2	-1,76**	-1,77**	-1,76**	-1,72**	-1,72**	-1,74**	-1,66**	-1,65**	-1,64**	-1,56**	-1,53**	-1,61**	-1,32**	-1,50**	-1,38**	-1,46**	-1,28**	-1,62**	-1,34**
γ_6	σ^2	0,19	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17	0,18	0,15	0,16	0,18	0,14	0,15	0,15	0,15	0,14	0,17	0,15
	γ_3	0,39**	0,32**	0,11**	0,14**	0,13**	0,08**	0,14**	0,21**	0,28**	-0,13**	-0,02**	0,23**	-0,18**	-0,15**	-0,07**	-0,12**	-0,19**	-0,03**	-0,18**
γ_7	σ^2	-1,57**	-1,55**	-1,58**	-1,49**	-1,55**	-1,59**	-1,47**	-1,41**	-1,40**	-1,66**	-1,36**	-1,39**	-1,26**	-1,42**	-1,28**	-1,40**	-1,23**	-1,53**	-1,35**
	γ_4	0,18	0,17	0,15	0,15	0,15	0,15	0,15	0,16	0,16	0,13	0,14	0,16	0,16	0,12	0,13	0,13	0,12	0,15	0,13
γ_7	γ_2	0,41**	0,35**	0,14**	0,18**	0,17**	0,11**	0,19**	0,26**	0,33**	0,08**	0,04**	0,28**	-0,11**	-0,10**	-0,00**	-0,06**	-0,12**	0,02**	-0,12**
	γ_3	-1,53**	-1,51**	-1,54**	-1,43**	-1,50**	-1,54**	-1,42**	-1,35**	-1,34**	-1,42**	-1,30**	-1,32**	-1,23**	-1,40**	-1,24**	-1,37**	-1,21**	-1,50**	-1,35**
γ_8	σ^2	0,30	0,30	0,27	0,28	0,33	0,33	0,36	0,37	0,41	0,34	0,35	0,42	0,32	0,35	0,35	0,36	0,37	0,44	0,43
	γ_1	0,55**	0,50**	0,31**	0,37**	0,32**	0,24**	0,33**	0,41**	0,46**	0,05**	0,18**	0,40**	0,03**	0,02**	0,14**	0,06**	-0,01**	0,09**	-0,04**
γ_8	γ_2	-1,24**	-1,18**	-1,31**	-1,07**	-1,31**	-1,38**	-1,24**	-1,10**	-1,13**	-1,31**	-1,10**	-1,13**	-1,15**	-1,31**	-1,14**	-1,31**	-1,15**	-1,43**	-1,33**
	σ^2	0,90	0,91	0,81	0,86	1,03	1,04	1,07	1,21	1,39	1,07	1,15	1,45	1,05	1,13	1,15	1,18	1,24	1,50	1,48
γ_9	γ_3	0,66**	0,65**	0,45**	0,58**	0,48**	0,40**	0,52**	0,64**	0,69**	0,25**	0,48**	0,65**	0,26**	0,22**	0,38**	0,25**	0,25**	0,29**	0,18**
	γ_4	-0,95**	-0,75**	-1,07**	-0,50**	-1,01**	-1,12**	-0,91**	-0,54**	-0,59**	-0,99**	-0,30**	-0,62**	-0,89**	-1,06**	-0,88**	-1,09**	-0,82**	-1,16**	-1,17**
γ_9	σ^2	1,16	1,18	1,06	1,11	1,30	1,31	1,43	1,49	1,69	1,33	1,42	1,74	1,29	1,38	1,40	1,43	1,49	1,81	1,72
	γ_1	0,54**	0,50**	0,28**	0,38**	0,33**	0,25**	0,35**	0,46**	0,53**	0,08**	0,28**	0,48**	0,06**	0,05**	0,18**	0,08**	0,06**	0,16**	0,02**
γ_{10}	σ^2	-1,23**	-1,10**	-1,32**	-0,94**	-1,25**	-1,33**	-1,15**	-0,89**	-0,90**	-1,18**	-0,70**	-0,90**	-1,04**	-1,21**	-1,03**	-1,21**	-0,97**	-1,30**	-1,22**
	γ_3	0,28	0,28	0,26	0,36	0,39	0,40	0,41	0,42	0,45	0,39	0,40	0,45	0,36	0,39	0,38	0,39	0,39	0,46	0,42
γ_{10}	γ_1	0,27**	0,19**	-0,06**	-0,05**	-0,06**	-0,11**	-0,09**	-0,02**	0,07**	-0,40**	-0,28**	-0,02**	-0,50**	-0,41**	-0,40**	-0,41**	-0,52**	-0,26**	-0,50**
	γ_2	-1,72**	-1,78**	-1,79**	-1,74**	-1,75**	-1,76**	-1,70**	-1,68**	-1,68**	-1,57**	-1,54**	-1,65**	-1,31**	-1,51**	-1,39**	-1,47**	-1,26**	-1,64**	-1,31**

QUADRO 20 - Valores obtidos para a variância e os coeficientes de assimetria e curtose, para cada transformação, para os dados de Guariba - Cana-Planta (1976).

TABELA ESTADÍSTICA		VARIÁVEIS EM ORDEM CRESCENTE DE MÉDIAS NÃO TRANSFORMADAS																		
FORMA	COEF.	15	12	5	12	2	7	16	14	6	17	1	9	8	11	20	18	19	3	
$\bar{x}$		1,0778	1,1667	1,2222	1,2667	1,2889	1,3556	1,5111	1,7444	1,9778	2,1111	2,2778	2,3778	2,3889	2,5778	2,6889	2,9000	3,2889		
s^2		2,16	2,01	2,40	2,62	2,97	2,01	3,58	4,21	3,19	3,72	4,76	4,57	4,02	5,94	3,19	4,85	6,38	5,47	
s_1		1,27**	1,06**	1,14**	1,63**	1,45**	0,92**	1,31**	1,37**	0,74**	1,49**	1,10**	0,53*	0,65**	1,12**	0,60**	0,61**	0,69**	0,72**	
s_2		0,54**	0,56**	0,39**	2,87**	1,77**	0,28**	1,55**	1,76**	0,07**	3,52**	1,32**	-0,69**	-0,45**	1,19**	0,81**	-0,09**	-0,28**	0,13**	
s^2		0,63	0,62	0,66	0,62	0,70	0,53	0,78	0,81	0,67	0,60	0,78	0,82	0,67	0,90	0,52	0,73	0,85	0,62	
s_1		0,55*	0,31**	0,40**	0,39**	0,30*	0,00**	0,37**	0,23**	-0,29**	-0,42**	-0,16**	-0,28**	-0,39**	-0,09**	-0,77**	-0,44**	-0,30**	-0,64**	
s_2		-1,27**	-1,53**	-1,41**	-0,98*	-1,13*	-1,42**	-1,31**	-1,21**	-1,18**	-0,42**	-1,00*	-1,32**	-0,84*	-1,09*	0,04**	-0,83*	-0,96*	0,16**	
s^2		0,29	0,22	0,31	0,30	0,34	0,26	0,39	0,42	0,35	0,34	0,43	0,45	0,38	0,50	0,30	0,43	0,51	0,40	
s_1		0,84**	0,57*	0,69**	0,88**	0,86**	0,37**	0,69**	0,61**	0,09**	0,38**	0,27**	0,03**	0,05**	0,30**	-0,25**	-0,03**	0,08**	-0,10**	
s_2		-0,63**	-0,99*	-0,86**	0,10**	-0,13**	-0,99*	-0,69**	-0,53**	-1,00*	0,06**	-0,68**	-1,28**	-0,96*	-0,74**	-0,36**	-0,98*	-1,05*	-0,33**	
s^2		0,72	0,67	0,67	0,60	0,67	0,54	0,64	0,58	0,44	0,37	0,44	0,45	0,37	0,46	0,27	0,36	0,39	0,26	
s_1		0,53*	0,30**	0,40**	0,37**	0,49*	0,04**	0,31**	0,24**	-0,20**	-0,12**	-0,08**	-0,18**	-0,23**	-0,03**	-0,58**	-0,28**	-0,15**	-0,41**	
s_2		-1,35**	-1,59**	-1,46**	-1,11*	-1,24**	-1,45**	-1,39**	-1,30**	-1,26**	-0,69**	-1,13*	-1,40**	-1,02*	-1,20**	-0,40**	-1,08*	-1,18**	-0,31**	
s^2		0,35	0,33	0,33	0,30	0,32	0,27	0,31	0,29	0,22	0,18	0,22	0,23	0,18	0,23	0,13	0,17	0,19	0,12	
s_1		0,38**	0,17**	0,22**	0,08**	0,25**	-0,21**	0,15**	-0,03**	-0,53*	-0,66**	-0,47*	-0,49*	-0,71**	-0,39**	-1,14**	-0,74**	-0,61**	-1,09**	
s_2		-1,65**	-1,81**	-1,73**	-1,56**	-1,61**	-1,62**	-1,69**	-1,62**	-1,26**	-0,59**	-2,33**	-1,33**	-0,71**	-1,30**	0,39**	-0,68**	-0,87*	0,70**	
s^2		0,20	0,19	0,20	0,18	0,19	0,16	0,17	0,16	0,12	0,10	0,13	0,13	0,11	0,14	0,08	0,11	0,12	0,08	
s_1		0,50**	0,27**	0,35**	0,30**	0,43*	0,03**	0,30**	0,14**	-0,32**	-0,31**	-0,23**	-0,31**	-0,42*	-0,18**	-0,80**	-0,46*	-0,34**	-0,72**	
s_2		-1,42**	-1,65**	-1,53**	-1,24**	-1,34**	-1,50**	-1,49**	-1,42**	-1,27**	-0,71**	-1,17**	-1,39**	-0,93*	-1,27**	-0,14**	-0,96*	-1,09*	0,06**	
s^2		0,18	0,17	0,17	0,16	0,17	0,14	0,17	0,16	0,12	0,10	0,13	0,13	0,11	0,14	0,08	0,11	0,12	0,08	
s_1		0,53*	0,29**	0,39**	0,35**	0,47*	0,02**	0,34**	0,19**	-0,26**	-0,21**	-0,16**	-0,25**	-0,33**	-0,11**	-0,71**	-0,33**	-0,26**	-0,60**	
s_2		-1,36**	-1,60**	-1,47**	-1,14**	-1,26**	-1,47**	-1,42**	-1,36**	-1,27**	-0,71**	-1,17**	-1,40**	-0,98*	-1,24**	-0,27**	-1,02*	-1,14*	-0,09**	
s^2		0,39	0,39	0,41	0,39	0,44	0,36	0,49	0,51	0,43	0,39	0,50	0,53	0,43	0,56	0,34	0,47	0,54	0,40	
s_1		0,65**	0,39**	0,59**	0,53*	0,60**	0,14**	0,43*	0,27**	-0,20**	-0,14**	-0,12**	-0,23**	-0,30**	-0,10**	-0,69**	-0,38**	-0,28**	-0,66**	
s_2		-1,09*	-1,42**	-1,28**	-0,82**	-1,02*	-1,35**	-1,28**	-1,24**	-1,26**	-0,70**	-1,15*	-1,40**	-0,99*	-1,24**	-0,31**	-1,04**	-1,15*	-0,05**	
s^2		1,26	1,23	1,36	1,31	1,49	1,17	1,71	1,83	1,51	1,45	1,66	1,94	1,62	2,17	1,28	1,83	2,19	1,69	
s_1		0,60**	0,54*	0,65**	0,83**	0,82**	0,33**	0,65**	0,57*	0,03**	0,32**	0,22**	-0,01**	0,01**	0,25**	-0,30**	-0,07**	0,04**	-0,15**	
s_2		-0,71**	-1,07*	-0,93*	-0,43**	-0,43**	-1,05*	-0,77**	-0,63**	-1,03*	-0,03**	-0,74**	-1,29**	-0,96*	-0,79**	-0,35**	-0,99*	-1,05*	-0,31**	
s^2		1,57	1,53	1,67	1,59	1,80	1,44	2,04	2,16	1,78	1,65	2,14	2,24	1,85	2,49	1,45	2,06	2,44	1,84	
s_1		0,68**	0,43*	0,53*	0,62**	0,67**	0,17**	0,52*	0,42**	-0,10**	0,09**	0,06**	-0,12**	-0,16**	0,10**	-0,50**	-0,22**	-0,09**	-0,34**	
s_2		-0,99*	-1,30**	-1,18*	-0,50**	-0,76**	-1,24**	-1,02*	-0,89*	-1,11*	-0,21**	-0,86*	-1,30**	-0,91*	-0,92*	-0,19**	-0,92*	-1,02*	-0,14**	
s^2		0,44	0,44	0,46	0,43	0,47	0,41	0,51	0,51	0,43	0,40	0,46	0,49	0,39	0,52	0,30	0,41	0,45	0,32	
s_1		0,36**	0,12**	0,19**	0,04**	0,22**	-0,26**	0,11**	-0,08**	0,61**	-0,80**	-0,57*	-0,58*	-0,86**	-0,48*	-1,33**	-0,90**	-0,77**	-1,31**	
s_2		-1,63**	-1,83**	-1,76**	-1,65**	-1,65**	-1,64**	-1,72**	-1,65**	-1,22**	-0,45**	-1,13*	-1,28**	-0,53**	-1,23**	0,79**	-0,47**	-0,68**	1,23**	

QUADRO 21 - Valores obtidos para a variância e os coeficientes de assimetria e curtose, para cada transformação, para os dados de Guariba - Soca (1977).

TABELA ESTADÍSTICA		VARIÁVEIS EM ORDEM CRESCENTE DE MÉDIAS NÃO TRANSFORMADAS																	
Q35	Q5	7	12	5	14	16	13	3	9	6	11	20	15	1	4	19	18	8	17
SEM																			
σ^2	0,8444	0,9556	1,1111	1,1111	1,1778	1,2111	1,3111	1,4444	1,4444	1,6000	1,6222	1,6778	1,6889	1,7111	1,8222	1,9667	2,2778	2,4778	17
α_1	1,72	1,64	3,20	2,23	3,29	2,06	2,49	3,71	3,33	3,70	3,88	5,12	4,15	4,81	3,41	3,41	3,34	5,03	4,03
α_2	1,90**	1,14**	2,24**	1,39**	1,61**	1,00**	1,26**	1,64**	1,15**	1,48**	1,26**	1,74**	1,29**	1,19**	0,97**	0,45*	0,91**	0,67**	0,67**
α_3	3,54**	0,07**	5,27**	1,79**	1,67**	0,32**	1,32**	2,98**	0,44**	2,05**	1,05*	3,33**	1,04*	0,62**	0,63**	-1,00*	0,05**	-0,19**	NS
α_4	0,53	0,55	0,68	0,64	0,74	0,62	0,65	0,77	0,77	0,74	0,81	0,88	0,80	0,91	0,71	0,76	0,82	0,63	0,63
α_5	0,81**	0,52*	0,87**	0,52*	0,81**	0,26**	0,28**	0,49*	0,39**	0,28**	0,30**	0,50*	0,25**	0,43*	-0,06**	-0,22**	-0,09**	-0,43*	-0,43*
α_6	-0,66**	-1,37**	-0,31**	-1,26**	-0,81**	-1,54**	-1,33**	-1,06*	-1,39**	-1,10*	-1,31**	-0,94*	-1,22**	-1,33**	-1,29**	-1,52**	-1,18**	-0,65**	-0,65**
α_7	0,23	0,24	0,33	0,29	0,37	0,28	0,31	0,39	0,38	0,38	0,41	0,47	0,42	0,48	0,37	0,38	0,46	0,37	0,37
α_8	1,24**	0,79**	1,35**	0,82**	1,12**	0,53*	0,64**	0,86**	0,67**	0,71**	0,64**	0,90**	0,67**	0,70**	0,32**	0,04**	0,30**	0,02**	0,02**
α_9	0,68**	-0,81**	1,29**	-0,51**	0,02**	-1,05*	-0,66**	0,17**	-0,87**	-0,31**	-0,71**	-0,01**	-0,62**	-0,36*	-0,95*	-1,42**	-0,98*	-0,87*	-0,87*
α_{10}	0,75	0,72	0,72	0,71	0,76	0,65	0,62	0,66	0,67	0,57	0,62	0,64	0,59	0,67	0,50	0,49	0,46	0,31	0,31
α_{11}	0,73**	0,51*	0,76**	0,49*	0,77**	0,26**	0,29**	0,46*	0,39**	0,29**	0,31**	0,48*	0,32**	0,44*	0,00**	-0,16**	0,01**	-0,25**	-0,25**
α_{12}	-0,93*	-1,41**	-0,72**	-1,38**	-0,95*	-1,58**	-1,40**	-1,23**	-1,44**	-1,20**	-1,38**	-1,12*	-1,27**	-1,38**	-1,37**	-1,54**	-1,27**	-0,94*	-0,94*
α_{13}	0,35	0,35	0,34	0,34	0,35	0,32	0,30	0,32	0,32	0,28	0,30	0,31	0,29	0,32	0,25	0,25	0,23	0,16	0,16
α_{14}	0,55*	0,37**	0,52*	0,33**	0,58**	0,11**	0,06**	0,22**	0,20**	-0,02**	0,07**	0,21	0,03**	0,22**	-0,30**	-0,38**	-0,38**	-0,78**	-0,78**
α_{15}	-1,61**	-1,68**	-1,34**	-1,68**	-1,38**	-1,90**	-1,69**	-1,61**	-1,71**	-1,55**	-1,68**	-1,57**	-1,59**	-1,66**	-1,47**	-1,58**	-1,29**	-0,43**	-0,43**
α_{16}	0,20	0,20	0,20	0,20	0,22	0,19	0,18	0,20	0,20	0,18	0,19	0,20	0,18	0,20	0,16	0,16	0,15	0,11	0,11
α_{17}	0,71**	0,49*	0,71**	0,45*	0,73**	0,22**	0,22**	0,39**	0,34**	0,19**	0,23**	0,39**	0,22**	0,37**	-0,10**	-0,24**	-0,14**	-0,45**	-0,45**
α_{18}	-1,00*	-1,46**	-0,87**	-1,45**	-1,06*	-1,64**	-1,48**	-1,35**	-1,52**	-1,33**	-1,48**	-1,28**	-1,38**	-1,48**	-1,42**	-1,56**	-1,30**	-0,79**	-0,79**
α_{19}	0,19	0,18	0,18	0,18	0,19	0,17	0,16	0,17	0,18	0,15	0,17	0,17	0,16	0,18	0,14	0,14	0,13	0,10	0,10
α_{20}	0,73**	0,51*	0,75**	0,48*	0,76**	0,26**	0,27**	0,44*	0,38**	0,25**	0,28**	0,44*	0,28**	0,41**	-0,04**	-0,20**	-0,07**	-0,36**	-0,36**
α_{21}	-0,93*	-1,41**	-0,74**	-1,40**	-0,97*	-1,60**	-1,42**	-1,27**	-1,47**	-1,25**	-1,42**	-1,19**	-1,32**	-1,42**	-1,39**	-1,55**	-1,29**	-0,87*	-0,87*
α_{22}	0,32	0,34	0,41	0,40	0,46	0,39	0,41	0,48	0,49	0,45	0,51	0,55	0,50	0,58	0,46	0,49	0,52	0,41	0,41
α_{23}	0,95**	0,64**	0,95**	0,60**	0,89**	0,35**	0,39**	0,55**	0,46*	0,35**	0,36**	0,53*	0,37**	0,47*	0,03**	-0,16**	-0,03**	-0,33**	-0,33**
α_{24}	-0,27**	-1,15*	-0,16**	-1,13*	-0,66**	-1,44**	-1,23**	-1,06*	-1,33**	-1,09*	-1,30**	-1,02*	-1,20**	-1,33**	-1,35**	-1,54**	-1,29**	-0,90**	-0,90**
α_{25}	1,02	1,07	1,45	1,28	1,60	1,24	1,34	1,70	1,67	1,65	1,78	2,03	1,82	2,09	1,60	1,67	1,98	1,57	1,57
α_{26}	1,19**	0,76**	1,29**	0,78**	1,08**	0,50*	0,60**	0,82**	0,64**	0,66**	0,60**	0,85**	0,62**	0,67**	0,28**	0,01**	0,25**	-0,01**	-0,01**
α_{27}	0,51**	-0,88**	1,09*	-0,61**	-0,08**	-1,12*	-0,75**	-0,29**	-0,94*	-0,42**	-0,79**	-0,14**	-0,70**	-0,92*	-1,00*	-1,43**	-1,02*	-0,87*	-0,87*
α_{28}	1,29	1,35	1,76	1,59	1,92	1,55	1,64	2,02	2,00	1,95	2,12	2,38	2,14	2,45	1,84	1,99	2,27	1,76	1,76
α_{29}	0,99**	0,64**	1,09**	0,65**	0,96**	0,38**	0,45*	0,67**	0,53*	0,49*	0,46*	0,70**	0,48*	0,56*	0,13**	-0,09**	0,11**	-0,18**	-0,18**
α_{30}	-0,09**	-1,13*	0,42**	-0,93*	-0,42**	-1,33**	-1,03*	-0,65**	-1,15*	-0,74**	-1,03*	-0,49**	-0,93*	-1,10**	-1,13*	-1,47**	-1,09**	-0,78**	-0,78**
α_{31}	0,39	0,41	0,45	0,45	0,48	0,44	0,45	0,50	0,51	0,48	0,51	0,54	0,50	0,56	0,46	0,49	0,48	0,35	0,35
α_{32}	0,54**	0,35**	0,51*	0,31**	0,56*	0,08**	0,02**	0,19**	0,17**	0,08**	0,03**	0,17**	-0,04**	0,19**	0,08**	-0,44**	-0,48**	-0,97**	-0,97**
α_{33}	-1,42**	-1,71**	-1,34**	-1,70**	-1,41**	-1,82**	-1,72**	-1,64**	-1,75**	-1,58**	-1,71**	-1,60**	-1,62**	-1,70**	-1,47**	-1,57**	-1,25**	-0,15**	-0,15**

QUADRO 22 - Valores obtidos para a variância e os coeficientes de assimetria e curtose, para cada transformação, para os dados de Guariba - Cana-Planta (1977).

TRAÇOS ESTÁ FORÇA 15511		VARIÁVEIS EM ORDEM CRESCENTE DE MÉDIAS NÃO TRANSFORMADAS																			
QUES	CAS	13	12	5	7	19	4	14	10	16	1	15	3	9	18	6	2	17	20	8	11
SEX	$\bar{x}$	2,5222	2,7667	2,7778	2,7778	3,0778	3,4556	3,6778	3,6889	3,9222	3,9222	4,1000	4,1111	4,1111	4,1444	4,4778	4,5556	4,5667	4,9778	5,0333	5,6444
	s^2	2,39	4,45	5,86	5,55	6,99	9,80	6,22	6,80	7,87	7,85	6,07	8,64	9,22	7,32	9,83	8,68	7,62	11,03	6,03	11,00
	s_1	-0,11 NS	0,28 NS	0,83 NS	0,49*	0,58*	1,05 NS	0,53*	0,72 NS	0,36 NS	0,43*	0,37 NS	1,00 NS	0,38 NS	0,24 NS	0,45*	0,82 NS	0,42*	0,60 NS	0,41 NS	0,25 NS
γ_1	$\bar{x}$	-0,97*	-0,72 NS	0,41 NS	-0,86*	-0,51 NS	0,92*	0,06 NS	0,32 NS	-0,66 NS	-0,65 NS	-0,31 NS	1,02*	-0,67 NS	-0,68 NS	-0,74 NS	1,03*	0,17 NS	0,02 NS	0,43 NS	-0,61 NS
	s^2	0,44	0,70	0,85	0,83	0,95	0,99	0,64	0,64	0,83	0,80	0,57	0,65	0,97	0,72	0,80	0,65	0,63	0,76	0,39	0,71
	s_1	-1,03 NS	-0,59 NS	-0,35 NS	-0,38 NS	-0,37 NS	-0,20 NS	-0,70 NS	-0,53*	-0,68 NS	-0,66 NS	-0,91 NS	-0,35 NS	-0,66 NS	-0,80 NS	-0,56*	-0,64 NS	-0,85 NS	-0,57*	-0,86 NS	-0,81 NS
γ_2	$\bar{x}$	0,21 NS	-0,71 NS	-0,92*	-1,07*	-1,06*	-0,73 NS	0,13 NS	-0,08 NS	-0,34 NS	0,99 NS	0,36 NS	0,36 NS	0,51 NS	0,06 NS	0,74 NS	0,73 NS	0,73 NS	0,21 NS	1,95 NS	0,69 NS
	s^2	0,25	0,40	0,49	0,43	0,56	0,64	0,43	0,44	0,54	0,52	0,39	0,48	0,62	0,49	0,57	0,47	0,45	0,57	0,31	0,54
	s_1	-0,58*	-0,20 NS	0,06 NS	-0,03 NS	-0,02 NS	0,22 NS	-0,24 NS	-0,06 NS	-0,28 NS	-0,23 NS	-0,40 NS	0,12 NS	-0,28 NS	-0,40 NS	-0,17 NS	-0,16 NS	-0,41 NS	-0,17 NS	-0,41 NS	-0,43*
γ_3	$\bar{x}$	-0,67 NS	-0,99*	-0,99*	-1,18 NS	-1,10*	-0,69 NS	-0,48 NS	-0,47 NS	-0,81 NS	-0,74 NS	-0,13 NS	-0,14 NS	-0,83*	-0,64 NS	-0,79 NS	0,04 NS	-0,14 NS	-0,44 NS	0,48 NS	-0,33 NS
	s^2	0,24	0,34	0,39	0,39	0,40	0,38	0,25	0,25	0,29	0,28	0,20	0,23	0,31	0,25	0,26	0,21	0,20	0,23	0,12	0,19
	s_1	-0,79 NS	-0,43*	-0,24 NS	-0,24 NS	-0,24 NS	-0,07 NS	-0,49*	-0,33 NS	-0,47*	-0,44*	-0,64 NS	-0,19 NS	-0,47*	-0,58*	-0,35 NS	-0,45*	-0,63 NS	-0,38 NS	-0,64 NS	-0,59*
γ_4	$\bar{x}$	-0,42 NS	-0,97*	-1,04*	-1,22 NS	-1,19 NS	-0,97*	-0,49 NS	-0,55 NS	-0,76 NS	-0,68 NS	0,06 NS	-0,33 NS	-0,79 NS	-0,56 NS	-0,75 NS	-0,05 NS	-0,11 NS	-0,47 NS	0,60 NS	-0,22 NS
	s^2	0,12	0,16	0,20	0,19	0,20	0,18	0,11	0,11	0,14	0,13	0,09	0,09	0,15	0,11	0,11	0,09	0,09	0,09	0,05	0,03
	s_1	-1,32 NS	-0,87 NS	-0,64 NS	-0,64 NS	-0,63 NS	-0,58*	-0,11 NS	-0,99 NS	-1,01 NS	-1,02 NS	-1,38 NS	-0,91 NS	-0,96 NS	-1,16 NS	-0,97 NS	-1,18 NS	-1,30 NS	-1,04 NS	-1,45 NS	-1,29 NS
γ_5	$\bar{x}$	0,81 NS	-0,45 NS	-0,94*	-0,97*	-1,01*	-0,72 NS	0,73 NS	0,69 NS	0,07 NS	0,25 NS	1,92 NS	1,02*	-0,22 NS	0,69 NS	0,49 NS	1,57 NS	1,64 NS	0,98*	3,92 NS	1,82 NS
	s^2	0,08	0,11	0,13	0,13	0,14	0,13	0,08	0,08	0,10	0,10	0,07	0,08	0,11	0,08	0,09	0,07	0,07	0,08	0,04	0,06
	s_1	-0,99 NS	-0,61 NS	-0,41 NS	-0,41 NS	-0,42 NS	-0,30 NS	-0,76 NS	-0,61 NS	-0,73 NS	-0,71 NS	-0,99 NS	-0,51*	-0,72 NS	-0,85 NS	-0,64 NS	-0,80 NS	-0,95 NS	-0,70 NS	-1,02 NS	-0,94 NS
γ_6	$\bar{x}$	-0,01 NS	-0,81 NS	-1,02*	-1,14*	-1,14*	-0,91*	-0,06 NS	-0,13 NS	-0,42 NS	-0,30 NS	0,81 NS	0,10 NS	-0,53 NS	-0,07 NS	-0,28 NS	0,55 NS	0,56 NS	0,08 NS	1,87 NS	0,67 NS
	s^2	0,07	0,10	0,12	0,12	0,12	0,12	0,08	0,07	0,09	0,09	0,06	0,07	0,10	0,08	0,08	0,06	0,06	0,07	0,04	0,06
	s_1	-0,90 NS	-0,53*	-0,34 NS	-0,34 NS	-0,35 NS	-0,22 NS	-0,66 NS	-0,51*	-0,64 NS	-0,62 NS	-0,87 NS	-0,40 NS	-0,64 NS	-0,76 NS	-0,54*	-0,69 NS	-0,85 NS	-0,61 NS	-0,90 NS	-0,81 NS
γ_7	$\bar{x}$	-0,20 NS	-0,88*	-1,04*	-1,18 NS	-1,16*	-0,95*	-0,24 NS	-0,31 NS	-0,55 NS	-0,44 NS	0,53 NS	-0,08 NS	-0,62 NS	0,26 NS	-0,45 NS	0,32 NS	0,31 NS	-0,12 NS	1,42 NS	0,38 NS
	s^2	0,30	0,45	0,53	0,53	0,59	0,61	0,41	0,41	0,51	0,50	0,36	0,40	0,59	0,45	0,48	0,39	0,39	0,45	0,23	0,41
	s_1	-0,87 NS	-0,53*	-0,35 NS	-0,34 NS	-0,37 NS	-0,28 NS	-0,71 NS	-0,60 NS	-0,72 NS	-0,71 NS	-1,00 NS	-0,54*	-0,73 NS	-0,86 NS	-0,68 NS	-0,86 NS	-1,00 NS	-0,79 NS	-1,14 NS	-1,07 NS
γ_8	$\bar{x}$	-0,27 NS	-0,90*	-1,05*	-1,19 NS	-1,17*	-0,96*	-0,16 NS	-0,24 NS	-0,46 NS	-0,34 NS	0,78 NS	0,03 NS	-0,53 NS	-0,11 NS	-0,28 NS	0,56 NS	0,58 NS	0,14 NS	2,13 NS	0,93*
	s^2	1,08	1,73	2,10	2,08	2,40	2,71	1,82	1,87	2,29	2,22	1,64	2,00	2,62	2,05	2,38	1,98	1,88	2,38	1,28	2,25
	s_1	-0,63 NS	-0,24 NS	0,01 NS	-0,06 NS	-0,06 NS	0,17 NS	-0,28 NS	-0,11 NS	-0,32 NS	-0,28 NS	-0,45*	0,08 NS	-0,33 NS	-0,44*	-0,21 NS	-0,21 NS	-0,45*	-0,21 NS	-0,45*	-0,48*
γ_9	$\bar{x}$	-0,60 NS	-0,97*	-0,85*	-1,18 NS	-1,11*	-0,71 NS	-0,45 NS	-0,45 NS	-0,77 NS	-0,70 NS	-0,05 NS	-0,13 NS	-0,81 NS	-0,59 NS	-0,75 NS	0,08 NS	-0,08 NS	-0,40 NS	0,56 NS	-0,22 NS
	s^2	1,22	1,95	2,38	2,35	2,70	2,96	1,95	1,98	2,49	2,41	1,76	2,05	2,88	-2,20	2,51	2,07	1,98	2,47	1,30	2,34
	s_1	-0,80 NS	-0,38 NS	-0,13 NS	-0,20 NS	-0,18 NS	0,03 NS	-0,43*	-0,25 NS	-0,46*	-0,42 NS	-0,61 NS	-0,06 NS	-0,43*	-0,57*	-0,33 NS	-0,35 NS	-0,59*	-0,33 NS	-0,57*	-0,59*
γ_{10}	$\bar{x}$	-0,26 NS	-0,87*	-0,88*	-1,14*	-1,09*	-0,72 NS	-0,24 NS	-0,26 NS	-0,61 NS	-0,53 NS	0,28 NS	0,03 NS	-0,70 NS	-0,35 NS	-0,55 NS	0,30 NS	0,19 NS	-0,20 NS	0,99*	0,07 NS
	s^2	0,25	0,29	0,48	0,47	0,51	0,49	0,30	0,29	0,41	0,38	0,26	0,27	0,48	0,33	0,34	0,27	0,27	0,30	0,15	0,27
	s_1	-1,54 NS	-1,03 NS	-0,76 NS	-0,77 NS	-0,75 NS	-0,76 NS	-1,39 NS	-1,30 NS	-1,22 NS	-1,25 NS	-1,72 NS	-1,26 NS	-1,12 NS	-1,44 NS	-1,28 NS	-1,52 NS	-1,65 NS	-1,38 NS	-1,93 NS	-1,68 NS
	$\bar{x}$	1,40 NS	-0,25 NS	-0,85 NS	-0,84*	-0,91*	-0,52 NS	1,52 NS	1,59 NS	0,51 NS	0,74 NS	3,03 NS	2,16 NS	0,03 NS	1,50 NS	1,39 NS	2,79 NS	2,93 NS	2,16 NS	6,95 NS	3,39 NS
	s^2																				

QUADRO 23 - Valores obtidos para a variância e os coeficientes de assimetria e curtose, para cada transformação, para os dados de Piracicaba - Cana-Planta (1975).

TRANS- FORMAÇÃO	VARIÁVEIS EM ORDEM CRESCENTE DE MÉDIAS NÃO TRANSFORMADAS																		
	13	12	5	11	6	7	19	8	9	18	14	20	17	16	10	4	3	1	2
$\bar{X}$	0,3167	0,5250	0,6333	0,7083	0,7750	0,7917	0,8167	0,8500	0,9333	0,9333	1,0417	1,1417	1,1833	1,2583	1,2750	1,2750	1,4083	1,4833	1,5117
s^2	0,45	1,06	0,97	1,38	1,34	1,16	1,46	1,96	1,78	1,44	1,85	2,40	2,24	1,76	1,58	2,66	3,46	2,71	2,86
s_1	2,21**	2,57**	1,60**	1,56**	1,45**	1,21**	1,72**	1,46**	1,86**	1,53**	1,02**	0,99**	1,79**	1,12**	0,79**	0,60**	1,19**	1,70**	0,68**
s_2	4,33**	7,52**	1,84**	1,43**	1,40**	0,41**	2,71**	1,23**	3,74**	2,02**	0,54**	0,02**	4,02**	0,61**	-0,20**	-0,76**	0,81**	3,46**	0,04**
s^2	0,25	0,39	0,41	0,49	0,49	0,47	0,49	0,54	0,56	0,56	0,51	0,59	0,61	0,63	0,56	0,53	0,65	0,72	0,65
s_1	1,60**	1,33**	0,84**	1,00**	0,75**	0,55**	0,71**	0,78**	0,73**	0,64**	0,20**	0,28**	0,44**	0,27**	0,00**	-0,10**	0,35**	0,35**	-0,35**
s_2	0,95*	0,53**	-0,86*	-0,66**	-1,06**	-1,32**	-0,90*	-0,99*	-0,81*	-1,10**	-1,51**	-1,50**	-0,99*	-1,43**	-1,55**	-1,29**	-1,01**	-1,40**	-1,09**
s^2	0,09	0,16	0,16	0,21	0,20	0,19	0,21	0,24	0,25	0,25	0,22	0,26	0,29	0,29	0,25	0,23	0,31	0,36	0,32
s_1	1,65**	1,77**	1,15**	1,23**	1,02**	0,84**	1,11**	1,05**	1,12**	0,96**	0,52**	0,57**	0,90**	0,59**	0,32**	0,21**	0,60**	0,81**	0,34**
s_2	2,26**	2,67**	0,15**	0,07**	-0,26**	-0,66**	0,29**	-0,23**	0,42**	-0,19**	-0,94**	-1,01*	0,19**	-0,86*	-1,15**	-1,31**	-0,71**	-0,02**	-1,03**
s^2	0,90	0,85	0,79	0,83	0,78	0,73	0,73	0,78	0,74	0,74	0,82	0,64	0,63	0,63	0,55	0,53	0,58	0,60	0,52
s_1	1,51**	1,18**	0,78**	0,95**	0,70**	0,53**	0,64**	0,74**	0,66**	0,59**	0,20**	0,28**	0,39**	0,27**	0,03**	-0,06	0,23**	0,34**	0,04**
s_2	0,50**	-0,18**	-1,06**	-0,83*	-1,20**	-1,39**	-1,11**	-1,13**	-1,07**	-1,26**	-1,55**	-1,53**	-1,20**	-1,47**	-1,54**	-1,55**	-1,33**	-1,17**	-1,42**
s^2	0,38	0,38	0,37	0,38	0,36	0,35	0,35	0,36	0,35	0,35	0,31	0,32	0,31	0,31	0,28	0,27	0,29	0,29	0,26
s_1	1,46**	1,07**	0,66**	0,83**	0,59**	0,40**	0,47**	0,61**	0,49**	0,45**	0,03**	0,11**	0,15**	0,07**	-0,17**	-0,27**	-0,04**	0,05**	0,23**
s_2	0,26**	-0,62**	-1,38**	-1,12**	-1,49**	-1,66**	-1,52**	-1,44**	-1,50**	-1,69**	-1,78**	-1,76**	-1,62**	-1,73**	-1,71**	-1,65**	-1,62**	-1,57**	-1,58**
s^2	0,22	0,21	0,22	0,21	0,21	0,20	0,20	0,21	0,20	0,20	0,16	0,18	0,18	0,18	0,16	0,16	0,17	0,18	0,16
s_1	1,18**	0,77**	0,94**	0,69**	0,51**	0,62**	0,72**	0,63**	0,57**	0,57**	0,16**	0,24**	0,33**	0,22**	-0,02**	-0,11**	0,16**	0,25**	0,22**
s_2	-0,19**	-1,09**	-0,86**	-1,24**	-1,43**	-1,43**	-1,16**	-1,17**	-1,15**	-1,32**	-1,60**	-1,59**	-1,31**	-1,54**	-1,59**	-1,58**	-1,42**	-1,30**	-1,48**
s^2	0,14	0,23	0,24	0,30	0,30	0,28	0,30	0,33	0,35	0,34	0,31	0,36	0,38	0,39	0,35	0,33	0,41	0,45	0,42
s_1	1,74**	1,49**	0,99**	1,10**	0,86**	0,69**	0,86**	0,89**	0,85**	0,75**	0,33**	0,39**	0,55**	0,37**	0,13**	0,04**	0,33**	0,43**	0,09**
s_2	1,63**	1,18**	-0,41**	-0,38**	-0,78**	-1,02**	-0,51**	-0,74**	-0,55**	-0,87**	-1,34**	-1,36**	-0,86**	-1,31**	-1,44**	-1,48**	-1,20**	-1,00**	-1,37**
s^2	0,40	0,70	0,72	0,93	0,91	0,84	0,93	1,05	1,12	1,09	0,96	1,15	1,25	1,28	1,10	1,02	1,38	1,57	1,41
s_1	1,82**	1,72**	1,12**	1,20**	0,99**	0,81**	1,06**	1,02**	1,08**	0,92**	0,49**	0,54**	0,84**	0,55**	0,29**	0,17**	0,56**	0,75**	0,30**
s_2	2,10**	2,39**	0,02**	-0,02**	-0,35**	-0,74**	0,14**	-0,32**	0,26**	-0,31**	-1,02**	-1,07**	0,02**	-0,93**	-1,20**	-1,34**	-0,78**	-0,15**	-1,05**
s^2	0,56	0,91	0,96	1,19	1,18	1,09	1,19	1,33	1,40	1,37	1,23	1,44	1,56	1,58	1,38	1,28	1,67	1,87	1,70
s_1	1,69**	1,52**	0,97**	1,10**	0,85**	0,67**	0,88**	0,90**	0,91**	0,78**	0,34**	0,41**	0,65**	0,41**	0,14**	0,03**	0,39**	0,57**	0,15**
s_2	1,43**	1,39**	-0,46**	-0,35**	-0,73**	-1,05**	-0,40**	-0,66**	-0,28**	-0,71**	-1,28**	-1,29**	-0,46**	-2,68**	-1,36**	-1,45**	-1,03**	-0,55**	-1,23**
s^2	0,22	0,30	0,33	0,37	0,37	0,36	0,37	0,40	0,41	0,41	0,40	0,42	0,43	0,44	0,41	0,39	0,44	0,47	0,44
s_1	1,48**	1,10**	0,66**	0,85**	0,59**	0,35**	0,46**	0,61**	0,48**	0,44**	0,01**	0,08**	0,12**	0,04**	-0,21**	-0,32**	-0,09**	0,01**	-0,29**
s_2	0,26**	-0,51**	-1,38**	-1,11**	-1,49**	-1,69**	-1,53**	-1,45**	-1,50**	-1,60**	-1,80**	-1,79**	-1,66**	-1,76**	-1,73**	-1,67**	-1,65**	-1,60**	-1,05**

QUADRO 24 - Valores obtidos para a variância e os coeficientes de assimetria e curtose, para cada transformação, para os dados de Piracicaba - Soca (1976).

VALORES ESTADÍSTICOS		VARIAÇÕES EM ORDEM CRESCENTE DE MÉDIAS NÃO TRANSFORMADAS																	
FONTE		6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
CÁLCULO		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
B	σ^2	0,8000	0,8083	0,9250	0,9833	1,0000	1,3083	1,3583	1,4500	1,6000	1,6083	1,6333	1,7417	1,6583	1,8917	1,9417	2,0167	2,2417	2,3667
	SE	1,93	1,64	1,94	1,85	2,34	2,34	2,95	3,58	4,66	4,12	3,76	4,26	5,58	6,05	4,93	3,88	3,70	5,81
S	σ^2	2,40**	1,64**	1,77**	1,46**	1,51**	1,14**	1,17**	1,30**	1,80**	1,01**	1,41**	1,24**	1,48**	1,80**	1,21**	0,88**	0,98**	1,12**
	σ^2	2,13**	1,95**	3,28**	1,60**	1,32**	0,64**	0,27**	0,90**	3,62**	-0,28**	1,72**	1,05**	1,60**	3,89**	1,10**	0,43**	0,92**	1,24**
T ₁	σ^2	0,53	0,53	0,57	0,56	0,64	0,63	0,71	0,78	0,83	0,83	0,74	0,87	0,96	0,87	0,74	0,93	0,77	0,62
	σ^2	1,04**	0,87**	0,74**	0,57**	0,80**	0,27**	0,40**	0,45**	0,51**	0,40**	0,26**	0,37**	0,61**	0,37**	-0,05**	0,43**	0,18**	-0,34**
T ₂	σ^2	-0,11**	-0,77**	-0,65**	-1,14**	-0,92**	-1,39**	-1,31**	-1,26**	-0,89**	-1,45**	-1,10**	-1,36**	-1,07**	-1,19**	-1,33**	-0,90**	-1,30**	-0,64**
	σ^2	0,24	0,23	0,25	0,25	0,30	0,30	0,35	0,39	0,44	0,45	0,38	0,45	0,52	0,46	0,38	0,51	0,47	0,40
T ₃	σ^2	1,29**	1,18**	1,11**	0,92**	1,08**	0,61**	0,73**	0,76**	0,93**	0,64**	0,70**	0,65**	0,90**	0,72**	0,31**	0,85**	0,52**	0,22**
	σ^2	1,69**	0,17**	0,27**	-0,29**	-0,17**	-0,81**	-0,77**	-0,65**	0,11**	-1,09**	-0,41**	-0,81**	-0,42**	-0,54**	-1,00**	0,02**	-0,79**	-1,01**
T ₄	σ^2	0,78	0,79	0,74	0,71	0,77	0,61	0,65	0,67	0,64	0,68	0,56	0,66	0,70	0,62	0,51	0,61	0,57	0,49
	σ^2	0,92**	0,81**	0,68**	0,54**	0,75**	0,28**	0,42**	0,45**	0,48**	0,42**	0,29**	0,37**	0,60**	0,38**	0,01**	0,42**	0,20**	-0,08**
T ₅	σ^2	-0,62**	-0,96**	-1,09**	-1,25**	-1,06**	-1,43**	-1,33**	-1,33**	-1,08**	-1,46**	-1,18**	-1,44**	-1,18**	-1,28**	-1,40**	-1,09**	-1,37**	-0,84**
	σ^2	0,36	0,36	0,35	0,34	0,36	0,30	0,31	0,32	0,31	0,33	0,27	0,32	0,33	0,30	0,25	0,29	0,28	0,25
T ₆	σ^2	0,74**	0,67**	0,51**	0,36**	0,61**	0,06**	0,17**	0,24**	0,19**	0,24**	-0,04**	0,17**	0,38**	0,11**	-0,28**	0,10**	-0,06**	-0,36**
	σ^2	-1,15**	-1,33**	-1,48**	-1,61**	-1,41**	-1,70**	-1,64**	-1,65**	-1,54**	-1,70**	-1,50**	-1,72**	-1,55**	-1,61**	-1,51**	-1,52**	-1,48**	-1,48**
T ₇	σ^2	0,21	0,21	0,20	0,20	0,21	0,18	0,19	0,20	0,19	0,20	0,17	0,20	0,21	0,19	0,16	0,19	0,18	0,16
	σ^2	0,69**	0,79**	0,65**	0,51**	0,73**	0,22**	0,32**	0,39**	0,39**	0,37**	0,19**	0,30**	0,52**	0,29**	-0,09**	0,30**	0,11**	-0,18**
T ₈	σ^2	-0,69**	-1,01**	-1,16**	-1,32**	-1,13**	-1,51**	-1,42**	-1,43**	-1,24**	-1,54**	-1,29**	-1,54**	-1,31**	-1,40**	-1,40**	-1,26**	-1,47**	-1,42**
	σ^2	0,20	0,19	0,18	0,20	0,16	0,17	0,18	0,17	0,18	0,17	0,15	0,18	0,19	0,17	0,14	0,17	0,16	0,14
T ₉	σ^2	0,81**	0,88**	0,54**	0,76**	0,28**	0,40**	0,43**	0,44**	0,40**	0,40**	0,25**	0,34**	0,53**	0,35**	-0,03**	0,36**	0,16**	-0,13**
	σ^2	-0,96**	-1,09**	-1,26**	-1,07**	-1,45**	-1,45**	-1,36**	-1,37**	-1,20**	-1,41**	-1,22**	-1,43**	-1,23**	-1,33**	-1,42**	-1,18**	-1,42**	-1,40**
T ₁₀	σ^2	0,32	0,32	0,35	0,35	0,40	0,40	0,44	0,49	0,52	0,55	0,45	0,55	0,60	0,55	0,47	0,58	0,56	0,49
	σ^2	1,16**	1,09**	0,86**	0,70**	0,89**	0,38**	0,51**	0,52**	0,54**	0,46**	0,33**	0,40**	0,64**	0,42**	0,03**	0,43**	0,21**	-0,08**
T ₁₁	σ^2	0,22**	-0,45**	-0,61**	-0,89**	-0,73**	-1,23**	-1,19**	-1,20**	-0,94**	-1,41**	-1,09**	-1,37**	-1,10**	-1,22**	-1,38**	-1,06**	-1,36**	-1,37**
	σ^2	1,06	1,02	1,12	1,11	1,30	1,30	1,51	1,71	1,90	1,94	1,66	1,94	2,24	2,00	1,66	2,21	2,05	1,75
T ₁₂	σ^2	1,15**	1,06**	0,88**	1,04**	0,57**	0,69**	0,73**	0,88**	0,88**	0,62**	0,65**	0,61**	0,87**	0,68**	0,27**	0,80**	0,48**	0,18**
	σ^2	1,45**	0,66**	0,12**	-0,40**	-0,26**	-0,89**	-0,84**	-0,73**	-0,03**	-1,13**	-0,51**	-0,88**	-0,50**	-0,63**	-1,05**	-0,11**	-0,86**	-1,06**
T ₁₃	σ^2	1,32	1,29	1,40	1,39	1,61	1,60	1,82	2,05	2,23	2,29	1,96	2,30	2,35	1,96	2,55	2,39	2,06	1,70
	σ^2	1,24**	1,01**	0,90**	0,73**	0,92**	0,42**	0,55**	0,60**	0,71**	0,52**	0,48**	0,50	0,75**	0,55**	0,13**	0,64**	0,35**	0,04**
T ₁₄	σ^2	0,67**	-0,36**	-0,37**	-0,77**	-0,58**	-1,14**	-0,66**	-0,97**	-0,94**	-1,27**	-0,78**	-1,10**	-0,75**	-0,88**	-1,18**	-0,45**	-1,03**	-1,17**
	σ^2	0,38	0,39	0,41	0,41	0,44	0,44	0,47	0,51	0,52	0,54	0,47	0,55	0,58	0,54	0,47	0,55	0,54	0,48
T ₁₅	σ^2	0,75**	0,67**	0,51**	0,34**	0,60**	0,02**	0,13**	0,21**	0,15**	0,19**	0,11**	0,14**	0,34**	0,07**	-0,35**	0,03**	-0,12**	-0,42**
	σ^2	-1,11**	-1,34**	-1,49**	-1,64**	-1,43**	-1,74**	-1,69**	-1,57**	-1,74**	-1,56**	-1,74**	-1,56**	-1,59**	-1,65**	-1,50**	-1,55**	-1,65**	-1,47**

QUADRO 25 - Valores obtidos para a variância e os coeficientes de assimetria e curtose, para cada transformação, para os dados de Piracicaba - Ressoca (1977).

TRANS. ESTÁ- FORÇA TESTE CASS		VARIÁVEIS EM ORDEM CRESCENTE DE MÉDIAS NÃO TRANSFORMADAS																			
		13	4	5	7	9	12	8	6	18	17	3	15	11	2	10	19	16	20	1	
SEM	E	0,6417	0,7250	0,7917	0,9083	0,9333	0,9583	0,9833	1,0000	1,0417	1,3583	1,3750	1,4167	1,4500	1,5583	1,5917	1,6500	1,6583	1,7417	2,5583	
	S ₁	1,31	1,65	1,70	2,18	2,25	3,09	2,76	3,49	3,27	2,89	2,99	5,15	3,91	3,61	2,92	3,22	3,96	4,34	3,96	6,69
I ₁	S ₁	1,98**	2,20**	1,74**	1,77**	2,00**	1,86**	2,06**	1,97**	1,10**	1,06**	2,42**	1,70**	1,48**	0,77**	1,39**	0,96**	1,05**	0,92**	0,66**	
	S ₂	4,08**	5,47**	2,53**	2,19**	2,50**	3,16**	2,95**	4,75**	4,28**	0,60**	0,11**	8,06**	3,42**	2,71**	-0,62**	3,03**	-0,08**	0,20**	-0,07**	-0,67**
I ₂	S ₁	0,46	0,50	0,53	0,61	0,68	0,66	0,74	0,72	0,74	0,74	0,86	0,81	0,80	0,73	0,72	0,86	0,91	0,85	1,06	
	S ₂	1,14**	1,10**	0,96**	0,93**	1,27**	1,01**	1,01**	0,85**	0,38*	0,39*	0,85**	0,58**	0,46*	0,11**	0,12**	0,31**	0,39*	0,19**	-0,05**	
I ₃	S ₁	-0,23**	-0,13**	-0,62**	-0,66**	0,14**	-0,41**	-0,36**	-0,63**	-1,47**	-1,45**	-0,33**	-1,04**	-1,27**	-1,58**	-1,27**	-1,51**	-1,48**	-1,53**	-1,52**	
	S ₂	0,19	0,22	0,23	0,28	0,34	0,32	0,37	0,36	0,35	0,36	0,45	0,41	0,40	0,35	0,36	0,44	0,46	0,43	0,60	
I ₄	S ₁	1,42**	1,48**	1,25**	1,22**	1,19**	1,33**	1,32**	1,19**	0,62**	0,64**	1,28**	0,91**	0,74**	0,38*	0,52**	0,56**	0,61**	0,45*	0,20**	
	S ₂	0,92*	1,39**	0,36**	0,30**	1,13**	0,63**	0,76*	0,51**	-0,98*	-1,01*	1,14**	-0,14**	-0,54**	-1,29**	-0,52**	-1,15**	-1,07**	-1,17**	-1,37**	
I ₅	S ₁	0,85	0,82	0,81	0,80	0,79	0,82	0,79	0,80	0,76	0,68	0,68	0,72	0,70	0,69	0,59	0,57	0,65	0,68	0,61	0,53
	S ₂	1,06**	0,99**	0,89**	0,87**	0,83**	1,20**	0,94**	0,93**	0,77**	0,37*	0,40*	0,76**	0,54**	0,42*	0,15**	0,32**	0,39*	0,22**	0,02**	
I ₆	S ₁	-0,58**	-0,58**	-0,85**	-0,88**	-0,85**	-0,85**	-0,71**	-0,94**	-1,54**	-1,49**	-0,78*	-1,24**	-1,43**	-1,58**	-1,40**	-1,54**	-1,52**	-1,56**	-1,55**	
	S ₂	0,38	0,38	0,37	0,37	0,37	0,36	0,37	0,36	0,33	0,33	0,34	0,34	0,33	0,30	0,28	0,32	0,33	0,30	0,26	
I ₇	S ₁	0,97**	0,86**	0,77**	0,74**	1,05**	0,77**	0,78**	0,60**	0,22**	0,23**	0,52**	0,35**	0,26**	-0,03**	-0,10**	0,15**	0,24**	0,02**	-0,23**	
	S ₂	-0,90**	-1,02**	-1,21**	-1,24**	-0,63**	-1,13**	-1,15**	-1,37**	-1,76**	-1,73**	-1,35**	-1,60**	-1,71**	-1,75**	-1,64**	-1,75**	-1,75**	-1,75**	-1,62**	
I ₈	S ₁	0,22	0,21	0,22	0,22	0,23	0,22	0,22	0,22	0,20	0,20	0,21	0,21	0,21	0,18	0,17	0,20	0,21	0,19	0,18	
	S ₂	1,05**	0,88**	0,88**	0,81**	1,17**	0,91**	0,90**	0,73**	0,33**	0,35**	0,69**	0,48*	0,38*	0,09**	0,07**	0,27**	0,34**	0,15**	-0,08**	
I ₉	S ₁	-0,60**	-0,63**	-0,90**	-1,01**	-0,25**	-0,74**	-0,81**	-1,06**	-1,60**	-1,55**	-0,96*	-1,35**	-1,52**	-1,64**	-1,48**	-1,61**	-1,60**	-1,63**	-1,59**	
	S ₂	0,28	0,30	0,33	0,38	0,42	0,41	0,46	0,45	0,47	0,47	0,53	0,50	0,50	0,46	0,45	0,54	0,57	0,54	0,67	
I ₁₀	S ₁	1,24**	1,22**	1,06**	0,97**	1,34**	1,10**	1,05**	0,90**	0,43*	0,47*	0,86**	0,79**	0,48*	0,20**	0,21**	0,36**	0,42*	0,24**	-0,03**	
	S ₂	0,08**	0,23**	-0,33**	-0,45**	0,31**	-0,19**	-0,34**	-0,58**	-1,42**	-1,38**	-0,51**	-1,06**	-1,30**	-1,54**	-1,31**	-1,50**	-1,47**	-1,52**	-1,58**	
I ₁₁	S ₁	0,86	0,97	1,04	1,23	1,25	1,39	1,61	1,55	1,55	1,58	1,97	1,78	1,74	1,55	1,55	1,90	2,02	1,88	2,57	
	S ₂	1,39**	1,43**	1,22**	1,16**	1,51**	1,30**	1,28**	1,15**	0,59**	0,62**	1,22**	0,87**	0,70**	0,35**	0,48*	0,52**	0,58**	0,42*	0,15**	
I ₁₂	S ₁	0,77*	1,19**	0,24**	0,13**	1,01*	0,50**	0,61**	0,36**	-1,04**	-1,07**	0,94*	-0,27**	-0,65**	-1,33**	-0,68**	-1,19**	-1,12**	-1,22**	-1,39**	
	S ₂	1,11	1,23	1,31	1,52	1,54	1,77	1,69	1,87	1,89	1,91	2,31	2,12	2,09	1,88	1,86	2,25	2,40	2,23	2,94	
I ₁₃	S ₁	1,26**	1,27**	1,03**	1,06**	1,40**	1,16**	1,16**	1,01**	0,49*	0,51*	1,06**	0,74**	0,59**	0,23**	0,32**	0,42*	0,49*	0,32**	0,08**	
	S ₂	0,25**	0,52**	-0,19**	-0,26**	0,61**	0,07**	0,11**	-0,09**	-1,25**	-1,24**	0,39**	-0,62**	-0,93**	-1,45**	-0,95**	-1,34**	-1,28**	-1,36**	-1,44**	
I ₁₄	S ₁	0,21	0,34	0,39	0,42	0,43	0,44	0,44	0,48	0,50	0,50	0,53	0,52	0,52	0,48	0,47	0,54	0,57	0,54	0,60	
	S ₂	0,92**	0,88**	0,77**	0,74**	1,05**	0,76**	0,77**	0,60**	0,20**	0,20**	0,53**	0,33**	0,25**	-0,09**	-0,15**	0,11**	0,21**	-0,02**	-0,30**	
I ₁₅	S ₁	-0,26**	-0,98**	-1,20**	-1,24**	-1,13**	-1,14**	-1,13**	-1,37**	-1,78**	-1,76**	-1,35**	-1,62**	-1,73**	-1,77**	-1,66**	-1,78**	-1,78**	-1,78**	-1,62**	
	S ₂	0,26**	0,39	0,42	0,43	0,44	0,44	0,48	0,48	0,50	0,50	0,53	0,52	0,52	0,48	0,47	0,54	0,57	0,54	0,60	

QUADRO 26 - Valores obtidos para a variância e os coeficientes de assimetria e curtose, para cada transformação, para os dados de Piracicaba - Soca (1977).

TRANS- FORMAÇÃO	VARIÁVEIS EM ORDEM CRESCENTE DE MÉDIAS NÃO TRANSFORMADAS																		
	13	12	18	7	14	6	9	3	11	4	10	2	20	17	16	15	8	19	1
SEM	0,4667	0,7333	0,9667	0,9778	1,0333	1,0667	1,0667	1,3000	1,4444	1,5111	1,7667	1,8333	1,8333	1,9333	2,0111	2,0778	2,1111	2,5111	3,0839
s^2	1,42	1,66	2,37	1,91	2,91	3,16	3,41	3,49	3,19	3,76	4,07	4,81	5,02	4,31	5,90	5,44	6,39	5,83	6,96
s_1	1,86**	2,00**	1,78**	1,24**	1,71**	1,98**	1,87**	1,94**	1,04**	1,35**	1,73**	1,16**	1,09**	0,85**	1,22**	0,89**	1,25**	0,91**	0,55*
s_2	3,05**	4,06**	2,93**	0,47**	2,35**	4,21**	3,39**	4,30**	0,07**	1,66**	0,76**	0,77**	0,43**	0,45**	0,76**	0,22**	1,58**	0,27**	-0,41**
s^2	0,48	0,32	0,63	0,60	0,70	0,71	0,75	0,73	0,77	0,80	0,77	0,91	0,93	0,83	0,98	0,97	1,03	0,90	0,98
s_1	1,16**	1,10**	0,88**	0,64**	0,97**	0,97**	1,08**	0,63**	0,35**	0,42**	0,19**	0,28**	0,26**	0,07**	0,29**	0,16**	0,28**	-0,16**	-0,40**
s_2	-0,26**	-0,28**	-0,70**	-1,25**	-0,62**	-0,45**	-0,36**	-0,80**	-1,47**	-1,27**	-1,21**	-1,38**	-1,42**	-1,43**	-1,31**	-1,50**	-1,35**	-1,17**	-1,13**
s^2	0,21	0,23	0,29	0,27	0,34	0,35	0,37	0,36	0,38	0,40	0,41	0,48	0,49	0,44	0,54	0,53	0,57	0,51	0,57
s_1	1,40**	1,40**	1,19**	0,88**	1,22**	1,29**	1,32**	1,05**	0,61**	0,73**	0,59**	0,57**	0,54**	0,39**	0,61**	0,42**	0,56**	0,21**	-0,08**
s_2	0,73**	0,91**	0,31**	-0,67**	0,20**	0,66**	0,49**	0,42**	-1,03**	-0,63**	-0,71**	-0,99**	-0,98**	-1,18**	-0,80**	-1,21**	-0,86**	-0,93**	-1,10**
s^2	0,86	0,84	0,78	0,76	0,82	0,75	0,83	0,68	0,67	0,66	0,55	0,62	0,62	0,55	0,61	0,59	0,62	0,46	0,41
s_1	1,08**	1,01**	0,81**	0,62**	0,91**	0,90**	1,01**	0,57**	0,36**	0,42**	0,24**	0,29**	0,28**	0,14**	0,31**	0,30**	0,30**	-0,08**	-0,30**
s_2	-0,57**	-0,65**	-0,94**	-1,33**	-0,84**	-0,76**	-0,65**	-1,06**	-1,51**	-1,36**	-1,25**	-1,44**	-1,46**	-1,45**	-1,36**	-1,53**	-1,44**	-1,23**	-1,22**
s^2	0,38	0,38	0,35	0,36	0,37	0,36	0,38	0,33	0,32	0,32	0,27	0,30	0,30	0,27	0,30	0,29	0,30	0,23	0,21
s_1	1,00**	0,91**	0,66**	0,49**	0,79**	0,74**	0,90**	0,34**	0,19**	0,20**	-0,09**	0,07**	0,06**	-0,15**	0,06**	0,03**	0,06**	-0,43**	-0,63**
s_2	-0,85**	-0,99**	-1,13**	-1,59**	-1,19**	-1,20**	-1,10**	-1,54**	-1,75**	-1,67**	-1,50**	-1,70**	-1,71**	-1,59**	-1,65**	-1,70**	-1,69**	-1,30**	-1,13**
s^2	0,22	0,22	0,21	0,22	0,23	0,22	0,23	0,20	0,20	0,20	0,17	0,19	0,19	0,19	0,19	0,18	0,20	0,15	0,14
s_1	1,08**	1,00**	0,79**	0,59**	0,89**	0,87**	0,99**	0,51**	0,31**	0,35**	0,13**	0,21**	0,20**	0,04**	0,21**	0,11**	0,21**	-0,23**	-0,45**
s_2	-0,59**	-0,69**	-1,01**	-1,38**	-0,91**	-0,85**	-0,73**	-1,20**	-1,58**	-1,46**	-1,35**	-1,54**	-1,56**	-1,51**	-1,48**	-1,60**	-1,54**	-1,28**	-1,20**
s^2	0,20	0,19	0,21	0,20	0,21	0,20	0,21	0,18	0,16	0,18	0,15	0,17	0,17	0,15	0,17	0,17	0,17	0,13	0,12
s_1	0,81**	0,62**	0,91**	0,90**	1,01**	0,90**	1,01**	0,55**	0,35**	0,39**	0,20**	0,25**	0,24**	0,09**	0,26**	0,16**	0,25**	-0,17**	-0,40**
s_2	-0,94**	-1,33**	-0,85**	-0,77**	-0,67**	-0,67**	-1,10**	-1,53**	-1,40**	-1,30**	-1,49**	-1,51**	-1,48**	-1,42**	-1,57**	-1,50**	-1,50**	-1,26**	-1,21**
s^2	0,30	0,32	0,39	0,37	0,44	0,44	0,47	0,45	0,49	0,50	0,49	0,57	0,59	0,53	0,61	0,61	0,65	0,57	0,62
s_1	1,24**	1,18**	0,96**	0,73**	1,02**	1,03**	1,11**	0,69**	0,42**	0,48**	0,28**	0,31**	0,26**	0,15**	0,31**	0,19**	0,28**	-0,15**	-0,42**
s_2	0,01**	-0,01**	-0,51**	-1,07**	-0,51**	-0,36**	-0,34**	-0,76**	-1,42**	-1,26**	-1,21**	-1,41**	-1,46**	-1,44**	-1,36**	-1,54**	-1,46**	-1,26**	-1,22**
s^2	0,92	1,01	1,29	1,18	1,49	1,52	1,63	1,59	1,65	1,76	1,77	2,08	2,14	1,71	2,32	2,27	2,46	2,18	2,45
s_1	1,37**	1,36**	1,15**	0,85**	1,19**	1,26**	1,29**	1,00**	0,58**	0,69**	0,55**	0,34**	0,51**	0,36**	0,57**	0,39**	0,53**	0,17**	-0,12**
s_2	0,60**	0,77**	0,18**	-0,74**	0,09**	0,51**	0,37**	0,25**	-1,09**	-0,72**	-0,78**	-0,96**	-1,04**	-1,21**	-0,87**	-1,25**	-0,93**	-0,97**	-1,11**
s^2	1,17	1,27	1,59	1,48	1,81	1,84	1,96	1,91	1,99	2,10	2,07	2,44	2,51	2,23	2,69	2,64	2,84	2,50	2,78
s_1	1,26**	1,23**	1,02**	0,75**	1,09**	1,13**	1,19**	0,83**	0,48**	0,57**	0,39**	0,42**	0,40**	0,23**	0,45**	0,29**	0,42**	0,03**	-0,23**
s_2	0,16**	0,24**	-0,21**	-0,99**	-0,24**	0,07**	0,03**	-0,24**	-1,28**	-0,97**	-0,97**	-1,15**	-1,21**	-1,31**	-1,06**	-1,36**	-1,11**	-1,06**	-1,12**
s^2	0,36	0,38	0,43	0,43	0,46	0,47	0,48	0,48	0,51	0,51	0,48	0,75	0,57	0,51	0,58	0,58	0,61	0,52	0,54
s_1	1,01**	0,92**	0,66**	0,43**	0,79**	0,73**	0,89**	0,31**	0,16**	0,16**	-0,18**	0,02**	0,02**	-0,23**	0,01**	-0,09**	0,01**	-0,52**	-0,71**
s_2	-0,82**	-0,95**	-1,23**	-1,62**	-1,19**	-1,20**	-0,99**	-1,56**	-1,78**	-1,71**	-1,53**	-1,73**	-1,74**	-1,60**	-1,69**	-1,73**	-1,71**	-1,28**	-1,07**

QUADRO 27 - Valores obtidos para a variância e os coeficientes de assimetria e curtose, para cada transformação, para os dados de Piracicaba - Cana-Planta (1977).

TRANS. ESTAD. FORÇA TESTE	VARIÁVEIS EM ORDEM CRESCENTE DE MÉDIAS NÃO TRANSFORMADAS																
	7	20	4	12	13	18	3	14	9	2	15	16	8	10	6	19	11
σ^2	1,5444	1,6667	1,7000	1,7222	2,0222	2,0778	2,1111	2,1556	2,2444	2,3333	2,7444	2,8444	2,8778	2,9778	3,1778	3,2556	3,6444
SEK	2,86	4,58	3,85	3,50	3,57	4,61	3,92	4,58	5,18	6,74	7,45	6,21	7,71	4,83	5,77	5,05	6,08
γ_1	0,74**	1,39**	1,28**	0,75**	0,92**	0,82**	1,17**	0,85**	0,95**	0,74**	2,91**	0,84**	0,63**	0,67**	0,79**	0,51**	0,64**
γ_2	-0,63**	1,50**	1,45**	-0,38**	0,57	-0,14**	2,03**	0,13**	0,49**	-0,25**	1,53**	1,67**	0,17**	0,23**	-0,33**	1,65	0,13**
γ_3	0,73	0,88	0,78	0,70	0,87	0,70	0,85	0,89	0,80	0,84	0,91	1,07	0,65	0,73	0,66	0,83	0,53
γ_4	0,11**	0,41**	0,20**	0,03**	-0,22**	-0,01**	-0,21	-0,10**	-0,06**	-0,20**	-0,09**	-0,26**	-0,12**	-0,54**	-0,75**	-0,63**	-0,69**
γ_5	-1,52**	-1,21**	-1,25**	-1,59**	-1,12**	-1,45**	-0,91**	-1,36**	-1,33**	-1,21**	0,13**	-1,14**	-1,31**	-0,60**	0,06**	-0,63**	0,70**
γ_6	0,35	0,46	0,40	0,38	0,37	0,46	0,38	0,45	0,49	0,45	0,49	0,52	0,62	0,40	0,45	0,40	0,49
γ_7	0,35**	0,74**	0,58**	0,29**	0,20**	0,28**	0,26**	0,22	0,27**	0,16**	0,52*	0,10**	0,18**	-0,06**	0,03**	-0,25**	-0,26**
γ_8	-1,24**	-0,55**	-0,65**	-1,30**	-0,84**	-1,19**	-0,54**	-1,07*	-1,00*	-1,10*	1,53**	-1,06*	-1,12*	-0,74**	-0,86*	-0,16**	-0,78**
γ_9	0,60	0,65	0,57	0,57	0,44	0,53	0,42	0,50	0,51	0,45	0,38	0,43	0,48	0,31	0,33	0,28	0,33
γ_{10}	0,14**	0,40**	0,22**	0,06**	-0,14**	0,04**	-0,12**	-0,05**	-0,01**	-0,10**	-0,12**	-0,15**	-0,05**	-0,34**	-0,23**	-0,59**	-0,41**
γ_{11}	-1,63**	-1,32**	-1,32**	-1,60**	-1,20**	-1,49**	-1,06*	-1,41**	-1,39**	-1,31**	-0,56**	-1,25**	-1,40**	-0,75**	-0,89**	-0,32**	-0,08**
γ_{12}	0,30	0,32	0,28	0,28	0,22	0,27	0,21	0,25	0,25	0,22	0,19	0,21	0,24	0,15	0,16	0,14	0,09
γ_{13}	-0,04**	0,18**	-0,06**	-0,13**	-0,49**	-0,22**	-0,53*	-0,32**	-0,29**	-0,16**	-0,61**	-0,52**	-0,36**	-0,91**	-0,79**	-1,13**	-0,90**
γ_{14}	-1,78**	-1,67**	-1,61**	-1,75**	-1,24**	-1,62**	-1,08*	-1,53**	-1,52**	-1,25**	-0,73**	-1,17*	-1,43**	-0,07**	-0,33**	0,32**	-0,49**
γ_{15}	0,18	0,20	0,18	0,18	0,14	0,17	0,14	0,16	0,16	0,15	0,13	0,14	0,16	0,10	0,11	0,09	0,12
γ_{16}	0,88**	0,32**	0,12**	-0,00**	-0,27**	-0,06**	-0,28**	-0,16**	-0,12**	-0,22**	-0,34**	-0,31**	-0,18**	-0,58**	-0,46**	-0,84**	-0,77**
γ_{17}	-1,68**	-1,45**	-1,43**	-1,66**	-1,23**	-1,55**	-1,10*	-1,45**	-1,45**	-1,30**	-0,70**	-1,24**	-1,43**	-0,52**	-0,71**	-0,08**	-0,72**
γ_{18}	0,16	0,18	0,16	0,16	0,12	0,15	0,12	0,14	0,15	0,13	0,11	0,13	0,14	0,09	0,10	0,08	0,10
γ_{19}	0,12**	0,37**	0,18**	0,03**	-0,20**	-0,01**	-0,20**	-0,10**	-0,07**	-0,17**	-0,25**	-0,25**	-0,13**	-0,48**	-0,37**	-0,74**	-0,61**
γ_{20}	-1,65**	-1,38**	-1,37**	-1,63**	-1,22**	-1,52**	-1,09*	-1,44**	-1,42**	-1,31**	-0,66**	-1,23**	-1,42**	-0,63**	-0,79**	-0,18**	-0,78**
γ_{21}	0,47	0,55	0,49	0,49	0,45	0,55	0,44	0,54	0,56	0,52	0,51	0,57	0,67	0,42	0,47	0,42	0,52
γ_{22}	0,19**	0,44**	0,26**	0,09**	-0,14**	0,03**	-0,14**	-0,07**	-0,04**	-0,14**	-0,26**	-0,22**	-0,14**	-0,49**	-0,39**	-0,78**	-0,65**
γ_{23}	-1,58**	-1,24**	-1,26**	-1,58**	-1,20**	-1,50**	-1,07*	-1,42**	-1,41**	-1,31**	-0,71**	-1,26**	-1,43**	-0,64**	-0,80**	-0,17**	-0,77**
γ_{24}	1,55	1,98	1,73	1,68	1,59	2,01	1,63	1,96	2,10	1,93	2,11	2,26	2,67	1,69	1,93	1,70	2,10
γ_{25}	0,33**	0,70**	0,53**	0,26**	0,15**	0,25**	0,21**	0,19**	0,24**	0,12**	0,45**	0,06**	0,15**	-0,11**	0,01**	-0,31**	-0,30**
γ_{26}	-1,22**	-0,64**	-0,73**	-1,34**	-0,99**	-1,23**	-0,60**	-1,12**	-1,05**	-1,13**	1,30**	-1,08**	-1,15**	-0,73**	-0,85**	-0,15**	-0,78**
γ_{27}	1,98	2,34	2,05	2,02	1,87	2,35	1,89	2,29	2,44	2,21	2,38	2,56	3,02	1,88	2,13	1,90	2,36
γ_{28}	0,22**	0,57**	0,38**	0,15**	-0,01**	0,13**	0,03**	0,06**	0,11**	-0,02**	0,24**	-0,07**	0,04**	-0,28**	-0,17**	-0,49**	-0,43**
γ_{29}	-1,50**	-0,90**	-0,97**	-1,45**	-0,99**	-1,33**	-0,74**	-1,23**	-1,17**	-1,16**	0,84**	-1,11**	-1,21**	-0,60**	-0,75**	-0,09**	-0,72**
γ_{30}	0,49	0,55	0,49	0,51	0,44	0,53	0,43	0,52	0,54	0,47	0,46	0,51	0,59	0,35	0,38	0,36	0,45
γ_{31}	-0,08**	0,15**	-0,12**	-0,17**	-0,58**	-0,28**	-0,63**	-0,38**	-0,36**	-0,57**	-0,72**	-0,63**	-0,45**	-1,12**	-0,99**	-1,29**	-1,04**
γ_{32}	-1,81**	-1,70**	-1,64**	-1,77**	-1,21**	-1,63**	-1,03*	-1,53**	-1,52**	-1,19**	-0,59**	-1,10**	-1,40**	0,29**	-0,02**	0,63**	-0,31**