

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

**APLICATIVO COMPUTACIONAL PARA A ANÁLISE DE
EXPERIMENTOS ENVOLVENDO VARIÁVEIS RESPOSTAS
CATEGORIZADAS**

MARA LÚCIA CESCHINI FURTADO

Dissertação apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas da UNESP - Campus de Botucatu, para obtenção do título de Mestre em Agronomia - Área de Concentração em Energia na Agricultura

BOTUCATU-SP
Fevereiro- 2003

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

**APLICATIVO COMPUTACIONAL PARA A ANÁLISE DE
EXPERIMENTOS ENVOLVENDO VARIÁVEIS RESPOSTAS
CATEGORIZADAS**

MARA LÚCIA CESCHINI FURTADO

Orientador: **Prof. Dr. Carlos Roberto Padovani**

Co-orientador: **Prof. Dr. Fernando Goulart de Andrade e Souza**

Dissertação apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas da UNESP - Campus de Botucatu, para obtenção do título de Mestre em Agronomia - Área de Concentração em Energia na Agricultura

BOTUCATU-SP
Fevereiro- 2003

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA SEÇÃO TÉCNICA DE AQUISIÇÃO E
TRATAMENTO DA INFORMAÇÃO
SERVIÇO TÉCNICO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - FCA
UNESP - LAGEADO - BOTUCATU (SP)

F002a Furtado, Mara Lúcia Ceschini, 1960-
Aplicativo computacional para a análise de experimen-
tos envolvendo variáveis respostas categorizadas / Mara
Lúcia Ceschini Furtado. -- Botucatu, [s.n.], 2003.
vii, 51 f. : tabs.

Dissertação (mestrado) -- Universidade Estadual Pau-
lista, Faculdade de Ciências Agronômicas.
Orientador: Carlos Roberto Padovani.
Co-orientador: Fernando Goulart de Andrade e Souza.
Inclui bibliografia.

1. Variáveis (Matemática) 2. Programa de aplicação.
3. Proporção multinomial. 4. Goodman, Teste de. I. Pa-
dovani, Carlos Roberto. II. Souza, Fernando Goulart de
Andrade e. III. Universidade Paulista "Júlio de Mêsqui-
ta Filho" (Campus de Botucatu). Faculdade de Ciências
Agronômicas. IV. Título.

Palavras-chave: Variáveis respostas categorizadas; Proporção
multinomial; Teste de Goodman

DEDICATÓRIA

Aos meus pais, meu amor e gratidão, que me permitiram a graça do renascimento e pela luta abnegada..

Ao meu sogro e sogra, que acreditaram e ajudaram para que essa etapa fosse vencida.

Ao meu esposo, pelo auxílio, amor e compreensão e pela família que constituímos.

Aos meus filhos, pelo carinho e paciência nos dias de ausência.

Ao Prof. Dr. Carlos Roberto Padovani, pela orientação no desenvolvimento deste trabalho e durante o curso, período em que pude reconhecer sua competência profissional, bem como o respeito e atenção dedicada aos seus orientados.

Ao Prof. Dr. Fernando Goulart de Andrade e Souza, pela orientação e empenho, no desenvolvimento desse do aplicativo, assim como pela amizade e carinho.

AGRADECIMENTOS

A Deus pela imortalidade da Vida e do Eu, e a Jesus pela Exemplificação desta Verdade.

À minha família, pelo apoio, compreensão e paciência, sem a qual não conseguiria desenvolver esse trabalho.

Ao Prof. Carlos Roberto Padovani, pelo exemplo profissional e incansável disposição em me orientar.

Ao Prof. Dr. Fernando Goulart de Andrade e Souza, pelo trabalho e orientação no desenvolvimento do aplicativo computacional.

Ao Prof. Dr. Ângelo Cataneo pela presença desde o início da minha caminhada no programa de mestrado.

Ao Prof. Dr. Flávio Ferrari Aragon, pelo apoio e ajuda, sempre que necessária.

Ao Prof. Dr. Décio Barbin, pela iniciativa que me possibilitou realizar esse trabalho.

Aos Professores do Departamento de Economia e Sociologia Rural, UNESP/Botucatu, pelo apoio e carinho, sempre.

Ao Anselmo Ribeiro, funcionário do Departamento de Economia e Sociologia Rural, UNESP/Botucatu pelo auxílio que me possibilitou desenvolver o aplicativo.

Aos funcionários do Departamento de Bioestatística, UNESP/Botucatu, pelo apoio e atenção.

Aos funcionários da Biblioteca e a seção de Pós Graduação, sempre prestativos.

E a todas as pessoas que, de forma direta ou indireta, colaboraram com o desenvolvimento deste trabalho.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE APÊNDICES.....	VII
1. RESUMO.....	1
2. SUMMARY.....	2
3. INTRODUÇÃO.....	3
4. REVISÃO DA LITERATURA.....	5
5. MATERIAIS E MÉTODOS.....	14
5.1. Associação entre populações multinomiais e classes de resposta.....	15
5.1.1. Coeficiente de contingência (C) de <i>Pearson</i>	15
5.1.2. Coeficiente de <i>Cramer</i>	16
5.2. Homogeneidade das populações multinomiais.....	16
5.3. Contrastes entre proporções multinomiais.....	18
5.3.1. Testes de hipóteses associado à avaliação de todos os contrastes entre as <i>I</i> populações multinomiais, onde c_{ij} são especificados <i>a priori</i>	18
5.3.2. Teste de hipóteses associado à avaliação de todos os contrastes entre as <i>I</i> populações multinomiais, onde c_{ij} não são especificados <i>a priori</i> .	19
5.3.1. Teste de hipóteses associado à avaliação de um subconjunto de contrastos entre as <i>I</i> populações multinomiais.....	19
5.4. Contrastes de proporções dentro das multinomiais.....	21
5.4.1. Intervalos de confiança simultâneos para $\pi_{ij} - \pi_{ij}$	21
5.4.2. Intervalo de Confiança para uma função linear de π_{ij} (<i>i</i> fixo), ou seja, função da forma $\Delta(a) = \theta = \sum_{j=1}^J a_j \pi_{ij}$	22
5.4.3. Intervalo de Confiança para um conjunto de <i>M</i> funções lineares do tipo $\Delta(a) = \theta = \sum_{j=1}^J a_j \pi_{ij}$ (<i>i</i> fixo).....	23
5.5. Programa Computacional	24

5.6. Exemplos Ilustrativos.....	25
5.6.1. Efeito do uso de silagem de grãos úmidos de milho nas rações iniciais após o desmame sobre o desempenho e a incidência de diarreia de leitões.....	25
5.6.2. Efeito da concentração de benomyl em diferentes meios de dissolução na germinação de sementes de milho após 24 horas de tratamento.....	26
6. RESULTADOS E DISCUSSÃO	27
6.1. Efeito do uso de silagem de grãos úmidos de milho nas rações iniciais após o desmame sobre o desempenho e a incidência de diarreia de leitões.....	27
6.2. Efeito da concentração de benomyl em diferentes meios de dissolução na germinação de sementes de milho após 24 horas de tratamento.....	30
7. CONCLUSÕES.....	37
8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	38
APÊNDICE.....	43

LISTA DE APÊNDICES

	Página
1 Freqüência de ocorrência de diarréia nos leitões nas primeiras duas semanas da fase inicial.....	44
2 Freqüência de germinação de sementes de milho após 24 horas de tratamento.....	45
3 Manual do Usuário do Programa.....	46

1. RESUMO

Na experimentação agronômica existem várias situações em que a variável biológica é avaliada por meio de categorias de respostas (qualidades de um atributo), cuja escala de mensuração é nominal ou ordinal. Nestas situações, a utilização de procedimentos estatísticos que envolvam a distribuição multinomial de probabilidades torna-se mais adequada e a interpretação dos resultados propicia a melhora da qualidade de discussão biológica do fenômeno.

A literatura especializada, entretanto, tem mostrado que na área de Ciências Agronômicas, Florestais e Agropecuárias, muito pouco tem-se produzido com o uso de testes multinomiais apropriados, como por exemplo, o teste de associação de Goodman e seus recorrentes. Dessa forma, visando estudar a utilização de contrastes lineares entre e dentro de proporções multinomiais de experimentos nestas áreas, objetivou-se elaborar um programa computacional de alto nível, mas de simples manuseio e fácil acesso a todos os pesquisadores das áreas aplicadas.

Pretende-se ainda anexar ao procedimento, o manual do usuário com exemplos de operacionalização do *software* e sua contribuição no estudo da incidência de fungos que causam lesões em plantas de milho e também no estudo da incidência de diarreia de leitões a partir do uso de silagem de grãos úmidos de milho nas rações iniciais após o desmame de leitões.

COMPUTACIONAL APPLICATIVE PROGRAM FOR THE ANALYSIS OS EXPERIMENTS INVOLVING CATEGORIZED VARIABLE ANSWERS. Botucatu, 2003.

51p. Dissertação (Mestrado em Agronomia/Energia na Agricultura) - Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Estadual Paulista.

Autor: MARA LÚCIA CESCHINI FURTADO

Adviser: CARLOS ROBERTO PADOVANI

2. SUMMARY

In Agronomical experimentation there are several situations in which the biological variable is evaluated through categories of answers (qualities of a predicate), whose measuring scale is nominal or ordinal. In these situations, the utilization of statistic procedures involving the multinomial distribution of probabilities becomes more adequate within the viewpoint of the use of quantitative methods, and the discussion about the test results improves the quality of the phenomenon biological interpretation.

The specialized literature, however, has shown that in the field of Forestal and Agronomical Sciences, very little has been produced with the use of appropriate multinomial tests, as for example, Goodman association test and its recurrent ones. Thus, with the aim of studying the utilization of linear contrasts among and in the multinomial proportions of experiments in these areas, the objective is to elaborate a high level computing program, but of simple handling and easy access to all researchers of the applied areas. It is still intended to add to the procedure the user's handbook with examples of software operation and its contribution of the observational findings about the incidence of fungi which cause lesions on corn plants and also to the study about incidence of diarrhea in piglets from the use of silage of humid grains of corn for initial feeds after piglet weaning.

Keywords: Categorized variable answers, multinomial proportions, Goodman Test

3. INTRODUÇÃO

Em várias pesquisas agronômicas, os dados obtidos são classificados segundo diversas categorias de respostas cujo modelo de ocorrência tem distribuição multinomial. Usualmente, o pesquisador deseja determinar a existência de associação entre as populações multinomiais segundo a ocorrência de classificação das unidades experimentais.

Essa relação pode ser medida pelo coeficiente de associação. No entanto, em algumas situações, o resultado fornecido pelo indicador estatístico é insuficiente quanto à discussão prática da pesquisa, principalmente, quando são envolvidas várias distribuições multinomiais com várias categorias de classificação.

Pode-se, também, desejar verificar se existe homogeneidade entre as populações multinomiais nas diversas classes de respostas. Entretanto, como na primeira abordagem tomada, as conclusões e informações obtidas podem ainda não satisfazer a expectativa prática da pesquisa, perdendo, portanto, alguns resultados de grande valia para o experimentador.

Para a abordagem dessas situações há uma técnica interessante que se trata do estudo de contrastes de proporções multinomiais pelo Teste de Goodman. Este método constitui num processo bastante poderoso, fornecendo intervalos com amplitudes menores para os contrastes das funções lineares das proporções.

No contexto de Goodman, o estudo pode ser feito de duas maneiras:

a) fixa-se a classe de resposta, e os contrastes entre proporções de populações multinomiais são avaliados;

b) fixa-se a população multinomial, e os contrastes de proporções dentro da população especificada são avaliados.

Não obstante os interesses práticos da pesquisa, acrescenta-se à situação a carência de programas computacionais que envolvam as técnicas estatísticas anteriormente apresentadas, restringindo sua utilização, o que foi constatado ao realizar-se o levantamento bibliográfico.

Diante do exposto, verifica-se a necessidade de instrumento operacional aos pesquisadores da área aplicada, para avaliação de situações, cujas observações são provenientes de variáveis com distribuição probabilística multinomial. Neste sentido, pretende-se discutir e revisar aspectos teóricos e práticos da análise de dados multinomiais e elaborar um programa computacional em linguagem de alto nível, de fácil acesso e de manuseio simples para pesquisadores da área agrônômica. Exemplos ilustrativos de operacionalização do programa serão apresentados considerando-se dados de incidência de fungos que causam lesões em plantas de milho e também no estudo do uso de silagem de grãos úmidos de milho nas rações iniciais sobre o desempenho após o desmame e incidência de diarreia em leitões.

4. REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo será constituído de aplicações dos testes de contrastes de proporções multinomiais de Goodman, nas diversas áreas do conhecimento, e os aspectos teóricos destes estarão inseridos na descrição de Material e Métodos.

ZANON *et al.* (1978) levantaram a incidência de supurações em intervenções cirúrgicas realizadas em 1976 pelo sistema de vigilância epidemiológica do Hospital Ipanema-RJ-INAMPS. Observou-se a incidência de infecção em operações limpas, contaminadas e infectadas e estudou-se a associação entre variáveis e contrastes de proporções pelo método de Goodman, observando-se que com exceção das craniotomias, ocorreram diferenças estatisticamente significantes somente nas operações contaminadas e infectadas, cuja fonte de contaminação é predominantemente de origem interna, que é o próprio paciente.

RIBEIRO *et al.* (1979) discutiram a incidência de infecções cirúrgicas, considerando seis mil pacientes do Hospital Ipanema-RJ-INAMPS, com o objetivo de verificar a associação entre problemas decorrentes de infecções hospitalares e o uso de antibióticos . O teste de proporções multinomiais indicou diferenças significativas entre as proporções de cirurgias realizadas de acordo com a especialidade cirúrgica e entre as proporções de cirurgias supuradas de acordo com o tipo de cirurgia.

SOUZA (1985) avaliou a incidência de fungos do complexo *Pythium graminicolum* - *Pythium arrhenomanes* que causam lesões em raízes de plantas de milho

cultivadas em solos com baixa capacidade de drenagem. Foram utilizadas raízes de milho em solos encharcados das regiões de Piracicaba e Botucatu, estado de São Paulo, para caracterizar os isolados de *Pythium* envolvidos em podridões de raízes, a relação patógeno-hospedeiros, a variabilidade de isolados de *Pythium* e as reações de cultivares de milho ao patógeno. Os testes para a determinação da presença do patógeno nas sementes foram executados em placas-de-petri e os dados colhidos 72 horas após o plaqueamento, observando-se a taxa de sementes germinadas e de sementes infectadas pelo fungo *F. moniliforme*. Para a comparação dos diferentes tratamentos, utilizou-se o teste de Goodman (1964) para contrastes entre proporções multinomiais.

GONÇALVES *et al.* (1989) estudaram a distribuição das taxas de evolução dos índices de incapacidade em portadores de hanseníase, segundo vários indicadores clínicos, sociais, econômicos e profissionais. Foram analisadas unidades sanitárias, forma clínica, escolaridade, risco profissional, condição profissional, profissional responsável pelo atendimento e renda salarial. Para cada um dos atributos, foi utilizado o teste de Goodman para comparação entre populações multinomiais de hansenianos.

CAMPOS *et al.* (1991), no estudo radiológico e pulmonar de 58 casos de paracoccidioidomicose, realizaram provas funcional respiratória, tumoral e genital feminino com o objetivo de determinar a ocorrência ou não de associação significativa entre radiologia e função pulmonar. Para a averiguação da associação, foram consideradas alterações obstrutivas, o padrão radiológico com as respectivas formas clínicas, o padrão evolutivo, a radiologia evolutiva e a função pulmonar. Utilizando os testes de Goodman para comparações das proporções entre e dentro de populações multinomiais foi possível detectar associação significativa entre radiologia e evolução radiológica e função pulmonar.

DOMINGUES & PADOVANI (1994) estudaram a eficácia “in vitro” dos antibióticos e quimioterápicos usados no tratamento da mastite bovina por *Staphylococcus sp.* Foram realizados 1952 antibiogramas, considerando-se 14 drogas antimicrobianas (Ampicilina, Cloranfenicol, Estreptomicina, Nitrofurantoína, Gentamicina, Kanamicina, Licomicina, Neomicina, Novobiocina, Oleandomicina, Oxacilina, Penicilina, Sulfonamida, Tetraciclina) para o tratamento da mastite bovina na região de Tupã, SP. As comparações dos antibiogramas indicaram pelo teste Goodman que a Ampicilina, Licomicina,

Novobiocina, Penicilina, Sulfonamida apresentaram proporções de resistentes superiores às de parcialmente sensível e sensível. O mesmo ocorreu com a Oxacilina, mas, neste caso, a proporção de sensível foi superior a de parcialmente sensível. Quanto ao Cloranfenicol, Oleandomicina e Tetraciclina não houve diferença significativa entre as proporções de sensível e resistente, mas ambas foram superiores à proporção de parcialmente sensível. Para a Nitrofurantoína e Gentamicina a diferença significativa ocorreu entre as proporções sensível e parcialmente sensível, ao passo que para a Neomicina ocorreu diferença entre sensível e resistente.

SANTOS (1994) abordou vários aspectos da biologia reprodutiva do caranguejo (*P. spininanus*) na região de Ubatuba, São Paulo, como caracterização do sistema reprodutor, tipo de reprodução, maturidade morfofuncional, ciclo de muda e produção de ovos. Os dados foram agrupados em animais com muda recente (AMR) e animais intermuda (IM), cuja frequência de ocorrência foi examinada mensalmente, por dois anos. Para discutir o estudo reprodutivo baseado em taxas de interesse e a relação entre os ciclos de muda e reprodutivo, associando-se a frequência de indivíduos maduros ou imaturos, com a de indivíduos intermuda (IM) ou em atividade de muda recente, utilizou-se o teste de Goodman.

MONTEIRO *et al.* (1995), objetivando verificar interrelações entre saúde coletiva e atividade física, fixaram-se na hanseníase como modelo epidemiológico, e buscaram partir de informações contidas em relatório etiológico anual das internações referentes ao período de 1987 a 1992, do Instituto Lauro de Souza Lima, nos triênios de 1987-89 e 1990-92, associações entre formas clínicas da hanseníase, ocorrência de doenças infecciosas e parasitárias, distribuição de casos de doenças do sistema osteo-muscular e do tecido conjuntivo, frequências relativas das prováveis lesões motoras periféricas. Considerando o teste de associação de Goodman, verificaram influências recíprocas entre as variáveis, cujos resultados mostram o predomínio das doenças infecciosas e parasitárias e dos agravos relativos à pele e subcutâneo nos dois períodos considerados, e diminuição significativa da frequência de internações em todos os grupos, exceto no relativo à neurites. No estudo de lesões sensitivo-motoras periféricas que afetam o tecido ósteo-muscular e conjuntivo, os contrastes das proporções multinomiais indicaram que a única significância estatística na diminuição, de um período para o outro, foi a ocorrência de garra de membros superiores e inferiores. As taxas de osteomielite e neurites não foram diferentes

nos dois triênios, enquanto que todas as demais se declinaram. A garra e a amputação se sobrepõem à de neurite no primeiro triênio, ocorrendo o contrário no período seguinte.

BELÉM *et al.* (1996), no estudo de intradermo-reação cervical (IDR) para o diagnóstico de infecções por *Eurytrema sp* em bovinos, consideraram 101 animais, machos e fêmeas, e realizaram, simultaneamente e ao acaso, aplicações em sete áreas adjacentes, de 0,1ml de salina e igual volume de um extrato antigênico de *Eurytrema sp* em seis diferentes concentrações. De cada pápula foram medidos os diâmetros inicial (Di) e final (Df) e calculada a diferença (Df-Di) e no dia seguinte o animal foi abatido para verificar se o pâncreas estava ou não parasitado por *Eurytrema sp*. Utilizando-se o teste de Goodman para contrastes entre e dentro de populações multinomiais, verificaram a associação entre os resultados dos exames macroscópicos dos pâncreas (ocorrência ou não do parasita *Eurytrema sp*) e a intensidade da diferença dos diâmetros (reação IDR).

DAMASCENO (1996) avaliou a embriotoxicidade e efeitos anti-implantação de *Rosmarinus officinalis Linné* (alecrim) administrado em ratas prenhes no período de pré-implantação, com o objetivo de verificar se o efeito anti-implantação do extrato aquoso se deve a um efeito embriotóxico ou a alterações hormonais, que impeçam a implantação do embrião no útero. As proporções de perda de pré-implantação, do número de malformação de feto e de mortes embrionárias foram avaliadas, utilizando os testes de Goodman para comparações entre e dentro proporções binomiais.

DÓREA *et al.* (1996), avaliando o controle de infecções parasitológicas em crianças que estudam na área periférica de Botucatu, S.P., realizaram exames parasitológicos em 219 escolares entre 7 e 18 anos de uma classe econômica baixa, com o objetivo de avaliar o efeito de tratamento sistêmico e de medidas profiláticas. Primeiramente, foram realizados exames parasitológicos em 219 crianças, e as que possuíam parasitas patogênicos foram submetidas a tratamentos. As taxas de espécies de parasitas e os resultados dos exames após o tratamento foram comparados pelo teste de Goodman, cujo resultado estatístico revelou que as proporções de infecção pelo protozoário *Entamoeba coli* e do helminto *Trichuris trichiura* foram significativamente superiores e que as crianças do sexo masculino tenderam apresentar maiores taxas de infestações do que as do sexo feminino.

SCHELLINI *et al.* (1996) tiveram como objetivo identificar as principais queixas, diagnósticos e tratamentos oculares realizados por profissionais da

saúde no serviço de Pronto Socorro de Pediatria na Faculdade de Medicina de Botucatu, São Paulo. Avaliaram, retrospectivamente, fichas de 18481 crianças atendidas em 1992, das quais 221 apresentaram queixas oculares. Considerando o teste de associação de Goodman, foram averiguadas as relações entre faixa etária, sexo, queixa oftalmológica e sistêmicas associadas à queixa ocular, diagnóstico formulado e conduta terapêutica. O resultado da análise estatística indicou que a queixa mais freqüente foi a de olho vermelho, e que as proporções de cuidados locais, aplicação de colírio antibiótico e encaminhamento oftalmo ocorreram em igual intensidade, mas superiores à aplicação de antibióticos sistêmicos.

PIMENTA *et al.* (1997) acompanharam 316 diabéticos, por oito anos, com o objetivo de compreender melhor a associação de *Diabetes mellitus* e infecção urinária (IU). O teste de Goodman para contrastes entre e dentro de populações multinomiais indicou que os processos infecciosos evoluem de forma mais grave nos diabéticos, destacando o trato urinário, como um dos locais mais comumente acometidos, e a alta prevalência de bacteriúria significativa (BS). Complementou-se o estudo relacionando os casos de BS quanto ao agente etiológico, quadro clínico e sensibilidade do germe aos antimicrobianos.

MADEIRA *et al.* (1998) avaliaram a associação entre práticas de manejo e a ocorrência de *Cochliomyia hominivorax* em ovelhas da "Associação Paulista de Criadores de Ovinos" (ASPACO). Foram utilizados testes de contrastes de Goodman e observou-se que a bicheira é o ectoparasita mais freqüente no rebanho, sendo responsável por grande perda econômica, cuja infestação é fortemente associada ao tamanho do rebanho e a algumas técnicas de manejo. Verificaram que a presença do verme está associada à amputação do rabo, em proporções iguais por todos os métodos de amputação: elástico; ferro; faca; elástico e faca e que é maior em ovelhas que sofreram amputação após 20 meses de idade. Além disso, a ocorrência não se diferenciou na prática de controle do piolho quanto ao tipo de técnicas de pulverização, de imersão ou quando nenhuma foi aplicada.

MONTEIRO *et al.* (1998) avaliaram 88 soldados policiais militares do sexo masculino, entre 20 e 30 anos de idade de Bauru, São Paulo, com o objetivo de verificar possíveis associações entre fatores sócio-econômicos e ocupacionais, com a prática de atividades físicas regulares. Os policiais foram identificados quanto à atividade física em ativos, intermediários e sedentários e então, utilizou-se o teste de Goodman para identificar relações com variáveis sócio-econômicas como número de dependentes, tipo de residência e

renda per capita e variáveis ocupacionais como turno de trabalho, atividade complementar e tipo de ocupação. Constatou-se que os sedentários apresentaram piores condições sócio-econômicas e maior carga de trabalho, maiores despesas com moradias, menor salário e mais dependentes.

CORRÊA *et al.* (1999) estudaram a evolução da relação entre peso e altura e peso e idade, em crianças de três meses a seis anos assistidas em creche, Sorocaba (SP), com o impacto nutricional do programa municipal de assistência alimentar. Acompanhou-se, no estudo quase-experimental, por um ano, a evolução no peso e altura de 444 crianças, sendo 164 assistidas em uma creche (grupo de intervenção) e 280 não-assistidas (grupo de não intervenção), porém residentes na área adstrita à creche, mas não freqüentes à mesma. O teste de Goodman foi adotado no estudo da proporção de respostas da evolução do escore z, considerando as faixas etárias menores de 24 meses, de 24 e 36 meses e maiores de 36 meses segundo os quatro momentos de avaliação e os grupos de alocação.

FRANSOZO *et al.* (1999) avaliaram a estrutura populacional e o período reprodutivo dos caranguejos "portunid", coletados nas praias de Ubatuba, Brasil. As amostras foram colhidas mensalmente de janeiro de 1991 a maio de 1993. A proporção e sexo e a estimativa do período reprodutivo foram estudados pelo teste de comparação de proporções multinomiais de Goodman, observando-se que os machos ocorreram em maior porcentagem do que as fêmeas, exceto em julho e setembro/91, janeiro e março/92. A taxa de fêmeas adultas não ovulando foi superior, exceto em novembro/92, e as maiores proporções de fêmeas ovulando ocorreram em janeiro/91/92/93 e maio/92 e novembro/92.

MANTELATO & FRANSOZO (1999) observaram por dois anos consecutivos a biologia reprodutiva de *Callinectes ornatus* na região de Ubatuba (SP). Esta constitui-se em uma promissória fonte de alimento da maior parte da costa marinha, porém tem-se observado tendência de redução de sua população, necessitando de um monitoramento mais freqüente. Com o objetivo de obter mais informações, fez-se o levantamento quanto ao seu comportamento, tamanho na maturidade, gônadas e desenvolvimento dos ovos, fecundidade e ciclo de reprodução. A evolução do período reprodutivo foi avaliada pelo teste de proporção multinomial de Goodman, observando-se diferenças significativas nos estágios maduro e imaturo, em machos e em fêmeas. O ciclo de maturação dos machos foi

heterogêneo, com elevadas porcentagens no fim do verão e outono, e menor porcentagem de machos maduros na primavera e início do verão.

HOYAMA *et al.* (2000) observando 35 pacientes da Faculdade de Medicina-UNESP, Botucatu/SP, que receberam esfera de polietileno poroso em cavidade anoftálmica, discutiram suas associações com sexo, tipo de cirurgia para a remoção do globo ocular, época do implante, tamanho e envoltório da esfera e a presença de complicações pós-operatórias. Os dados foram submetidos à análise estatística de Goodman para contrastes entre e dentro de proporções multinomiais e revelou-se a existência de complicações pós-operatórias com o sexo, a cirurgia realizada (enucleação ou evisceração), se o implante foi primário ou secundário, tamanho da esfera utilizada e envoltório da mesma.

MADEIRA *et al.* (2000) analisaram a necessidade do controle de ectoparasitas em rebanhos de ovelhas, no estado de São Paulo, em relação à grande perda econômica que estes causam aos criadores. Para o procedimento operacional, foram enviados questionários aos criadores de ovelhas da Associação Paulista de Criadores de Ovinos (ASPACO, São Paulo) e, a partir da coleta dos dados, utilizou-se o teste de proporções multinomiais de Goodman e foram discutidas as taxas de respostas dos ectoparasitas (larva voadora, carrapato e piolho) em relação à exploração econômica. Observaram que a larva voadora atacou os rebanhos de diferentes explorações econômicas, sem distinção. Os rebanhos de exploração de carne, lã e carne e lã conjuntamente tiveram as menores incidências de carrapatos, enquanto para piolho a menor incidência ocorreu em animais de carne, atacando igualmente os de lã e lã x carne.

MADRUGA *et al.* (2000) compararam os resultados da prova de imunoadsorção enzimática (ELISA) para detecção de anticorpos contra *Babesia bovis* com os obtidos pela prova de imunofluorescência indireta (IFI). Utilizando o teste de Goodman, as associações entre a ELISA e IFI foram realizadas, usando-se 110 soros de rebanhos de áreas de estabilidade endêmica e 168 soros de rebanhos de instabilidade endêmica, cujos resultados apresentaram concordância significativa entre os dois testes. O resultado estatístico revelou um aspecto prático bastante interessante, pois as provas sorológicas a IFI e ELISA são provavelmente, as mais utilizadas, pela elevada sensibilidade na detecção de anticorpos contra *Babesia spp*, porém a prova ELISA tem como vantagem a automação na leitura, alcançando um maior número de análises de soros.

CHACUR & FRANSOZO (2001) avaliaram a distribuição espacial e sazonal de *Callinectes danae* em Ubatuba, São Paulo. Coletaram os caranguejos para estudo, por pesca de arrastão, durante o período de um ano e foram considerados fatores como a profundidade, salinidade, diluição de oxigênio, temperatura, quantidade de matéria orgânica e textura do sedimento. O teste de proporções multinomiais de Goodman foi utilizado para estabelecer a abundância de ovulação, tendo como resposta das frequências mensais das fêmeas que os meses de ovulação mais abundante são fevereiro e junho. Ademais, relacionou-se as frequências com as variáveis de características ambientais e bioquímicas da água.

LOPES *et al.* (2001) avaliaram o efeito do uso de silagem de grãos úmidos de milho nas rações iniciais após o desmame sobre o desempenho e incidência de diarreia de leitões. Foram usados 60 leitões da raça Large White, desmamados com idade média de 28 dias, num experimento com dois tratamentos e dez repetições. O delineamento utilizado foi o de blocos ao acaso, em que cada parcela experimental foi formada por três leitões e a cada unidade experimental foram atribuídos aleatoriamente os tratamentos T1: Ração à base de milho seco moído (Híbrido C333B) e T2: Ração à base de silagem de grãos úmidos de milho (Híbrido C333B). Avaliou-se por duas semanas a incidência de diarreia, categorizada em ausência de diarreia, diarreia moderada (fezes moles) ou severa (fezes fluídas). Os valores observados foram comparados pelo teste de Goodman, concluindo que a incidência de diarreia foi maior nos leitões alimentados com milho seco.

MADRUGA *et al.* (2001) avaliaram o método imunoadsorção enzimática (ELISA) baseado em antígeno bruto na detecção de anticorpos contra *Babesia bigemina*. Comparando o método ELISA com a imunofluorescência indireta (IFAT), em bezerros experimentalmente infectados, observaram que o IFAT detectou anticorpos, na maioria dos exames, um dia antes do ELISA, e ambos forneceram, por muitas vezes, o mesmo resultado em região de estabilidade enzoótica, o que não ocorreu em regiões de instabilidade enzoótica. O ELISA foi empregado em um inquérito epidemiológico em quatro municípios de estabilidade enzoótica do Pantanal do Mato Grosso do Sul, estudando-se a incidência de soropositivo pelo teste de Goodman, concluindo-se que as cidades de Porto Murtinho e Aquidauana tiveram igualmente a maior porcentagem seguidas de Corumbá e Rio Verde.

O' DWYER *et al.* (2001) estudaram a infecção *Hepatozoon canis* associada com o carrapato do cão das áreas rurais do estado do Rio de Janeiro, considerando-

se 250 cães de sete regiões. Foram avaliadas a proporção de cães infectados na presença ou ausência do carrapato *A. cajannense*, cujas frequências de resposta foram analisadas segundo os resultados do teste de contrastes entre e dentro de proporções binomiais de Goodman, observando-se que as maiores proporções de infecção ocorreram em Itaguaí, Barra do Pirai e Pirai.

5. MATERIAIS E MÉTODOS

Considerando uma variável categorizada como resposta de um experimento agrônômico, a seguinte tabela de contingência $I \times J$ com suas respectivas proporções multinomiais de ocorrência π_{ij} ($i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, J$), onde π_{ij} representa a proporção populacional da j -ésima classe (categoria de resposta) na i -ésima população, com $\sum_{j=1}^J \pi_{ij} = 1$ para todo i , pode ser descrita como:

Tabela1. Proporção de ocorrência das classes de resposta segundo população multinomial.

População \ Classe	Classe				Total
	1	2	. . .	J	
1	π_{11}	π_{12}	. . .	π_{1J}	$\pi_{1.} = 1$
2	π_{21}	π_{22}	. . .	π_{2J}	$\pi_{2.} = 1$
.	.	.			
.	.	.			
.	.	.			
I	π_{I1}	π_{I2}		π_{IJ}	$\pi_{I.} = 1$
Total	$\pi_{.1}$	$\pi_{.2}$		$\pi_{.J}$	$\pi_{..} = I$

Neste contexto, alguns interesses práticos dispostos em indagações estatísticas podem ser avaliados (GOODMAN, 1963).

5.1.Associação entre populações multinomiais e classes de resposta.

Para a discussão dessa associação alguns indicadores estatísticos serão descritos a seguir.

5.1.1.Coefficiente de contingência (C) de Pearson.

É uma medida de associação entre duas variáveis qualitativas, geralmente apresentada numa tabela de contingência. O grau de associação é representado por meio de um único número, variando entre 0 e 1, cuja proximidade de zero indica falta de associação.

Considerando-se uma tabela de contingência $I \times J$, representando duas variáveis categorizadas, a cada frequência observada, tem-se uma frequência esperada, que será calculada com base na veracidade da hipótese H_0 de que não há associação.

Para testar a hipótese H_0 , calcula-se:

$$\chi^2_{calc} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \frac{(Fo_{ij} - Fe_{ij})^2}{Fe_{ij}}$$

onde Fo_{ij} é a frequência observada na j -ésima coluna da i -ésima linha e

Fe_{ij} é a frequência esperada na j -ésima coluna da i -ésima linha.

A regra de decisão do teste de hipóteses é dada por:

i) Se $\chi^2_{calc} < \chi^2_{\alpha, (I-1)(J-1)}$, não se rejeita H_0 , ou seja, não há associação entre populações multinomiais e classes de resposta, no nível α de significância.

ii) Se $\chi^2_{calc} \geq \chi^2_{\alpha, (I-1)(J-1)}$, rejeita-se H_0 , ou seja, há associação entre populações multinomiais e classes de resposta, no nível α de significância.

O coeficiente de contingência de Pearson é definido por (SIEGEL, 1975)

$$C = \sqrt{\frac{\chi_{calc}^2}{\chi_{calc}^2 + N}}$$

onde $N = \sum_{ij} n_{ij}$, ou seja, é o total das observações das I linhas e J colunas.

Quanto mais o coeficiente de contingência (C) de *Pearson* se aproximar de um, maior será o grau de associação. Porém, deve ser observado que, mesmo quando a associação é perfeita, o coeficiente não atinge o valor 1 (o valor 1 assintótico).

5.1.2. Coeficiente de *Cramer*.

Assim como o de *Pearson*, mede a associação entre duas variáveis qualitativas, representadas em geral na tabela de contingência.

O valor do coeficiente de *Cramer* (V^2) é dado por:

$$V^2 = \frac{\chi_{calc}^2}{N[\min(I-1, J-1)]}$$

Quando ocorre associação perfeita, quaisquer que sejam os valores de I e J, o coeficiente de *Cramer* atinge o valor máximo (igual a 1) e tem como vantagem o fato de se anular quando forem independentes (BERQUÓ, 1980).

5.2. Homogeneidade das populações multinomiais.

Antes de iniciar o estudo de contrastes lineares entre e dentro de proporções multinomiais, torna-se necessário averiguar se as populações são homogêneas ou não. Caso sejam homogêneas, não será necessário realizar o estudo de contrastes entre multinomiais, pois todos os resultados dos testes serão não significativos (CURI & MORAES, 1981).

Quando o resultado do teste de homogeneidade de Goodman apresentar significância, torna-se necessário efetuar as comparações entre as proporções multinomiais.

As hipóteses do teste estatístico de homogeneidade podem ser indicadas por:

$$H_0 : \pi_{1j} = \pi_{2j} = \dots = \pi_{Ij} = \pi_{0j} \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, J \quad (\text{populações homogêneas})$$

H_1 : Não existe um π_{0j} comum para as I populações multinomiais (populações não-homogêneas)

Conforme destaca GOODMAN(1964), a estatística usada no teste de homogeneidade é $Y^2 = \sum_{i,j} (n_{ij} - n_i p_j)^2 / n_{ij}$ com $n_i = \sum_j n_{ij}$ e $p_j = \frac{\bar{p}_j}{\sum_{k=1}^J \bar{p}_k}$, onde

$\bar{p}_j = \frac{N}{\sum_{i=1}^I n_i (p_{ij})^{-1}}$, que sob a veracidade de H_0 tem distribuição $\chi^2_{(I-1)(J-1)}$. A estatística

Y^2 pode ser simplificada como

$$Y^2 = N \left\{ \left[\sum_{j=1}^J \bar{p}_j \right]^{-1} - 1 \right\} = N \left\{ \frac{1}{\sum_{j=1}^J \frac{N}{\sum_{i=1}^I \frac{n_i}{p_{ij}}}} - 1 \right\}$$

onde: N é o total geral das observações;

$n_i = \sum_j n_{ij}$ é o total da i -ésima população e

p_{ij} é a estimativa de máxima verossimilhança de π_{ij} .

A regra de decisão do teste é a usual, ou seja:

i) se $Y^2 < \chi^2_{(I-1)(J-1)}$, não há rejeição de H_0 , concluindo-se pela existência de homogeneidade nas I populações multinomiais, não sendo necessário realizar o estudo de contrastes entre multinomiais (item 5.3), pois todos os intervalos de confiança simultâneos incluirão o zero, ou seja, os resultados serão não significativos;

ii) se $Y^2 \geq \chi^2_{(I-1)(J-1)}$, rejeita-se a hipótese H_0 , ou seja, não existe homogeneidade nas populações, sendo necessário completar o estudo para determinar quais os possíveis contrastes entre as proporções multinomiais que são significativos. O teste de homogeneidade baseado em Y^2 rejeitará H_0 , se e só se, ao menos um contraste estimado for significativamente diferente de zero.

5.3. Contrastes entre proporções multinomiais.

No teste de *Goodman*, objetiva-se verificar se existe alguma diferença entre as proporções das populações multinomiais, fixando-se a classe de resposta. Esta situação de interesse pode ser contemplada avaliando os contrastes entre as proporções (GOODMAN,1964). Sob as considerações de contrastes entre proporções, alguns testes de hipóteses podem ser sugeridos.

5.3.1 Teste de hipóteses associado à avaliação de um contraste entre as I populações multinomiais, onde os coeficientes c_{ij} do contraste θ são especificados *a priori*.

As hipóteses de interesse são:

$$H_0: \theta = \sum_{ij} c_{ij} \pi_{ij} = 0$$

$$H_1: \theta \neq 0$$

$$\text{onde } \sum_i c_{ij} = 0 \text{ para todo } j.$$

Considerando as estimativas p_{ij} das proporções multinomiais π_{ij} , o estimador de máxima verossimilhança de θ é dado por $\hat{\theta} = \sum_{ij} c_{ij} p_{ij}$, e a estimativa da

variância de $\hat{\theta}$ determinada por

$$S^2(\hat{\theta}) = \sum_{i=1}^I n_i^{-1} \left[\sum_{j=1}^J c_{ij}^2 p_{ij} - \left(\sum_{j=1}^J c_{ij} p_{ij} \right)^2 \right].$$

Nestas condições , tem-se o seguinte intervalo de confiança para θ ;

$$\hat{\theta} - S(\hat{\theta})Z_{\alpha} \leq \theta \leq \hat{\theta} + S(\hat{\theta})Z_{\alpha},$$

onde Z_{α} é o $100(1 - \alpha / 2)\%$ -ésimo percentil da distribuição normal padrão.

Sob as mesmas considerações, fixando o nível de significância α , a estatística utilizada no teste das hipóteses descritas anteriormente, é dada por:

$G_{calc} = |\hat{\theta}| / S(\hat{\theta})$, que sob a veracidade de H_0 , tem distribuição de Goodman com parâmetros I e J , onde I (número de populações multinomiais) e J (número de classes).

A regra de decisão do teste será a usual, ou seja, se $G_{cal} > G_{crítico}$ rejeita-se H_0 , caso contrário, não há rejeição. O valor de $G_{crítico}$ corresponde ao $100(1 - \alpha / 2)\%$ -ésimo percentil da distribuição normal padrão.

5.3.2 Teste de hipóteses associado à avaliação de um contraste entre as I populações multinomiais, onde os coeficientes c_{ij} do contraste θ não são especificados *a priori* .

As hipóteses de interesse são:

$$H_0: \theta = \sum_{ij} c_{ij} \pi_{ij} = 0$$

$$H_1: \theta \neq 0$$

$$\text{onde } \sum_i c_{ij} = 0 \text{ para todo } j.$$

O intervalo de confiança de θ será dado por:

$$\hat{\theta} - S(\hat{\theta})L \leq \theta \leq \hat{\theta} + S(\hat{\theta})L ,$$

onde $\hat{\theta}$ e $S(\hat{\theta})$ são especificados em (5.3.1) e L corresponde a raiz quadrada positiva do $100(1 - \alpha)\%$ -ésimo percentil da distribuição χ^2 com $(I-1)(J-1)$ graus de liberdade.

Fixando o nível de significância α , a estatística utilizada no teste será

$$G_{calc} = |\hat{\theta}| / S(\hat{\theta}) .$$

A regra de decisão do teste será a usual, assim: se $G_{cal} > G_{critico}$, rejeita-se H_0 , caso contrário, não há rejeição. O valor de $G_{critico}$ é dado por L , que corresponde à raiz quadrada positiva do $100(1-\alpha)\%$ -ésimo percentil da distribuição χ^2 com $(I-1)(J-1)$ graus de liberdade.

5.3.3 Teste de hipóteses associado à avaliação de um subconjunto de contrastes entre as I populações multinomiais.

Em algumas situações práticas pode-se estar interessado em apenas um subconjunto de $(1/2)I(I-1)J$ contrastes, onde os intervalos de confiança simultâneos são construídos com amplitudes menores que os obtidos, quando são utilizados todos os contrastes e, portanto, mais sensíveis quanto a ocorrência de efeito significativo.

As hipóteses de interesse são:

$$H_0: \theta_k = \sum_{ij} c_{ij}^{(k)} \pi_{ij} = 0$$

$$H_1: \theta_k \neq 0$$

$$\text{onde } \sum_i c_{ij}^{(k)} = 0 \text{ para todo } j \text{ e } k=1, \dots, K.$$

O conjunto dos intervalos de confiança simultâneos para θ_k ($k=1, \dots, K$), onde K é o total de contrastes requeridos é dado por:

$$\hat{\theta}_k - s(\hat{\theta}_k) Z_k \leq \theta_k \leq \hat{\theta}_k + s(\hat{\theta}_k) Z_k, \text{ para } k=1, 2, \dots, K.$$

$$\text{onde } \hat{\theta}_k = \sum_{ij} c_{ij}^{(k)} p_{ij} \text{ e } s(\hat{\theta}_k) = \sum_{i=1}^I n_i^{-1} \left[\sum_{j=1}^J [c_{ij}^{(k)}]^2 p_{ij} - \left(\sum_{j=1}^J c_{ij}^{(k)} p_{ij} \right)^2 \right] \text{ e}$$

$$Z_k \text{ é o } 100(1-\beta_k)\% \text{-ésimo percentil da distribuição normal padrão e } \sum_{k=1}^K \beta_k = \alpha/2.$$

Se $Z_1 = Z_2 = \dots = Z_K = Z$, onde Z é o $100(1-\beta)\%$ -ésimo percentil da distribuição normal padrão, então $\beta = \alpha/(2K)$.

Sob essa suposição ($Z_1 = Z_2 = \dots = Z_K = Z$), fixado o nível de significância α , a estatística utilizada no teste será :

$G_{calc} = \left| \hat{\theta} \right| / S(\hat{\theta}) \sim G(I, J)$ de *Goodman*, com a seguinte regra de decisão:

Se $G_{calc} > G_{crítico}$, rejeita-se H_0 , caso contrário, não há rejeição.

O valor de $G_{crítico}$ é calculado da seguinte forma:

i) Para $J = 2$ (distribuição binomial), calcula-se $\alpha^* = \alpha/(2K)$ onde $K = (1/2)I(I-1)$ e o valor crítico de G corresponderá ao $100(1 - \alpha^*)\%$ -ésimo percentil da distribuição normal padrão.

ii) Para $J > 2$ (multinomial), calcula-se $\alpha^* = \alpha/(2K)$ onde $K = (1/2)I(I-1)J$ e o valor crítico de G corresponderá ao $100(1 - \alpha^*)\%$ -ésimo percentil da distribuição normal padrão.

5.4. Contrastes de proporções dentro das multinomiais.

O método de *Goodman* ainda pode ser utilizado com a finalidade de verificar se ocorre diferença entre as proporções multinomiais dentro de uma dada população. Fixando-se a população multinomial de interesse, o objetivo é alcançado, avaliando-se os contrastes das proporções das classes dessa população (GOODMAN, 1965).

5.4.1 Intervalos de confiança simultâneos para $\pi_{ij} - \pi_{ij'}$.

Considerando a comparação entre duas classes quaisquer de resposta, pode-se determinar intervalos de confiança simultâneos para $K=J(J-1)/2$ diferenças $\pi_{ij} - \pi_{ij'}$.

Tem-se o seguinte teste de hipóteses:

$$H_0 : \theta_{jj'} = \pi_{ij} - \pi_{ij'} = 0, \text{ para } i \text{ fixo e } \forall j \neq j'$$

$$H_1 : \text{Existe } \theta_{jj'} = \pi_{ij} - \pi_{ij'} \neq 0$$

Pelas estimativas de máxima verossimilhança,

$$\hat{\theta}_{jj'} = d_{jj'} = p_{ij} - p_{ij'}, \text{ para } j \neq j' \text{ e } j, j' = 1, 2, \dots, J, \text{ o IC}(\pi_{ij} - \pi_{ij'}), \text{ no nível } 100(1-\alpha)\%$$

de confiança, para cada contraste entre pares de classes de resposta, será dado pelos seguintes limites (QUESENBERRY & HURST, 1964):

$$LI(\pi_{ij} - \pi_{ij'}) = d_{jj'} - \sqrt{A(p_{ij} + p_{ij'} - d_{jj'}^2) / ni.}$$

$$LS(\pi_{ij} - \pi_{ij'}) = d_{jj'} + \sqrt{A(p_{ij} + p_{ij'} - d_{jj'}^2)/ni.}$$

O valor (A), da estatística utilizada na construção do intervalo de confiança, corresponde ao $100(1-\alpha/k)\%$ -ésimo percentil da distribuição χ^2 com 1 grau de liberdade, onde $K = J(J-1)/2$.

A regra de decisão para o teste de hipóteses é dada por:

i) se o intervalo de confiança incluir o zero, não há rejeição de H_0 , concluindo-se que não foi possível afirmar que $\pi_{ij} \neq \pi_{ij'}$;

ii) se o intervalo de confiança não incluir o zero, rejeita-se H_0 , concluindo-se que $\pi_{ij} \neq \pi_{ij'}$.

5.4.2 Intervalo de Confiança para uma função linear de π_{ij} (i fixo), ou seja, função

da forma
$$\Delta(a) = \theta = \sum_{j=1}^J a_j \pi_{ij} .$$

As hipóteses do teste de todas as funções lineares são descritas por:

$$H_0 : \theta = \sum_{j=1}^J a_j \pi_{ij} = 0, \text{ para } i \text{ fixo}$$

$$H_1 : \theta = \sum_{j=1}^J a_j \pi_{ij} \neq 0 .$$

O intervalo de θ , ao nível $100(1-\alpha)\%$ de confiança, para cada contraste será dado pelos limites:

$$LI(\theta) = \text{limite inferior} = d(a) - \left[AS^2(a) / n_i \right]^{1/2} \quad \text{e}$$

$$LS(\theta) = \text{limite superior} = d(a) + \left[AS^2(a) / n_i \right]^{1/2} ,$$

onde $d(a) = \sum_{j=1}^J a_j p_{ij} \quad ; \quad S^2(a) = \sum_{j=1}^J a_j^2 p_{ij} - \left[d(a) \right]^2 \quad \text{e}$

O valor de A corresponde ao $100(1-\alpha)\%$ -ésimo percentil da distribuição χ^2 com $(J-1)$ graus de liberdade.

A regra de decisão do teste estatístico é dada por:

i) se o intervalo de confiança incluir o zero, não há rejeição de H_0 , concluindo-se que não foi possível afirmar que $\theta = \sum_{j=1}^J a_j \pi_{ij} \neq 0$;

ii) se o intervalo de confiança não incluir o zero, rejeita-se H_0 , concluindo que $\theta = \sum_{j=1}^J a_j \pi_{ij} \neq 0$.

5.4.3 Intervalo de Confiança para um conjunto de M funções lineares do tipo

$$\Delta(a) = \theta = \sum_{j=1}^J a_j \pi_{ij} \quad (\text{i fixo}).$$

As hipóteses do teste de um conjunto de M funções lineares de interesse são descritas por:

$$H_{0e} : \theta_e = \sum_{j=1}^J a_{ej} \pi_{ij} = 0, \quad \text{para i fixo e } e = 1, \dots, M.$$

$$H_{1e} : \theta_e = \sum_{j=1}^J a_{ej} \pi_{ij} \neq 0$$

Os limites dos intervalos de confiança simultâneos podem ser calculados da seguinte forma:

$$LI(\theta_e) = \text{limite inferior} = d(a_e) - \left[AS^2(a_e) / n_i \right]^{1/2} \quad \text{e}$$

$$LS(\theta_e) = \text{limite superior} = d(a_e) + \left[AS^2(a_e) / n_i \right]^{1/2},$$

$$\text{onde } d(a_e) = \sum_{j=1}^J a_{ej} p_{ij} \quad ; \quad S^2(a_e) = \sum_{j=1}^J a_{ej}^2 p_{ij} - [d(a_e)]^2 \quad \text{e}$$

A corresponde ao $100(1-\alpha/M)\%$ -ésimo percentil da distribuição χ^2 com I grau de liberdade.

A regra de decisão do teste estatístico é dada por:

i) se o intervalo de confiança incluir o zero, não há rejeição de H_{0e} ,

concluindo-se que não foi possível afirmar que $\theta_e = \sum_{j=1}^J a_{ej} \pi_{ij} \neq 0$;

ii) se o intervalo de confiança não incluir o zero, rejeita-se H_{0e} ,

concluindo que $\theta_e = \sum_{j=1}^J a_{ej} \pi_{ij} \neq 0$.

5.5. Programa Computacional

O programa computacional foi elaborado utilizando-se linguagem Visual Basic 6.0., tendo capacidade para processar dados provenientes de até 20 multinomiais com o máximo de 20 classes de categorização das respostas, utilizando os níveis de 1% e 5% de significância.

A entrada de dados pode ser feita via teclado, utilizando o recurso editor de arquivos texto, disponibilizado no programa, ou por arquivo texto, armazenado anteriormente em disquete ou disco rígido. Os dados devem ser digitados, utilizando o aplicativo Word, por linha, onde cada valor numérico digitado na linha corresponde a uma frequência de ocorrência da multinomial, numa dada categoria de resposta. As frequências devem ser intercaladas com um espaço em branco, e após a digitação de cada linha deve ser clicado " ENTER ", mudando o cursor para o início da linha seguinte, na qual serão digitadas as frequências da multinomial seguinte. Finalizada a digitação, o banco de dados deve ser gravado em arquivo texto (TXT), ficando disponível para o uso.

Ao iniciar o programa, deve ser clicado a opção " CONTINUAR ". Em seguida, serão carregados automaticamente os valores de $A_{crítico}$ e $G_{crítico}$. O banco de dados a ser utilizado, deve ser carregado do diretório, em que já foi anteriormente gravado. A partir desse momento, serão realizados os cálculos relativos as proporções das multinomiais nas diversas classes de respostas e o teste de homogeneidade de Goodman. Se ocorrer homogeneidade nas distribuições multinomiais, não será realizado o estudo de contrastes entre

proporções multinomiais, mas somente o estudo de contrastes dentro das multinomiais, envolvendo duas proporções e contrastes especiais com mais de duas proporções.

Se as distribuições multinomiais não forem homogêneas, deverá ser feito o estudo de contrastes entre proporções multinomiais de duas proporções, e contrastes especiais e, em seguida, os estudos de contrastes dentro das multinomiais, como descritos anteriormente.

Foram disponibilizados no programa, dois exemplos ilustrativos. O primeiro, que estuda o efeito de grãos úmidos de milho nas rações iniciais, após o desmame, sobre o desempenho e incidência de diarreia de leitões. Trata-se de um caso particular, em que não é possível formular contrastes especiais entre multinomiais, pois envolve só duas populações multinomiais. O segundo exemplo também é outro caso particular que pode ocorrer, isto é, quando se tem apenas duas classes de respostas. O objetivo do estudo foi avaliar o efeito da concentração de benomyl, em diferentes meios de dissolução e concentração, na germinação de sementes de milho.

O procedimento para utilização do programa, encontra-se detalhado no Manual do Usuário, no Apêndice 3.

5.6. Exemplos Ilustrativos.

5.6.1. Efeito do uso de silagem de grãos úmidos de milho nas rações iniciais após o desmame sobre o desempenho e a incidência de diarreia de leitões.

Foram considerados dados de LOPES *et al.* (2001) que referem-se a um experimento conduzido no setor de suinocultura da Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia - UNESP/Botucatu, com as seguintes características: delineamento em blocos completos casualizados com dois tratamentos e 10 repetições.

No estudo, foram utilizados 60 leitões da raça Large White, desmamados aos 28 dias, em que cada parcela experimental foi constituída de três leitões e a cada uma atribuída aleatoriamente duas rações, uma a base de grãos de milho híbrido C333 B seco e moído e outra à base de silagem de grãos úmidos de milho híbrido C333 B.

Durante as duas primeiras semanas do período experimental, foi avaliada diariamente a incidência de diarreia classificada como ausência de diarreia, diarreia moderada (fezes moles) ou severa (fezes fluídas) e posteriormente realizado o teste de Goodman para contrastes entre e dentro de multinomiais visando a discussão da associação entre tipos de ração e ocorrência de diarreia.

Os dados observados nos animais encontram-se no Apêndice 1.

5.6.2. Efeito da concentração de benomyl em diferentes meios de dissolução na germinação de sementes de milho após 24 horas de tratamento.

Para este segundo exemplo de aplicação, os dados foram adaptados de SOUZA (1994). O experimento foi conduzido em casa de vegetação, no Departamento de Defesa Fitossanitária da Faculdade de Ciências Agronômicas da UNESP/Botucatu, com as seguintes características: delineamento inteiramente casualizado com esquema fatorial 2x3 em 15 repetições. O primeiro fator consistia da administração do benomyl diluído em dois meios (acetona e água), e o segundo relativo as três concentrações utilizadas (25000, 7500 e 1000mg/l).

Foram utilizadas sementes de milho da cultivar HMD-7974, isentas de qualquer tratamento com defensivos, obtidas junto ao Posto de Sementes da Secretaria de Agricultura e Abastecimento situado em Campinas no estado de São Paulo.

Visando à redução de infestação de *Fusarium moniliforme*, as sementes foram tratadas quimicamente em diferentes concentrações de benomyl e dois meios de diluição, acetona ou água. Para discutir a germinação do grão de milho, utilizou-se o teste de Goodman para contrastes entre e dentro de multinomiais. Os dados coletados encontram-se no Apêndice 2, e as telas do aplicativo utilizado para os cálculos, estão no manual do usuário.

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na seqüência serão apresentados os resultados da operacionalização do aplicativo, para o teste estatístico envolvendo contrastes entre e dentro de populações multinomiais. Para facilidade de entendimento da lógica proposta no desenvolvimento do algoritmo, os resultados serão apresentados à partir de dois conjuntos de dados utilizados como exemplos.

6.1. Efeito do uso de silagem de grãos úmidos de milho nas rações iniciais após o desmame sobre o desempenho e a incidência de diarreia de leitões.

Apresentam-se a seguir os resultados do teste de Goodman realizado pelo aplicativo, para discussão das associações entre o tipo de ração e diarreia em suínos, para os dados do Apêndice 1.

Destaca-se, na análise, o resultado do teste de homogeneidade de Goodman; $Y^2 = 23,42$ ($P < 0,01$).

Para a discussão dos resultados, estabeleceu-se o nível de 5% de significância (o programa fornece os resultados também a 1%, cujo estabelecimento "a priori" de α fica por conta do pesquisador). Dessa forma, rejeita-se a hipótese H_0 , ou seja, não existe homogeneidade nas populações, sendo necessário completar o estudo para

determinar quais os possíveis contrastes entre as proporções multinomiais que são significativos.

No estudo de contrastes entre proporções multinomiais (dois a dois), considerou-se:

Multinomial 1: ração com milho seco (P1);

Multinomial 2: ração com silagem (P2).

Foi avaliado o contraste P(1) vs. P(2), ou seja, ração com milho seco "versus" ração com silagem, para cada uma das três classes de diarreia, concluindo-se que as rações apresentam proporções de respostas diferenciadas na ausência e presença moderada de diarreia (Tabela 1).

Tabela 1: Resultado do teste de Goodman para contrastes entre proporções multinomiais (dois a dois)

CONTRASTE	CLASSE (J)	G_{CALC}
P(1) vs. P(2)	Ausência (1)	4,8377 *
P(1) vs. P(2)	Moderada (2)	4,5621 *
P(1) vs. P(2)	Severa (3)	1,4227

(*) significativa no nível de 5% de probabilidade.

Não foi realizado o estudo de contrastes especiais entre proporções multinomiais por não ser possível formá-los, pois o exemplo envolve só duas multinomiais.

No estudo de proporções dentro das multinomiais (dois a dois) foram avaliados os seguintes contrastes: P(1) vs. P(2), ou seja, diarreia ausente "versus" diarreia moderada, P(1) vs. P(3) diarreia ausente "versus" diarreia severa e P(2) vs. P(3) diarreia moderada "versus" diarreia severa, em cada uma das duas multinomiais (Tabela 2). Concluiu-se que, ambas formas de alimentação, ou seja, em todos os animais, existe predominância de ausência de diarreia em relação à moderada e desta em relação à severa. A

significância das diferenças são consideradas porque os intervalos de confiança das respectivas comparações não inclui o zero.

Tabela 2: Resultado do teste de Goodman para contrastes de proporções dentro das multinomiais (dois a dois).

CONTRASTE	MULTINOMIAL(I)	IC(5%)	
		L. INFERIOR	L. SUPERIOR
P(1) vs. P(2)	Milho Seco (1)	0,5965	0,7653 *
P(1) vs. P(3)	Milho Seco (1)	0,7699	0,8682 *
P(2) vs. P(3)	Milho Seco (1)	0,0932	0,1830 *

P(1) vs. P(2)	Silagem (2)	0,8263	0,9356 *
P(1) vs. P(3)	Silagem (2)	0,9020	0,9646 *
P(2) vs. P(3)	Silagem (2)	0,0239	0,0808 *

P(1): Ausência, P(2): Moderada e P(3): Severa

(*) significante ao nível de 5% de probabilidade.

No estudo de contrastes de proporções especiais dentro das multinomiais, foi avaliado o contraste ausência de diarreia "versus" presença de diarreia, para cada uma das duas multinomiais (2P(1)-P(2)-P(3)). Os resultados (Tabela 3) mostram que o intervalo de confiança não incluiu o zero, levando a concluir que o contraste é diferente de zero para o nível de 5% significância, ou seja, a proporção de resposta para a ausência de diarreia é significativamente diferente da proporção da presença, em ambos tipos de ração.

Tabela 3: Resultado do teste de Goodman para contrastes especiais de proporções dentro das multinomiais .

CONTRASTE (Ausência x Presença)	MULT(I)	IC(5%)	
		L. INFERIOR	L. SUPERIOR
2P(1) - P(2) - P(3) = 1,5000	Milho Seco (1)	1,3694	1,6306
2P(1) - P(2) - P(3) = 1,8143	Silagem (2)	1,7298	1,8987

P(1): Ausência, P(2): Moderada e P(3): Severa

(*) significante ao nível de 5% de probabilidade.

Na Tabela 4 são mostradas as proporções de ocorrência de diarreia nos leitões nas duas primeiras semanas da fase inicial.

Tabela 4: Proporções de ocorrência de diarreia nos leitões nas duas primeiras semanas da fase inicial.

MILHO	DIARRÉIA			TOTAL DE INDIVÍDUOS
	AUSÊNCIA	MODERADA	SEVERA	
SECO	0,833 aC ⁽¹⁾	0,152 bB	0,014 aA	420
SILAGEM	0,938 bC	0,057 aB	0,005 aA	420

⁽¹⁾Valores seguidos de mesma letra, maiúsculas nas linhas e minúsculas nas colunas, não diferem entre si ($P>0,05$) pelo teste de Goodman.

6.2. Efeito da concentração de benomyl em diferentes meios de dissolução na germinação de sementes de milho após 24 horas de tratamento

Apresentam-se a seguir os resultados do teste de Goodman obtidos pelo programa PromultiGOODMAN, no qual foi avaliada a taxa de germinação de sementes de milho em diferentes concentrações de benomyl dissolvido em acetona e em água para os dados do Apêndice2 .

Apresenta-se como resultado do teste de homogeneidade de Goodman $Y^2 = 368,8$ ($P < 0,01$), indicando como anteriormente, no nível de 5% de significância ($Y^2 \geq \chi^2_{(2)}$), a rejeição da hipótese H_0 , ou seja, não existe homogeneidade nas populações, sendo necessário completar o estudo para determinar quais os possíveis contrastes entre as proporções multinomiais que são significativos.

Na comparação entre proporções multinomiais (dois a dois), consideram-se os contrastes de todas as possíveis combinações entre duas proporções multinomiais. A caracterização das populações multinomiais estão descritas na Tabela(5) e os contrastes avaliados para cada classe de resposta estão descritos nas Tabelas(5a) e (5b) .

Tabela 5: Caracterização das populações multinomiais .

TRATAMENTO	CONCENTRAÇÃO
Multinomial 1: Benomyl em acetona	25000mg/l
Multinomial 2: Benomyl em acetona	7500mg/l
Multinomial 3: Benomyl em acetona	1000mg/l
Multinomial 4: Benomyl em água	25000mg/l
Multinomial 5: Benomyl em água	7500mg/l
Multinomial 6: Benomyl em água	1000mg/l

Tabela 5a: Resultado do teste de Goodman para contrastes entre proporções multinomiais (dois a dois), para a classe J=1(presença de germinação)

CONTRASTE	G_{CALC}
P(1) vs. P(2)	1,1837
P(1) vs. P(3)	1,7573
P(1) vs. P(4)	5,4746 *
P(1) vs. P(5)	12,1193 *
P(1) vs. P(6)	13,6781 *
P(2) vs. P(3)	0,5688
P(2) vs. P(4)	4,1644 *
P(2) vs. P(5)	10,1776 *
P(2) vs. P(6)	11,5112 *
P(3) vs. P(4)	3,5552 *
P(3) vs. P(5)	9,3397 *
P(3) vs. P(6)	10,5960 *
P(4) vs. P(5)	5,0888 *
P(4) vs. P(6)	6,1269 *
P(5) vs. P(6)	1,1098

P(1): Benomyl em acetona (25000mg/l), P(2): Benomyl em acetona (7500mg/l)

P(3): Benomyl em acetona (1000mg/l), P(4): Benomyl em água (25000mg/l),

P(5): Benomyl em água (7500mg/l), P(6): Benomyl em água (1000mg/l),

(*) significante no nível de 5% de probabilidade

Tabela 5b: Resultado do teste de Goodman para contrastes entre proporções multinomiais (dois a dois), para a classe J=2 (ausência de germinação)

CONTRASTE	G_{CALC}
P(1) vs. P(2)	1,1837
P(1) vs. P(3)	1,7573
P(1) vs. P(4)	5,4746 *
P(1) vs. P(5)	12,1193 *
P(1) vs. P(6)	13,6781 *
P(2) vs. P(3)	0,5688
P(2) vs. P(4)	4,1644 *
P(2) vs. P(5)	10,1776 *
P(2) vs. P(6)	11,5112 *
P(3) vs. P(4)	3,5552 *
P(3) vs. P(5)	9,3397 *
P(3) vs. P(6)	10,5960 *
P(4) vs. P(5)	5,0888 *
P(4) vs. P(6)	6,1269 *
P(5) vs. P(6)	1,1098

P(1): Benomyl em acetona (25000mg/l), P(2): Benomyl em acetona (7500mg/l)

P(3): Benomyl em acetona (1000mg/l), P(4): Benomyl em água (25000mg/l),

P(5): Benomyl em água (7500mg/l), P(6): Benomyl em água (1000mg/l),

(*) significativa no nível de 5% de probabilidade

Para exemplificar o uso do aplicativo computacional algumas comparações especiais entre as proporções multinomiais foram descritas nas Tabelas 6a e 6b. Conclui-se, a partir da observação dos resultados, que ocorre maior frequência de germinação quando se utiliza água como meio de dissolução e as menores concentrações:

Tabela 6a: Resultado do teste de Goodman para contrastes especiais entre proporções multinomiais para $J=1$ (germinação presente)

CONTRASTE	G_{CALC}
Acetona vs. Água [P(1)+P(2)+P(3)-P(4)-P(5)-P(6)] = -1,4571	14,7146 *
25.000(mg/l) vs. 7.500(mg/l) [P(1)-P(2)+P(4)-P(5)] = -0,3524	4,1853 *
25.000(mg/l) vs. 1.000(mg/l) [P(1)-P(3)+P(4)-P(6)] = -0,4286	5,1742 *
7.500(mg/l) vs. 1.000(mg/l) [P(2)-P(3)+P(5)-P(6)] = -0,0762	1,0124

(*) significativa no nível de 5% de probabilidade

Tabela 6b: Resultado do teste de Goodman para contrastes especiais entre proporções multinomiais para $J=2$ (germinação ausente)

CONTRASTE	G_{CALC}
Acetona vs. Água [P(1)+P(2)+P(3)-P(4)-P(5)-P(6)] = 1,4571	14,7146 *
25.000(mg/l) vs. 7.500(mg/l) [P(1)-P(2)+P(4)-P(5)] = 0,3524	4,1853 *
25.000(mg/l) vs. 1.000(mg/l) [P(1)-P(3)+P(4)-P(6)] = 0,4286	5,1742 *
7.500(mg/l) vs. 1.000(mg/l) [P(2)-P(3)+P(5)-P(6)] = 0,0762	1,0124

(*) significativa no nível de 5% de probabilidade

No estudo de contrastes de proporções dentro das multinomiais (dois a dois), foi avaliado o contraste P(1) vs. P(2), ou seja, germinação presente "versus" germinação ausente, nas seis populações binomiais envolvidas, conforme a Tabela (7). Conclui-se que, para benomyl dissolvido em água, em todas as concentrações, houve predominância da presença de germinação. Com relação à diluição em acetona, verificou-se predominância da ausência de germinação.

Tabela 7: Contrastes de proporções dentro das multinomiais (dois a dois).

CONTRASTE (Presença x Ausência)	MULTINOMIAL(I)	IC (5%)	
		L.INFERIOR	L.SUPERIOR
P(1) x P(2)	1 (Benomyl em acetona, 25000mg/l)	-0,6014	-0,2557 *
P(1) x P(2)	2 (Benomyl em acetona, 7500mg/l)	-0,4600	-0,0923 *
P(1) x P(2)	3 (Benomyl em acetona, 1000mg/l)	-0,3874	-0,0126 *
P(1) x P(2)	4 (Benomyl em acetona, 25000mg/l)	0,0923	0,4600 *
P(1) x P(2)	5(Benomyl em acetona, 7500mg/l)	0,7215	0,9357 *
P(1) x P(2)	6(Benomyl em acetona, 1000mg/l)	0,8233	0,9862 *

(*) significativa no nível de 5% de probabilidade

Não foi realizado o estudo de contrastes de proporções dentro de multinomiais (contrastos especiais), por não ser possível formá-los, pois o exemplo envolve só duas classes de resposta.

Na tabela 8 são mostradas as proporções de germinação de milho após 24 horas de tratamento.

Tabela 8: Frequência de germinação de sementes de milho após 24 horas de tratamento.

TRATAMENTO	GERMINAÇÃO		TOTAL DE INDIVÍDUOS
	PRESENTE	AUSENTE	
Benomyl 25.000mg/l (acetona)	0,2857 aA ⁽¹⁾	0,7143 cB	105
Benomyl 7.500mg/l (acetona)	0,3619 aA	0,6381 cB	105
Benomyl 1.000mg/l (acetona)	0,4000 aA	0,6000 cB	105
Benomyl 25.000mg/l (água)	0,6381 bB	0,3619 bA	105
Benomyl 7.500mg/l (água)	0,9143 cB	0,0851 aA	105
Benomyl 1.000mg/l (água)	0,9524 cB	0,0476 aA	105

⁽¹⁾ Valores seguidos de mesma letra, maiúscula nas linhas e minúsculas nas colunas, não diferem entre si ($P > 0,05$), pelo teste de Goodman (1964;1965).

7. CONCLUSÕES

O desenvolvimento do estudo mostrou quanto à revisão bibliográfica que existem várias situações nas Ciências Agrônômicas, onde a variável resposta é categorizada, porém, a literatura consultada apresentou uma situação bastante acentuada de sub utilização dos procedimentos de Goodman para dados experimentais com distribuição multinomial.

Quanto ao algoritmo computacional estabelecido na proposta de trabalho conclui-se que:

i) O aplicativo resultante da discussão metodológica, foi desenvolvido de forma interativa, auto-explicativa e de fácil utilização, para qualquer pesquisador de área aplicada.

ii) O pesquisador que necessite analisar experimentos que envolvam variáveis respostas categorizadas, encontrará subsídios estatísticos no aplicativo computacional, que auxiliarão na interpretação de resultados que discutam interesses biológicos, envolvendo comparações entre e dentro de proporções multinomiais.

iii) O sistema foi desenvolvido para ser executado em plataforma Windows 98 ou versões mais recentes, podendo realizar o estudo para até 20 multinomiais e 20 classes de respostas.

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BELÉM, P.A.D. *et al.* Intradermo-reação cervical para diagnóstico de infecções por *Eurytrema sp* em bovinos. **Brazilian Journal of Veterinary Research and Animal Science**, São Paulo, v. 33, n. 1, p. 24-27, 1996.

BERQUÓ, E.S., SOUZA, J.M.P., GOTLIEB, S.L.D., **Bioestatística**, São Paulo, Editora Pedagógica e Universitária Ltda, 1980.

CAMPOS, E.P., PADOVANI, C.R., CATANEO, A.J.M. Paracoccidiodomicose: estudo radiológico e pulmonar de 58 casos. **Revista do Instituto de Medicina Tropical de São Paulo**, São Paulo, v. 33, n. 4, p. 267-276, 1991.

CHACUR, M.M., FRANSOZO, M.L.N. Spatial and seasonal distributions of *Callinectes Danae* (Decapota, Portunidae) in Ubatuba Bay, São Paulo, Brazil. **Journal of Crustacean Biology**, Lawrence, v. 21, n. 21, p. 414-425, 2001.

CORRÊA, A.M.S. *et al.* Evolução da relação entre peso e altura e peso e idade em crianças de 3 meses a 6 anos assistidas em creche, Sorocaba (SP), Brasil. **Revista Panamericana de Salud Publica**, Washington, v. 6, n. 1, p. 26-33, 1999.

CURI, P.R, MORAES, R.V. Associação, homogeneidade e contrastes entre proporções em tabelas contendo distribuições multinomiais. **Ciência e Cultura**, São Paulo, v. 33, n. 5, p. 712-722, 1981.

DAMASCENO, D.C. Estudos sobre a embriotoxicidade e efeito anti-implantação de *Rosmarinus officinalis* Linné administrado a ratas prenhes no período de pré-implantação. 1996. Dissertação (Mestrado em Ciências Biológicas/Farmacologia) - Instituto de Biociências, Universidade Estadual Paulista.

DOMINGUES, P.F., PADOVANI, C.R. Estudo da eficácia “**in vitro**” dos antibióticos e quimioterápicos usados no tratamento da mastite bovina por *Staphylococcus sp.* **A Hora Veterinária**, Porto Alegre, v. 14, n. 82, p. 27-29, 1994.

DÓREA, R.C.C. *et al.* Controle de infecções parasitológicas entre crianças que estudam na área periférica de Botucatu, São Paulo, Brasil. **Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 5, p. 425-430, 1996.

FRANSOZO, M.L.N., MANTELATO, F.L.M., FRANSOZO, A. Population biology of *Callinectes ornatus* Orday, 1863 (Decapota, Portunidae) from Ubatuba (SP), Brasil. **Scientia Marina**, Barcelona, v. 63, n. 2, p. 157-163, 1999.

GONÇALVES, A. *et al.* Prevenção e tratamento das incapacidades físicas em hanseníase: estudo da evolução em nosso meio, com ênfase na avaliação de determinantes de sua efetividade. **Revista Brasileira de Medicina**, São Paulo, v. 46, n. 7, p. 269-84, 1989.

GOODMAN, L.A. On methods for comparing contingency tables. **Journal of the Royal Statistical Society. Serie A**, Londres, v. 126, p. 94-108, 1963.

GOODMAN, L.A. Simultaneous confidence intervals for contrasts among multinomial populations. **Annals of Mathematical Statistics**, Beachwood , v. 35, n. 2, p. 716-725, 1964.

GOODMAN, L.A. On simultaneous confidence intervals for multinomial proportions. **Technometrics**, Alexandria, v. 7, n. 2, p. 247-254, 1965.

HOYAMA, E. *et al.* Uso de esferas de polietileno poroso em cavidade anoftálmica. **Revista Brasileira de Oftalmologia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 1, p. 40-44, 2000.

LOPES, A.B.R.C. *et al.* Silagem de grãos úmidos para suínos na fase inicial dos 8 aos 30 kg. **Boletim da Indústria Animal**, Nova Odessa, v. 58, n. 2, p. 181-190, 2001.

MADEIRA, N.G., AMARANTE, A.F.T., PADOVANI, C.R. Effect of management practices on srew-worm among sheep in São Paulo state, Brazil. **Tropical Animal Helth_and Production**, Dordrecht, 30, p. 149-157, 1998.

MADEIRA, N.G., AMARANTE, A.F.T., PADOVANI, C.R. Diversity of ectoparasites in sheep flocks in São Paulo, Brazil. **Tropical Animal Healt and Production**, Dordrecht, v. 32, n. 4, p. 225-232, 2000.

MADRUGA, C.R. *et al.* Desenvolvimento de uma prova de imunoadsorção enzimática para detecção de anticorpos contra *Babesia bovis*. **Pesquisa Veterinária Brasileira**, Brasília, v. 20, n. 4, p. 167-170, 2000.

MADRUGA, C.R.. *et al.* Evolution of an ELISA for detection of antibodies to *Babesia bigemina* in catte and it's application in na epidemiological survey in Brasil. **Pesquisa Veterinária Brasileira**, Brasília, v. 21, n. 2, p. 72-76, 2001.

MANTELATO, F.L.M., FRANSOZO, A. Reproductive biology and moulting cycle of the crab *Callinectes Ornatus* (Decapota, Portunidae) from the Ubatuba Region, São Paulo, Brazil. **Crustaceana**, Leiden, v. 72, n. 1, p. 63-76, 1999.

MONTEIRO, H.L. *et al.* Saúde Coletiva/ Atividade Física e o padrão epidemiológico de transição: a Hanseníase como modelo. **Interciência**, Caracas, v. 20, n. 2, p. 94-100, 1995.

MONTEIRO, H.L. *et al.* Fatores sócio-econômicos e ocupacionais e a prática de atividade física regular: estudo a partir de policiais militares de Bauru, São Paulo. **Revista Motriz**, Rio Claro, v. 4, n. 2, p. 91-97, 1998.

O' DWYER, L.H., MASSARD, C.L., SOUZA, J.C.P. *Hepatozoon canis* infection associated with dog ticks of rural areas of Rio de Janeiro state, Brazil. **Jornal of Veterinary Parasitology**, Izatnagar, v. 94, n. 3, p. 143-50, 2001.

PIMENTA, W.P. *et al.* Bacteriúria em pacientes com **Diabetes mellitus**. **Jornal Brasileiro de Patologia**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 4, p. 18-22, 1997.

QUESENBERRY, C.P., HURST, D.C. Large sample simultaneous confidence intervals for multinomial proportions. **Technometrics**, Alexandria, v. 6, p. 191-195, 1964.

RIBEIRO, M.A.C.L. Estudo de incidência de infecções cirúrgicas através de contrastes entre populações multinomiais. In: Conferência Internacional de Biometria, Biométrica, 10., 1979, Guarujá, p. 423-432.

SANTOS, S. Biologia reprodutiva de *Portunus spinimanus* Letreille, 1819 (Crustacea, Brachyura, Portunidae), na região de Ubatuba (SP). 1994. Tese (Doutorado em Ciências/ Zoologia) - Instituto de Biociências, Universidade Estadual Paulista, Botucatu.

SHELLINI, S.A. *et al.* Urgências oculares em serviço de pronto socorro de pediatria. **Pediatria Atual**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 7, p. 11-14, 1996.

SIEGEL, S., Estatística não-paramétrica para ciência do comportamento, São Paulo, McGraw-Hill do Brasil Ltda, 1975.

SOUZA, N.L. Podridão de raízes de milho causada por isolados do complexo *Pythium graminicolum* - *Pythium arrhenomases*, 1985. 129f. Tese (Doutorado em Agronomia/Fitopatologia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

ZANON, U. *et al* Reflexões sobre a incidência de infecções cirúrgicas . **Revista Brasileira de Cirurgia**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 9/10, p. 261-268, 1978.

APÊNDICE

APÊNDICE 1

Frequência de ocorrência de diarreia nos leitões nas primeiras duas semanas da fase inicial.

MILHO	DIARRÉIA			TOTAL DE INDIVÍDUOS
	AUSÊNCIA	MODERADA	SEVERA	
SECO	350	64	6	420
SILAGEM	394	24	2	420

APÊNDICE 2

Frequência de germinação de sementes de milho após 24 horas de tratamento.

TRATAMENTO	GERMINAÇÃO		TOTAL DE INDIVÍDUOS
	PRESENTE	AUSENTE	
Benomyl 25000mg/l (acetona)	30	75	105
Benomyl 7500mg/l (acetona)	38	67	105
Benomyl 1000mg/l (acetona)	42	63	105
Benomyl 25000mg/l (água)	67	38	105
Benomyl 7500mg/l (água)	96	9	105
Benomyl 1000mg/l (água)	100	5	105

APÊNDICE 3

Manual do Usuário do Programa

Introdução e Descrição Geral

O manual do usuário é um instrumento básico, para que o usuário desse aplicativo possa utilizá-lo, com segurança, agilidade e rapidez .

A metodologia estatística referente ao estudo de associação de Goodman foi desenvolvida em linguagem Basic 6.0, para ambiente DOS, em microcomputadores compatíveis com a linha IBM-PC.

A entrada de dados pode ser feita via teclado, utilizando o editor de arquivos texto, disponibilizado no programa, ou por outros editores de texto, desde que sejam salvos na opção Somente Texto, no diretório do programa.

Os dados devem ser digitados por linha, onde cada valor numérico digitado na linha corresponde a uma frequência de ocorrência da multinomial, numa dada categoria de resposta. As frequências devem ser intercaladas com um espaço em branco e, após a digitação de cada linha, deve ser clicado " ENTER ", mudando o cursor para o início da linha seguinte, na qual serão digitadas as frequências da multinomial seguinte. Finalizada a digitação, o banco de dados deve ser gravado em arquivo texto (TXT), no diretório do programa como descrito acima.

O sistema comporta até 20 multinomiais com 20 classes de respostas.

Não é necessário fornecer os valores críticos das estatísticas utilizadas, pois já estão embutidos no aplicativo, para os níveis de 1% e 5% de significância.

A qualquer momento é possível sair do programa, bastando para isso clicar em fechar e/ ou sair. Para imprimir os resultados, deve-se clicar na tecla IMPRIMIR, disponível em cada saída do programa.

Instalação do Programa

Antes de instalar o sistema verifique se o seu computador possui os requisitos mínimos:

- processador 32 MD;
- plataforma Windows 98;
- resolução de vídeo 800x600.

Para instalar o programa em seu computador:

- coloque o CD-ROM no leitor de CD;
- clique 2 vezes em "Meu Computador" na área de trabalho;
- clique 2 vezes no seu drive de CD-ROM;
- clique 2 vezes em Instalar;
- aguarde a tela inicial do CD-ROM.

Iniciando o Programa para rodar arquivos TXT

Clique em continuar.

Será aberta a tela Menu Principal e três títulos:

- utilitários;
- recuperação e análise de dados;
- calcular A e G críticos;

Clicando em:

1) Utilitários e, em seguida editor word, poderá digitar textos e os dados de entrada, ou se selecionar planilhas excel, poderá criá-las, sem a necessidade de sair do programa. Também pode clicar em Sair para encerrar o programa.

2) Recuperação e análise de dados, tem-se duas opções:

2.1) Recuperação em arquivos txt, deverá ser clicado para selecionar o arquivo de dados, que será estudado.

2.2) Exemplos ilustrativos, permitem visualizar exemplos, auxiliando na compreensão da utilização do aplicativo.

3) Calcular A e G críticos.

Seqüência de Cálculos

Clicar em:

- dados em arquivos txt ;
- seqüência de cálculos;
- carregar A e G críticos;

Aparece uma mensagem informando que os valores estão sendo carregados.

Clique em OK.

Outra mensagem aparece na tela, para que o usuário continue a seqüência de cálculos.

Clique em OK.

Selecione

Seqüência de cálculos;

Carregar dados,

Selecione o arquivo de dados

os dados aparecem na tela, em forma de matriz

Para continuar os cálculos, deve-se selecionar Seqüência de cálculos e, em seguida, Calcular Proporção, retornando à tabela de dados, com o cálculo das proporções nas diversas classes de resposta, de todas multinomiais envolvidas.

Clicando novamente em Seqüência de cálculos e as opções Calcular Y^2 e Teste de homogeneidade, será realizado o teste de Homogeneidade de Goodman, com o valor de Y^2 , o cálculo do grau de

liberdade do teste, os valores críticos, e as mensagens do resultado do teste, nos níveis de 1% e 5%.

Se:

- as multinomiais forem homogêneas, não será realizado o estudo de contrastes entre multinomiais, passando direto para o estudo de contrastes dentro das multinomiais;
- não forem homogêneas, serão realizados os estudos de contrastes entre e dentro das multinomiais.

Estudo de contrastes entre multinomiais

Estudo de contrastes entre multinomiais (dois a dois)

Deve-se selecionar a opção, Estudo de Contrastes entre proporções e, em seguida, contrastes dois a dois. Os resultados serão constituídos de todos contrastes de proporções multinomiais, combinados dois a dois, para todas as classes de resposta.

O resultado constará de:

Contraste, Teta (valor estimado do contraste), Steta (desvio padrão do contraste) e o valor da estatística do teste (G calculado).

Nos contrastes com (*), conclui-se que o contraste é não nulo, ou seja, existe diferença estatística significativa entre as duas multinomiais envolvidas, para aquela determinada classe J (no nível de 5% de significância).

Nos contrastes com (**), conclui-se que o contraste é não nulo, para aquela determinada classe J (no nível de 1% de significância).

Estudo de contrastes entre multinomiais (casos especiais).

Utilizado para testar contrastes envolvendo mais do que duas proporções em uma dada classe de resposta. Deve-se selecionar no Estudo de Contrastes entre proporções a opção, Contrastes Especiais (mais de 2 proporções).

Em seguida, digita-se os coeficientes do contraste das proporções multinomiais, onde, após cada valor digitado, deve ser clicada a tecla tab, observando-se que, a soma dos coeficientes do contraste deve ser igual a um.

Estudo de contrastes dentro das multinomiais

Estudo de contrastes dentro das multinomiais (dois a dois)

Para realizar o procedimento deve-se selecionar Sequência de cálculos e a opção contrastes dentro das multinomiais (dois a dois). São avaliados todos os contrastes de proporções multinomiais, combinados dois a dois, para todas multinomiais.

O resultado constará de:

Contraste, DIFE (valor estimado do contraste), LIMINF (limite inferior do intervalo de confiança) e LIMSUP (limite superior do intervalo de confiança), para os níveis de 5% e 1%.

Nos contrastes com (*), conclui-se que o contraste é não-nulo, ou seja, existe diferença estatística significativa entre as duas classes de resposta envolvidas, para aquela determinada multinomial (no nível de 5% de significância).

Nos contrastes com (**), conclui-se que o contraste é não-nulo, ou seja, existe diferença estatística significativa entre as duas classes de resposta envolvidas, para aquela determinada multinomial (no nível de 1% de significância).

Estudo de contrastes dentro das multinomiais (casos especiais)

Utilizado para estudar contrastes, envolvendo proporções de mais do que duas classes de respostas, de uma determinada multinomial. Para realizar o procedimento deve-se selecionar a opção Contrastes dentro das Multinomiais (casos especiais).

Em seguida, digita-se os coeficientes dos contrastes das proporções multinomiais, onde, após cada valor digitado, deve ser clicada a tecla

tab, observando que a soma dos coeficientes do contraste deve ser sempre igual a um.

Nesse momento, o programa termina, podendo ser reiniciado para ser realizado novo estudo.

Exemplos Explicativos

Para facilitar o entendimento, foram disponibilizados dois exemplos:

1º Exemplo (2 x 3): Efeito do uso de silagem de grãos úmidos de milho, nas rações iniciais após o desmame, sobre o desempenho e incidência de diarreia de leitões.

2º Exemplo (6 x 2): Efeito da concentração de benomyl, em diferentes meios de dissolução, na germinação de sementes de milho, após 24 horas de tratamento.

O modo de rodar os exemplos, só difere dos arquivos TXT, no início, como está descrito a seguir:

Iniciando o exemplo

- 1) Clique em Continuar;
- 2) Será aberta a tela Menu Principal, selecione, Recuperação e análise de dados e o exemplo de interesse;
- 3) Digite o número de multinomiais, ou linhas;
- 4) Digite o número de classes, ou colunas;
- 5) Digite o nível de significância, que pode ser 1% ou 5%, pois de qualquer forma, os cálculos serão feitos para os dois.

A seguir, os procedimentos serão os mesmos que os utilizados para arquivos TXT.

Aparecerá a mensagem, carregando valores críticos de A e G... , e, a partir desse momento, o procedimento é o mesmo do utilizado para arquivo TXT.