

ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA DE EXPERIMENTOS EM PARCELAS SUBDIVIDIDAS

HEDWIG MILANEZ GRAZIANO DA SILVA

Orientador: Humberto de Campos

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

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Dezembro, 1979

Não é mais possível, em nossos dias, conceber o trabalho intelectual como um trabalho individual. Na verdade nunca foi, porque ele é antes de tudo reflexo de uma formação que vem se acumulando. Assim, desde os pais, os professores das primeiras letras, aos companheiros de trabalho, muitos são os que nos marcam com suas idéias e ações.

Porisso, seria impossível enumerar todas as pessoas que contribuíram para a elaboração desta Dissertação, às quais sou grata.

Porém, quero, com muito respeito, agradecer ao Prof. Humberto de Campos que, além da contribuição na formação individual, foi orientador e amigo.

Aos meus pais eu ofereço.

Ao José Francisco e ao Emiliano, que pacientemente dividem comigo os maus momentos do cotidiano, eu dedico.

Í N D I C E

| | Pág. |
|--|------|
| 1. RESUMO | 1 |
| 2. INTRODUÇÃO | 5 |
| 3. REVISÃO DE LITERATURA | 7 |
| 4. MATERIAL | 16 |
| 5. MÉTODOS | 26 |
| 5.1 - Efeito de Tratamentos Principais | 27 |
| 5.2 - Efeito de Tratamentos Secundários e Terciários | 29 |
| 5.3 - Efeito das Interações | 30 |
| 5.3.1 - Tratamentos B num mesmo nível A | 30 |
| 5.3.2 - Tratamentos A num mesmo nível B | 31 |
| 6. RESULTADOS E DISCUSSÕES | 32 |
| 6.1 - Caso 1: Parcelas Inteiramente Casualizadas, Com Mais de Dois Tratamentos Principais e Dois Tratamentos <u>Se</u> cundários | 32 |
| 6.2 - Caso 2: Parcelas Inteiramente Casualizadas, Com Mais de Dois Tratamentos Principais e Mais de Dois Trata- mentos Secundários | 35 |
| 6.3 - Caso 3: Parcelas em Blocos Casualizados, Com Mais de Dois Tratamentos Principais e Com Dois Tratamentos <u>Se</u> cundários | 37 |
| 6.4 - Caso 4: Parcelas em Blocos Casualizados, Com Mais de Dois Tratamentos Principais e Mais de Dois Tratamen- tos Secundários | 39 |

| | |
|---|----|
| 6.5 - Caso 5: Parcelas em Blocos Casualizados, Com Mais de Dois Tratamentos Principais, Dois Tratamentos Secundários, e Mais de Dois Terciários | 41 |
| 6.6 - Caso 6: Parcelas em Blocos Casualizados, Com Mais de Dois Tratamentos Principais, Mais de Dois Tratamentos Secundários e em Dois Locais - Um Caso de Análise Conjunta | 44 |
| 6.7 - Caso 7: Parcelas em Blocos Casualizados, Com Mais de Dois Tratamentos Principais e Mais de Dois Tratamentos Secundários, Onde Não é Viável a Análise de Variância | 50 |
| 6.8 - Considerações Finais | 53 |
| 7. CONCLUSÕES | 55 |
| 8. SUMMARY | 57 |
| 9. BIBLIOGRAFIA | 61 |
| 10. APÊNDICE | 65 |

LISTA DOS QUADROS

| QUADRO | | Pág. |
|--------|--|------|
| 1 | Produção (t/ha) de 10 variedades de cana-de-açúcar nos 2 primeiros cortes (cana planta e cana soca).. | 18 |
| 2 | Brix de frutos de 5 variedades de manga, colhidos de 3 pés por variedade, e de cada pé se colheram 4 frutos, segundo os pontos cardeais | 19 |
| 3 | Matéria seca (em kg) de 7 adubos verdes e milho, em 2 anos sucessivos | 20 |
| 4 | Produção de milho (kg/ha) com o uso de 4 doses de adubo fosfatado (0 kg de P_2O_5 /ha; 50 kg de P_2O_5 /ha; 75 kg de P_2O_5 /ha e 100 kg de P_2O_5 /ha) aplicadas de 3 formas diferentes (em covas, em sulcos e a lanço) | 21 |
| 5 | Produção (kg/parcela) de cana-de-açúcar, considerando-se 5 Usinas, 3 variedades de cana (CO 419, CB 41-76 e CB 40-69), colmos brocados e sadios, e ainda 3 porções do colmo: base, meio e ápice | 22 |
| 6 | Porcentagens de pol de cana-de-açúcar determinadas em 2 locais, com a aplicação de 4 amadurecedores e uma testemunha e em 4 épocas de determinação de pol | 24 |
| 7 | Frequência de diagnósticos de 5 patologias em 4 faixas etárias em 6 Postos de Saúde localizados em Campinas (SP) | 25 |

LISTA DAS TABELAS

| TABELA | | Pág. |
|--------|--|------|
| 1 | Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de produção, em t/ha, de 10 variedades de cana-de-açúcar em 2 cortes consecutivos | 34 |
| 2 | Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados referentes a Brix de manga, de 5 variedades colhidas segundo os Pontos Cardeais | 36 |
| 3 | Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de produção, em kg de matéria seca, de 7 adubos verdes e milho, em 2 anos consecutivos nas mesmas parcelas | 38 |
| 4 | Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de produção de milho, em kg/ha, usando-se 4 doses de adubo, em 3 formas de aplicação | 40 |
| 5 | Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Sub-subdivididas, com dados de produção, em kg/parcela, de cana-de-açúcar, considerando-se 3 variedades de cana, 2 sanidades e 3 porções do colmo | 43 |
| 6 | Análises Paramétrica e Não-Paramétrica, Individuais, de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de porcentagem de pol de cana-de-açúcar, | |

| TABELA | | Pág. |
|--------|--|------|
| 6 | instalado em 2 locais, usando-se 4 amadurecedores e uma testemunha e em 4 épocas de aplicação | 48 |
| 6.A | Análises Paramétrica e Não-Paramétrica, Conjuntas, de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de porcentagem de pol de cana-de-açúcar, instalado em 2 locais, usando-se 4 amadurecedores e uma testemunha, e em 4 épocas de aplicação | 49 |
| 7 | Análise Não-Paramétrica de um Ensaio em Parcelas Subdivididas, referente à frequência de diagnósticos de 5 patologias em 4 faixas etárias | 52 |

1. RESUMO

O presente trabalho foi orientado no sentido de apresentar um estudo simples sobre Análise Estatística Não-Paramétrica de experimentos em parcelas subdivididas ("split-plot") e em parcelas subsubdivididas ("split-split-plot").

Partiu-se do estudo de trabalhos publicados nesta área, porém os referentes ao tema de interesse fazem as análises estatísticas sempre baseadas no modelo multivariado. Além da análise multivariada não ser usual na grande maioria dos casos, ela encerra deduções teóricas e os próprios procedimentos de análise muito complicados.

Optou-se, portanto, pelo estudo de procedimentos mais simples, ou seja, pelos Testes Não-Paramétricos já existentes, e se tratou da passagem do modelo multivariado ao univariado, obtendo a proposta de metodologia que se apresenta.

O método consiste de análise univariada, não-paramétrica, de experimentos em parcelas subdivididas e subsubdivididas.

Como o estudo das interações se mostrasse muito difícil quanto às deduções teóricas e complicado quanto à aplicação, se optou por estudar o efeito das interações duplas e tripla, através de desdobramentos convenientes, conforme a natureza do problema enfocado.

A estrutura do enquadramento dos testes não-paramétricos adequados a cada caso é apresentada a seguir:

| Efeito a ser estudado | Nº | Delineamento | Teste |
|--|-----|--------------------------------------|------------------------------------|
| (A) Tratamentos Principais | A=2 | Int. Casualizado Blocos Casualiz. | Wilcoxon Ordens Assin. ou Sinal |
| | A>2 | Int. Casualizado Blocos Casualiz. | Kruskal-Wallis Friedman |
| (B) Tratamentos Secundários e/ou Terciários | B=2 | independe | Ordens Assin. ou Sinal |
| | B>2 | independe | Friedman |
| Desdobramento B dentro de A | B=2 | independe | Ordens Assin. ou Sinal |
| | B>2 | independe | Friedman |
| Desdobramento A dentro de B | A=2 | Int. Casualizado Blocos Casualiz. | Wilcoxon Ordens Assin. ou Sinal |
| | A>2 | Int. Casualizado Blocos Casualiz. | Kruskal-Wallis Friedman |

Os experimentos em que as parcelas estão inteiramente casualizadas ou em blocos casualizados foram escolhidos por se-

rem os mais comuns.

Os exemplos de aplicação do método proposto objetivam ilustrar, cada qual, um caso de interesse:

1) Parcelas Inteiramente Casualizadas, com mais de dois tratamentos principais e dois tratamentos secundários.

2) Parcelas Inteiramente Casualizadas, com mais de dois tratamentos principais e mais de dois tratamentos secundários.

3) Parcelas em Blocos Casualizados, com mais de dois tratamentos principais e com dois tratamentos secundários.

4) Parcelas em Blocos Casualizados, com mais de dois tratamentos principais e mais de dois tratamentos secundários.

5) Parcelas em Blocos Casualizados, com mais de dois tratamentos principais, dois tratamentos secundários e mais de dois tratamentos terciários.

6) Um caso de Análise Conjunta, com parcelas em Blocos Casualizados, com mais de dois tratamentos principais, mais de dois secundários e em dois locais.

7) Um caso em que a Análise Paramétrica não é viável, com parcelas em Blocos Casualizados, com mais de dois tratamentos principais e mais de dois tratamentos secundários.

A primeira conclusão do trabalho foi a verificação de que o método proposto leva a resultados satisfatórios, de uma maneira muito simples, principalmente em relação aos cálculos envolvidos.

Por outro lado, constatou-se uma excelente concordância entre os dois enfoques de análises (Paramétrica e Não-Paramétrica), chegando-se praticamente às mesmas conclusões.

Concluiu-se, finalmente, que a mesma estrutura se estende facilmente aos casos de ensaios fatoriais, desde que se considerem os desdobramentos das interações, o que torna a metodologia proposta bem geral e de grande versatilidade.

2. INTRODUÇÃO

É comum, na prática diária, encontrarem-se dados provenientes de delineamentos experimentais complexos, e muitas vezes, ainda, não necessariamente satisfazendo às pressuposições básicas da Análise de Variância, quais sejam, independência das variáveis, homocedasticidade e normalidade dos erros. A maioria das vezes o problema é solucionado, por exemplo, ajustando-se aos dados alguma transformação, ou se descartando certas observações extremas, ou ainda, através da determinação de resíduos apropriados a cada contraste entre os tratamentos.

O presente trabalho propõe, como primeiro objetivo, mostrar que os Métodos Não-Paramétricos fornecem alternativas válidas para o caso de se analisarem dados provenientes de experimentos em parcelas subdivididas e subsubdivididas.

Como segundo objetivo, o trabalho propõe mostrar que, embora os conceitos matemáticos envolvidos nas deduções teóricas sejam complexos, a aplicação dos Testes Não-Paramétricos é feita de maneira muito simples e rápida. É interessante esclarecer que o acesso às deduções e demonstrações teóricas não é fácil e, quando possível, trata-se realmente de deduções que envolvem conceitos e artifícios os mais variados, além do que são bastante longas.

Em outras palavras, o trabalho objetiva indicar os testes a serem utilizados em cada caso analisado, sem entrar na discussão teórica que fundamenta estas indicações.

É nesse sentido, ainda, que será suprimido o estudo de interações duplas e tripla, pois particularmente o efeito destas interações não permite uma simples generalização, ou seja, um tratamento comum a todos os casos, como ocorre com o estudo dos outros efeitos. Estas interações serão analisadas através do estudo dos desdobramentos, verificando-se, indiretamente, seus efeitos. Não serão abordados, também, os casos das hipóteses que envolvem análises multivariadas, que seriam, talvez, em certos casos, mais apropriadas. O presente estudo evidencia-se pela proposição de simplificação da metodologia através de abordagens feitas com os recursos exclusivos das análises univariadas.

Finalmente, como último ponto, objetiva-se indicar uma diretriz geral na escolha do procedimento estatístico a ser adotado, se paramétrico ou não-paramétrico.

3. REVISÃO DE LITERATURA

Devido ao reduzido número de trabalhos sobre Análise Não-Paramétrica de experimentos em parcelas subdivididas, optou-se por uma revisão de literatura bem ampla, de início, e que vai se especificando até chegar aos trabalhos de interesse em especial. Por outro lado, a metodologia que se propõe é baseada em Testes Não-Paramétricos já existentes, o que justifica esta revisão mais abrangente.

O mais antigo dos Testes Não-Paramétricos data de 1710, segundo CAMPOS (1979). Trata-se do Teste do Sinal, que na realidade é um Teste Binomial com $p_0 = \frac{1}{2}$.

Porém, no início deste século é que se dá o aparecimento de maior número de trabalhos neste campo.

Entre outros autores pode-se citar PEARSON (1900 e

1911) e SPEARMAN (1904) cujo teste de correlação se equivale ao de Pearson, desde que se substitua os valores observados pelas suas ordens ou postos.

FISHER (1925) elaborou o Teste Exato de Fisher que consiste em determinar a exata probabilidade de ocorrência de uma frequência observada, ou de valores ainda mais extremos, no caso do Teste de χ^2 não ser apropriado (para pequenas amostras, por exemplo).

Um outro teste, o de Kolmogorov-Smirnov, foi introduzido por KOLMOGOROV (1933) para adaptação de uma específica e bem conhecida distribuição $F(x)$, a dados provenientes de uma distribuição desconhecida $F_0(x)$. Este mesmo teste pode ser aplicado para duas amostras independentes para se averiguar se elas provêm de uma mesma população ou de populações distintas. No primeiro caso, o seu competidor é o Teste de χ^2 e no segundo, o Teste t.

Foi com o trabalho de HOTELLING e PABST (1936) sobre correlação que se deu o verdadeiro impulso ao estudo dos Testes Não-Paramétricos.

No final da década de trinta, FRIEDMAN (1937) apresenta um estudo sobre o uso de ordens ("ranks") cujo objetivo era evitar assumir a normalidade, implícita na Análise de Variância. Foi com este trabalho que se introduziu o Teste χ^2_r de Friedman, através do qual pode-se verificar se amostras independentes são provenientes de uma mesma população ou de populações análogas, ou se provêm de populações distintas. É considerado um substituto do Teste F, a-

plicado às ordens das observações dentro de blocos.

Com Spearman, no início do século, e KENDALL (1938) surgem os testes de correlação, também denominados Testes de Independência, pois objetivam medir o grau de dependência entre duas variáveis. Quando comparados com o Teste de Pearson, seu competidor no Campo Paramétrico, apresentam uma grande eficiência.

WILCOXON (1945) foi o primeiro autor a introduzir a forma de "amostra-dupla". Neste trabalho considera o caso de duas amostras de igual tamanho e dá as probabilidades verdadeiras para os valores da menor soma das ordens.

Este mesmo autor, WILCOXON (1947), considera o caso de duas amostras iguais, fornecendo uma aproximação normal para a distribuição exata, baseado na teoria da amostragem sem substituição da população finita uniforme.

Simultaneamente ao aparecimento do teste de Wilcoxon, MANN e WHITNEY (1947) introduziram um teste semelhante. Está, no entanto, comprovado que os dois testes se equivalem, pois diferem apenas por uma constante. Estes testes servem para averiguar se duas amostras independentes são provenientes de uma mesma população. Nesse sentido, dos testes não-paramétricos competidores do teste t , são os mais poderosos.

WALSH (1949) introduziu o cálculo das "médias de Walsh" para a determinação da estimativa de θ (efeito estudado) no Teste de Wilcoxon.

KRUSKAL e WALLIS (1952) se referem ao uso de ordens na Análise de Variância de classificação simples. É com este estudo que os autores introduzem o Teste de Kruskal-Wallis, cujo objetivo é averiguar se amostras independentes são provenientes de uma mesma população, ou idênticas, ou provêm de populações distintas. É considerado um substituto do Teste F no Campo Paramétrico.

COX e STUART (1955) adaptaram o Teste do Sinal ao estudo de tendência numa sequência de dados de observação.

Entre os testes de dispersão, aplicáveis a duas amostras independentes, está o Teste de Ansari-Bradley. Foi introduzido por FREUND e ANSARI (1957) e reestruturado por ANSARI e BRADLEY (1960). É considerado, também, um competidor do Teste F no Campo Não-Paramétrico.

MOSES (1963) introduziu teste semelhante ao de Ansari-Bradley, pois também objetiva estudar comparativamente a dispersão de duas amostras. A diferença entre eles é que o Teste de Moses não exige que as amostras tenham a mesma mediana.

Para testar a normalidade, LILLIEFORS (1967) introduziu uma modificação no Teste de Kolmogorov (que data de 1933) ampliando seu uso aos casos em que a média e a variância não são especificadas, mas sim, estimadas através dos dados da amostra.

Até este ponto a revisão de literatura permite uma visão de como surgiram alguns Testes Não-Paramétricos, que se julga serem os mais importantes. Não se percebe, por parte dos autores e

estudiosos do assunto, uma preocupação com os delineamentos estatísticos propriamente ditos, a não ser os Testes de Friedman e de Kruskal-Wallis, usados na análise de experimentos em blocos ao acaso e inteiramente casualizados, respectivamente.

Porém, KOCH e SEN (1968) apresentam um trabalho referente à análise estatística (paramétrica e não-paramétrica) dos experimentos de "modelo misto". Segundo os autores, a estrutura geral de tais experimentos envolve n tópicos (efeito de blocos) escolhidos ao acaso, os quais respondem, cada um, a p tratamentos distintos. Portanto, os efeitos de blocos são ao acaso e os de tratamentos são fixos. As hipóteses de nulidade para tratamentos são consideradas sob diferentes combinações de suposições referentes à distribuição associada das observações. Para cada situação um teste apropriado é discutido e são estudadas as suas propriedades.

KOCH (1969) apresenta um trabalho complementar ao anterior, em relação a delineamentos inteiramente casualizados em parcelas subdivididas. A análise estatística é discutida sob o ponto de vista do modelo multivariado. Segundo o autor, a estrutura de tais experimentos envolve n tópicos escolhidos ao acaso para os quais os tratamentos foram relacionados de acordo com delineamento inteiramente ao acaso. Para cada um deles é obtido um vetor de observações, cujos componentes representam as respostas de cada um dos tópicos a cada uma das várias condições. Alternativamente, tais delineamentos podem ser interpretados simplesmente como "layouts" de

apenas uma saída multivariada, nos quais os componentes dos vetores de observações foram medidos na mesma escala, ou unidade, e portanto são comparáveis. Em tais experimentos algumas hipóteses são de interesse — a de nulidade para o efeito de tratamentos, para o efeito de condições, e para a interação entre tratamentos e condições. São discutidas várias formulações de tais hipóteses, sob diferentes combinações de pressuposições associadas à distribuição dos componentes do vetor de observação.

As pressuposições que podem ou não ser impostas são:

- A1 - Não há interação entre tratamentos e condições;
- A2 - Componente de simetria da distribuição dos erros.

Portanto, são quatro os casos possíveis e que são estudados:

| | não considera A1 | considera A1 |
|------------------|------------------|--------------|
| não considera A2 | CASO I | CASO II |
| considera A2 | CASO III | CASO IV |

Para cada caso considerado os testes paramétricos e não-paramétricos são indicados apropriadamente.

GERIG (1969) apresenta a extensão multivariada do Teste χ^2_r de Friedman, onde a distribuição de transferência de ordem e

uma grande parte das propriedades do critério são estudadas. É também estudada a Eficiência Assintótica Relativa (A.R.E.) para uma sequência de transferências alternadas.

Um detalhe bastante importante que se nota, ao fazer a revisão bibliográfica, é que em regra os trabalhos são teóricos, com deduções e formulações bastante complicadas.

Um primeiro trabalho mais prático, de aplicação de métodos não-paramétricos na análise estatística de experimento em parcelas subdivididas aparece com KOCH (1970). O autor apresenta as análises paramétrica, sob a forma univariada e multivariada, e a não-paramétrica, dando maior ênfase à análise multivariada.

O autor recomenda que se observe três casos, que ele chama de "limitrofes", ao se optar pela análise paramétrica ou não-paramétrica, tendo em vista que os princípios da análise paramétrica são independência das variáveis, homocedasticidade e normalidade dos erros:

Caso 1: as pressuposições da análise de variância são totalmente observadas;

Caso 2: as pressuposições da análise de variância não são drasticamente violadas; e

Caso 3: as pressuposições da análise de variância são drasticamente violadas.

Se ocorrer o caso 1, somente se justifica a análise paramétrica; se ocorrer o caso 3, somente se justifica a análise

não-paramétrica; e, se for o caso 2, ambas são aplicáveis, e provavelmente conduzirão às mesmas conclusões.

Como os dados que Koch dispunha se enquadravam no caso 2, realmente as conclusões das duas análises foram bastante semelhantes.

No campo não-paramétrico, os primeiros autores a se referirem a experimentos fatoriais são MEHRA e SMITH (1970) que apresentam testes e estimativas para contrastes de interações em fatoriais.

PATEL e HOEL (1973) discutem interações em delineamentos fatoriais inteiramente casualizados.

SCHEIRER, RAY e HARE (1976) apresentam um método de análise de dados provenientes de um experimento fatorial inteiramente casualizado. Este procedimento, uma extensão do Teste de Kruskal-Wallis, permite o cálculo dos efeitos de interações e contrastes lineares.

E, finalmente, tem-se o trabalho de CAMPOS (1979) que apresenta testes não-paramétricos aplicáveis a uma amostra, apropriados a dados pareados, aplicáveis a duas amostras independentes, de dispersão aplicáveis a duas amostras independentes, de correlação, e aplicáveis à análise de variância – classificação simples e dupla. O autor apresenta os testes, indicando seu uso, suas pressuposições, método, estimativas de seus efeitos, intervalo de confiança, e as tabelas necessárias ao uso de cada teste. A grande vanta-

gem deste trabalho é que reúne um grande número de exemplos de aplicação condizentes com a nossa realidade.

Em resumo, encontra-se vários trabalhos nos quais os autores apresentam os testes não-paramétricos isoladamente, e tem-se uns poucos que se referem a delineamentos estatísticos. Neste caso, a abordagem é feita sob o aspecto da análise multivariada, não usual nas análises mais comuns.

4. MATERIAL

Os dados analisados neste estudo provêm basicamente de três tipos de fontes:

a) Utilizados por outros autores, com aplicação de análises paramétricas;

b) Utilizados no Curso de Mestrado em "Estatística e Experimentação Agronômica", da E.S.A. "Luiz de Queiroz", em Piracicaba (SP), e cuja origem ou autoria não foi possível apurar;

c) Obtidos nas sedes dos Postos de Saúde da Secretaria Municipal de Saúde de Campinas (SP).

Serão analisados os seguintes casos:

1) Ensaio em Parcelas Subdivididas com as parcelas inteiramente casualizadas, envolvendo 10 tratamentos principais e 2 tratamentos secundários.

2) Ensaio em Parcelas Subdivididas com as parcelas inteiramente casualizadas, envolvendo 5 tratamentos principais e 4 tratamentos secundários.

3) Ensaio em Parcelas Subdivididas com as parcelas em blocos casualizados, envolvendo 8 tratamentos principais e 2 tratamentos secundários.

4) Ensaio em Parcelas Subdivididas, com as parcelas em blocos casualizados, envolvendo 4 tratamentos principais e 3 tratamentos secundários.

5) Ensaio em Parcelas Subsubdivididas, com as parcelas em blocos casualizados, envolvendo 3 tratamentos principais, 2 tratamentos secundários e 3 tratamentos terciários.

6) Ensaio em Parcelas Subdivididas, com as parcelas em blocos casualizados, instalado em dois locais, envolvendo 5 tratamentos principais e 4 tratamentos secundários.

7) Ensaio em Parcelas Subdivididas, com as parcelas em blocos casualizados, envolvendo 5 tratamentos principais e 4 tratamentos secundários, onde não é viável a Análise de Variância.

Caso 1: Num ensaio sobre competição de variedades de cana-de-açúcar, com 4 repetições, inteiramente casualizado, realizado em Bandeirantes (PR) foram considerados os dados de produção (t/ha) de 10 variedades de cana-de-açúcar nos 2 primeiros cortes (cana planta e cana soca), cujos resultados constam do Quadro 1.

Quadro 1 - Produção (t/ha) de 10 variedades de cana-de-açúcar nos 2 primeiros cortes
(cana planta e cana soca).

| VARIETADES | C O R T E S | | | | | | | | | |
|----------------------------|--------------|---------|---------|---------|---------|------------|---------|---------|--|--|
| | CANNA PLANTA | | | | | CANNA SOCA | | | | |
| | 1.ª REP | 2.ª REP | 3.ª REP | 4.ª REP | 1.ª REP | 2.ª REP | 3.ª REP | 4.ª REP | | |
| V ₁ -CB-40-13 | 145,66 | 177,32 | 176,49 | 157,66 | 112,50 | 123,16 | 101,50 | 137,33 | | |
| V ₂ -CB-41-76 | 187,49 | 191,99 | 196,65 | 207,65 | 125,83 | 122,00 | 122,66 | 161,83 | | |
| V ₃ -CB-47-355 | 169,15 | 209,84 | 184,32 | 191,32 | 82,33 | 123,00 | 123,16 | 123,66 | | |
| V ₄ -CB-61-13 | 185,32 | 189,15 | 189,65 | 181,32 | 119,16 | 136,16 | 106,83 | 120,66 | | |
| V ₅ -IAC-51/205 | 207,65 | 218,32 | 203,32 | 233,49 | 89,00 | 147,83 | 91,50 | 110,33 | | |
| V ₆ -IAC-52/150 | 188,15 | 212,49 | 220,15 | 206,32 | 113,66 | 133,49 | 105,66 | 150,32 | | |
| V ₇ -IAC-52/326 | 187,65 | 200,32 | 172,32 | 199,92 | 128,83 | 115,00 | 112,16 | 127,99 | | |
| V ₈ -CO 740 | 224,99 | 196,65 | 188,49 | 226,82 | 114,50 | 102,16 | 94,66 | 95,33 | | |
| V ₉ -CP 51-22 | 181,49 | 186,15 | 205,15 | 167,65 | 142,50 | 145,49 | 124,66 | 130,16 | | |
| V ₁₀ -NA 56-79 | 210,15 | 189,15 | 192,15 | 220,49 | 157,49 | 108,66 | 151,83 | 175,15 | | |

Caso 2: PIMENTEL GOMES (1976) apresenta a análise de variância de dados de brix de frutos de 5 variedades de manga, colhidos de três pés por variedade. De cada pé se colheram 4 frutos, correspondendo aos 4 pontos cardeais. Os resultados se encontram no Quadro 2.

Quadro 2 - Brix de frutos de 5 variedades de manga, colhidos de 3 pés por variedade, e de cada pé se colheram 4 frutos, segundo os pontos cardeais.

| VARIEDADES | PONTOS CARDEAIS | | | |
|----------------------------|-----------------|------|-------|-------|
| | NORTE | SUL | LESTE | OESTE |
| CARLOTA (V ₁) | 18,0 | 17,1 | 17,8 | 17,6 |
| | 17,5 | 18,8 | 18,1 | 17,2 |
| | 17,8 | 16,9 | 17,6 | 16,5 |
| EXTREMA (V ₂) | 16,3 | 15,9 | 16,5 | 18,3 |
| | 16,6 | 14,3 | 16,3 | 17,5 |
| | 15,0 | 14,0 | 15,9 | 15,2 |
| OLIVEIRA (V ₃) | 16,0 | 16,2 | 17,9 | 16,1 |
| | 19,5 | 14,9 | 15,0 | 15,3 |
| | 16,3 | 16,4 | 16,0 | 16,4 |
| BOURBON (V ₄) | 16,6 | 15,2 | 14,2 | 15,5 |
| | 15,9 | 13,2 | 18,0 | 17,3 |
| | 17,5 | 15,8 | 16,7 | 18,4 |
| IMPERIAL (V ₅) | 18,9 | 18,6 | 15,3 | 17,0 |
| | 18,5 | 13,7 | 18,2 | 18,3 |
| | 21,5 | 16,4 | 18,3 | 16,6 |

Caso 3: PIMENTEL GOMES (1976) estrutura a análise de um experimento com 8 tratamentos (7 adubos verdes e milho), em blocos casualizados, com 4 repetições, realizado em 2 anos consecutivos, nas mesmas par-

celas. Os resultados de matéria seca, em kg, são apresentados no Quadro 3.

Quadro 3 - Matéria seca (em kg) de 7 adubos verdes e milho, em 2 anos sucessivos.

| TRATAMENTOS | BLOCO 1 | | BLOCO 2 | | BLOCO 3 | | BLOCO 4 | |
|--|--------------------------------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
| | Ano 1 | Ano 2 | Ano 1 | Ano 2 | Ano 1 | Ano 2 | Ano 1 | Ano 2 |
| | MUCUNA PRETA (T ₁) | 86,8 | 90,2 | 76,8 | 94,0 | 88,6 | 86,4 | 81,6 |
| FEIJÃO DE PORCO (T ₂) | 44,0 | 83,8 | 56,6 | 72,2 | 52,4 | 88,6 | 52,2 | 83,2 |
| <i>Crot. juncea</i> (T ₃) | 102,4 | 120,2 | 90,8 | 104,6 | 92,0 | 112,0 | 84,8 | 113,6 |
| GUANDÚ (T ₄) | 68,4 | 91,0 | 55,2 | 78,8 | 49,0 | 83,4 | 61,2 | 91,2 |
| <i>Teph. cand.</i> (T ₅) | 34,0 | 57,2 | 32,4 | 54,0 | 24,4 | 50,8 | 30,0 | 46,2 |
| SOJA (T ₆) | 33,0 | 33,6 | 34,8 | 33,2 | 32,0 | 33,4 | 33,6 | 42,6 |
| <i>Crot. grantiana</i> (T ₇) | 25,8 | 77,0 | 21,6 | 62,4 | 19,2 | 63,6 | 21,0 | 63,4 |
| MILHO (T ₈) | 138,8 | 110,2 | 106,4 | 80,0 | 108,0 | 92,0 | 81,8 | 90,6 |

Caso 4: O Quadro 4 apresenta dados de produção de milho, em kg/ha, obtidos de um experimento sobre adubação fosfatada, realizado em Osório (RS). Foram utilizadas as seguintes doses, em kg de P₂O₅ por hectare: 0; 50; 75 e 100. Para cada dose foram considerados três tipos de aplicação: em covas, em sulcos e a lanço.

Quadro 4 - Produção de milho (kg/ha) com o uso de 4 doses de adubo fosfatado (0 kg de P_2O_5 /ha; 50 kg de P_2O_5 /ha; 75 kg P_2O_5 /ha e 100 kg P_2O_5 /ha) aplicadas de 3 formas diferentes (em covas, em sulcos e a lanço).

| DOSES | FORMAS DE APLICAÇÃO | BLOCO 1 | BLOCO 2 | BLOCO 3 | BLOCO 4 |
|---------------|---------------------|---------|---------|---------|---------|
| 0 (D_1) | em covas | 3.778 | 3.618 | 2.164 | 3.996 |
| | em sulcos | 3.467 | 4.284 | 3.733 | 3.280 |
| | a lanço | 3.422 | 3.760 | 2.747 | 2.853 |
| 50 (D_2) | em covas | 3.302 | 2.671 | 2.782 | 2.502 |
| | em sulcos | 3.653 | 2.653 | 3.529 | 2.258 |
| | a lanço | 3.711 | 3.284 | 2.556 | 3.284 |
| 75 (D_3) | em covas | 2.938 | 2.813 | 2.560 | 3.049 |
| | em sulcos | 3.800 | 4.356 | 3.560 | 4.013 |
| | a lanço | 2.702 | 3.520 | 3.382 | 3.524 |
| 100 (D_4) | em covas | 3.013 | 3.787 | 3.142 | 3.604 |
| | em sulcos | 3.338 | 3.369 | 2.507 | 4.200 |
| | a lanço | 3.156 | 4.369 | 2.831 | 4.222 |

Caso 5: Num estudo sobre a ação da broca da cana-de-açúcar foram consideradas 5 Usinas, 3 variedades de cana e, para cada variedade, tomou-se colmos sadios e colmos brocados. Em cada colmo foram consideradas 3 partes: base, meio e ápice. Os resultados obtidos, referentes à produção em kg/parcela, são apresentados no Quadro 5.

Quadro 5 - Produção (kg/parcela) de cana-de-açúcar, considerando-se 5 Usinas, 3 variedades de cana (CO 419, CB 41-76 e CB 40-69), colmos brocados e sadios, e ainda 3 porções do colmo: base, meio e ápice.

| USINAS | SANIDADE | VARIEDADE 1 CO 419 | | | VARIEDADE 2 CB 41-76 | | | VARIEDADE 3 CB 40-69 | | |
|----------------|----------|-----------------------|------|-------|-------------------------|------|-------|-------------------------|------|-------|
| | | PORÇÕES DO COLMO | | | PORÇÕES DO COLMO | | | PORÇÕES DO COLMO | | |
| | | Base | Meio | Ápice | Base | Meio | Ápice | Base | Meio | Ápice |
| U ₁ | Brocada | 3,75 | 3,86 | 2,30 | 5,23 | 4,76 | 4,33 | 3,59 | 3,86 | 2,33 |
| | Sadia | 6,10 | 6,01 | 4,30 | 6,00 | 6,00 | 3,69 | 5,89 | 4,82 | 2,86 |
| U ₂ | Brocada | 5,24 | 5,04 | 2,22 | 5,25 | 4,34 | 2,45 | 5,09 | 5,20 | 2,15 |
| | Sadia | 5,83 | 5,60 | 3,90 | 6,35 | 5,61 | 2,92 | 7,33 | 6,21 | 3,60 |
| U ₃ | Brocada | 4,15 | 2,87 | 1,95 | 3,23 | 3,22 | 2,17 | 3,79 | 3,61 | 2,10 |
| | Sadia | 5,06 | 4,34 | 2,97 | 3,42 | 4,27 | 2,98 | 4,27 | 4,54 | 2,88 |
| U ₄ | Brocada | 3,93 | 3,36 | 2,32 | 4,01 | 3,27 | 2,23 | 3,92 | 3,13 | 2,10 |
| | Sadia | 4,56 | 5,06 | 2,59 | 4,49 | 3,94 | 2,51 | 4,49 | 4,24 | 3,06 |
| U ₅ | Brocada | 3,89 | 2,86 | 2,97 | 4,22 | 4,05 | 2,35 | 3,28 | 3,56 | 3,00 |
| | Sadia | 3,70 | 3,60 | 2,82 | 4,63 | 4,36 | 2,67 | 4,20 | 4,22 | 2,87 |

Caso 6: Os dados do Quadro 6 se referem a porcentagens de pol de cana-de-açúcar, provenientes de um experimento instalado em dois locais, com a variedade CB 45-3, em blocos casualizados, com 4 repetições, onde foram aplicados 4 amadurecedores (Polaris, Embark 25, Ethrel e FR 600/1) e uma testemunha. Foram consideradas, ainda, 4 épocas de determinação de pol (antes da aplicação dos amadurecedores, 2 semanas após a aplicação, 4 semanas após a aplicação e 6 semanas após a aplicação).

Quadro 6 - Porcentagens de pol de cana-de-açúcar determinadas em 2 locais, com a aplicação de 4 amadurecedores e uma testemunha e em 4 épocas de determinação de pol.

| AMADURECEDOR | ÉPOCAS DE DETERMINAÇÃO | LOCAL 1 | | | | LOCAL 2 | | | |
|------------------------------|------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | | B ₁ | B ₂ | B ₃ | B ₄ | B ₁ | B ₂ | B ₃ | B ₄ |
| POLARIS (A ₁) | 0 semanas | 11,38 | 10,88 | 10,87 | 10,72 | 10,83 | 11,25 | 10,53 | 10,17 |
| | 2 semanas | 11,59 | 10,60 | 11,15 | 11,16 | 11,10 | 11,57 | 10,86 | 11,28 |
| | 4 semanas | 13,59 | 13,08 | 12,42 | 12,49 | 11,35 | 11,13 | 12,51 | 11,89 |
| | 6 semanas | 14,36 | 13,98 | 12,29 | 14,38 | 14,54 | 14,58 | 11,51 | 13,50 |
| EMBARK 25 (A ₂) | 0 semanas | 10,01 | 11,39 | 10,21 | 11,15 | 10,73 | 10,20 | 11,42 | 10,07 |
| | 2 semanas | 10,65 | 11,60 | 8,74 | 10,36 | 11,84 | 12,61 | 11,99 | 11,79 |
| | 4 semanas | 12,30 | 12,76 | 11,86 | 12,66 | 13,20 | 11,37 | 13,34 | 12,42 |
| | 6 semanas | 13,43 | 12,98 | 13,31 | 13,38 | 14,14 | 14,31 | 14,80 | 14,35 |
| ETHREL (A ₃) | 0 semanas | 10,83 | 11,00 | 10,72 | 12,08 | 10,46 | 10,53 | 10,98 | 10,05 |
| | 2 semanas | 10,25 | 9,75 | 10,65 | 11,44 | 11,78 | 10,75 | 11,09 | 11,73 |
| | 4 semanas | 9,56 | 10,56 | 11,95 | 11,72 | 11,98 | 11,37 | 12,49 | 11,62 |
| | 6 semanas | 11,28 | 11,68 | 12,59 | 10,65 | 13,48 | 13,31 | 11,39 | 13,29 |
| FR 600/1 (A ₄) | 0 semanas | 11,06 | 10,28 | 10,13 | 12,78 | 10,32 | 9,93 | 11,57 | 10,38 |
| | 2 semanas | 9,66 | 11,95 | 10,55 | 11,70 | 11,90 | 12,12 | 11,47 | 11,07 |
| | 4 semanas | 10,87 | 11,70 | 12,17 | 12,58 | 12,38 | 11,68 | 11,77 | 12,05 |
| | 6 semanas | 14,02 | 12,34 | 12,15 | 13,39 | 13,90 | 11,84 | 13,96 | 13,15 |
| TESTEMUNHA (A ₅) | 0 semanas | 9,96 | 10,88 | 11,57 | 10,45 | 9,66 | 11,27 | 10,77 | 11,03 |
| | 2 semanas | 10,90 | 11,11 | 10,70 | 11,74 | 10,09 | 11,42 | 10,75 | 11,75 |
| | 4 semanas | 9,32 | 11,39 | 9,14 | 11,97 | 11,18 | 12,15 | 11,93 | 11,99 |
| | 6 semanas | 12,65 | 12,30 | 13,26 | 13,30 | 12,31 | 12,57 | 13,86 | 14,02 |

Caso 7: Num levantamento sobre diagnósticos de 5 patologias referentes a 4 faixas etárias, realizado em 6 Postos de Saúde da Rede Municipal de Campinas (SP), foram registradas as frequências em cada caso, conforme os dados apresentados no Quadro 7. As patologias consideradas foram: conjuntivite, otite, amidalite, verminose e dermatoses. As faixas etárias foram: de zero a onze meses, de um a quatro anos, de cinco a quatorze anos e adultos.

Quadro 7 - Frequência de diagnósticos de 5 patologias em 4 faixas etárias de 6 Postos de Saúde localizados em Campinas(SP).

| PATOLOGIAS | FAIXAS ETÁRIAS | POSTOS DE SAÚDE | | | | | |
|---------------------------------|----------------|-----------------|-----|-----|-----|-----|-----|
| | | PS1 | PS2 | PS3 | PS4 | PS5 | PS6 |
| CONJUNTIVITES (P ₁) | 0-11 m | 2 | 2 | 2 | 0 | 1 | 0 |
| | 1- 4 a | 0 | 1 | 1 | 0 | 3 | 2 |
| | 5-14 a | 3 | 0 | 1 | 0 | 3 | 0 |
| | ad. | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 |
| OTITES (P ₂) | 0-11 m | 1 | 0 | 1 | 0 | 3 | 4 |
| | 1- 4 a | 1 | 1 | 2 | 1 | 4 | 5 |
| | 5-14 a | 2 | 2 | 0 | 1 | 2 | 2 |
| | ad. | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| AMIDALITES (P ₃) | 0-11 m | 0 | 1 | 0 | 2 | 1 | 0 |
| | 1- 4 a | 9 | 5 | 8 | 10 | 11 | 2 |
| | 5-14 a | 2 | 1 | 1 | 4 | 7 | 5 |
| | ad. | 3 | 0 | 4 | 1 | 3 | 2 |
| VERMINOSES (P ₄) | 0-11 m | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| | 1- 4 a | 12 | 4 | 3 | 3 | 38 | 21 |
| | 5-14 a | 21 | 4 | 10 | 3 | 34 | 20 |
| | ad. | 7 | 2 | 3 | 0 | 27 | 6 |
| DERMATOSES (P ₅) | 0-11 m | 4 | 4 | 13 | 4 | 15 | 15 |
| | 1- 4 a | 11 | 4 | 9 | 3 | 17 | 16 |
| | 5-14 a | 7 | 3 | 7 | 2 | 19 | 13 |
| | ad. | 7 | 1 | 4 | 0 | 10 | 2 |

5. MÉTODOS

Os métodos estatísticos não-paramétricos, não obstante sua simplicidade de aplicação, na maioria dos casos fundamentam-se em teorias e conceitos matemáticos complexos.

A metodologia proposta no presente trabalho objetiva exatamente indicar os testes a serem utilizados em cada caso analisado, sem entrar na discussão teórica que fundamenta estas indicações.

Para cada caso serão estudados os efeitos principais e suas interações. Para as interações serão considerados os seus desdobramentos, ou seja, o estudo de sub-tratamentos (tratamentos) a nível de tratamento (sub-tratamento), verificando assim, indiretamente os seus efeitos.

Genericamente admitir-se-á que se dispõe de:

I tratamentos principais: T_i ($i = 1, 2, \dots, I$);

J tratamentos secundários: t_j ($j = 1, 2, \dots, J$);

K tratamentos terciários: t'_k ($k = 1, 2, \dots, K$).

e se procederá às análises não-paramétricas destes efeitos e suas interações duplas ou tripla, já devidamente desdobradas.

Evidentemente quando estão envolvidos os tratamentos terciários trata-se de experimentos em parcelas sub-subdivididas ("split-split-plot"). Em geral, a metodologia a ser empregada não diferencia o caso de parcelas subdivididas do de sub-subdivididas.

Não serão abordados os casos das hipóteses que envolvem análises multivariadas, embora, em certos casos talvez, fossem mais apropriadas. O presente estudo propõe uma simplificação da metodologia através de abordagens feitas com recursos das análises univariadas.

5.1 - Efeito de Tratamentos Principais

Como hipóteses de nulidade e alternativa tem-se, respectivamente:

$$H_0: T_1 = T_2 = \dots = T_I; \text{ e}$$

H_a : pelo menos dois tratamentos diferem entre si.

A escolha adequada do teste a ser utilizado se dará em função do número de tratamentos principais e do delineamento nas parcelas. Pode-se distinguir quatro casos conforme o esquema a seguir:

| DELINEAMENTO | NÚMERO DE TRATAMENTOS PRINCIPAIS | |
|--------------------------|--|-------------------------|
| | I = 2 | I > 2 |
| Inteiramente Casualizado | Teste de Wilcoxon | Teste de Kruskal-Wallis |
| Blocos Casualizados | Teste do Sinal ou Teste das Ordens Assinaladas | Teste de Friedman |

A ordenação dos dados é feita tomando-se o resultado global de cada parcela.

Para a descrição dos testes acima citados vide CAMPOS (1979).

No caso de Blocos Casualizados com $I = 2$ o teste do Sinal será utilizado se os dados forem qualitativos, dando-se preferência ao teste das Ordens Assinaladas se os dados forem quantitativos.

Cumpra observar que nas aplicações dos testes de Kruskal-Wallis e de Friedman as conclusões podem ser complementadas com as Comparações Múltiplas apropriadas a cada caso, analogamente ao que é feito nas análises paramétricas.

5.2 - Efeito de Tratamentos Secundários e Terciários

As hipóteses de nulidade e alternativa são análogas às do caso anterior, apenas levando-se em conta que se trata de tratamentos secundários ou terciários.

Pela própria natureza do delineamento é interessante salientar que cada parcela do experimento se constitui num bloco para os tratamentos secundários. No caso de parcelas sub-subdivididas, cada subparcela é considerada como um bloco para os tratamentos terciários.

Assim, pode-se resumir a indicação dos testes a serem utilizados conforme se segue:

| NÚMERO DE TRATAMENTOS SECUNDÁRIOS (TERCIÁRIOS) | |
|--|----------------------|
| J = 2 (K = 2) | J > 2 (K > 2) |
| Teste do Sinal ou Teste das Ordens Assinaladas | Teste de Friedman |

Cumpramos observar que no caso, por exemplo, das parcelas serem tomadas como blocos não está sendo levado em conta um provável efeito de interação entre tratamentos primários e secundários. A mesma observação é válida em relação aos principais, secundários e terciários, quando se toma as subparcelas como blocos.

5.3 - Efeito das Interações

Para facilidade de citação denominar-se-á tratamentos A aos principais, tratamentos B aos secundários e tratamentos C aos terciários.

Os desdobramentos serão estruturados tanto numa escala ascendente como descendente de "hierarquia". Os casos que envolvem os tratamentos C serão omitidos pela sua perfeita analogia com os apresentados.

Dois casos típicos de desdobramento de interação serão estudados.

5.3.1 - Tratamentos B num mesmo nível A

Neste caso, cada parcela envolvendo o tratamento A considerado constitui um bloco para os tratamentos B.

A escolha do teste a ser empregado dependerá, exclusivamente, do número de tratamentos B, conforme se verifica no esquema seguinte:

| NÚMERO DE TRATAMENTOS B | |
|--|----------------------|
| J = 2 | J > 2 |
| Teste do Sinal ou Teste das Ordens Assinaladas | Teste de Friedman |

A ordenação é feita independentemente dentro de cada parcela do nível A considerado.

5.3.2 - Tratamentos A num mesmo nível de B

Em se tratando de uma "hierarquia" em escala descendente deve-se levar em conta o delineamento das parcelas, assim como o número de tratamentos A. Distingue-se quatro casos resumidos no esquema seguinte:

| DELINEAMENTO DAS PARCELAS | NÚMERO DE TRATAMENTOS A | |
|------------------------------|--|----------------------------|
| | I = 2 | I > 2 |
| Inteiramente Casualizado | Teste de Wilcoxon | Teste de Kruskal-Wallis |
| Blocos Casualizados | Teste do Sinal ou Teste das Ordens Assinaladas | Teste de Friedman |

A ordenação é feita independentemente dentro de cada nível de B.

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com o objetivo de ilustrar de uma maneira bem ampla a metodologia proposta serão apresentadas as análises não-paramétricas dos sete casos citados no Capítulo 4.

Onde se tornar viável será também apresentada a análise paramétrica (Análise de Variância) a fim de se proceder ao paralelismo entre as duas metodologias.

As análises relativas a cada caso estudado serão apresentadas detalhadamente no Apêndice.

6.1 - Caso 1: Parcelas Inteiramente Casualizadas, Com Mais de Dois Tratamentos Principais e Dois Tratamentos Secundários

Considerem-se os dados apresentados no Quadro 1, referentes à produção, em t/ha, de 10 variedades de cana-de-açúcar em dois cortes (cana planta e cana soca).

Na Tabela 1 são apresentados os resultados das duas análises, paramétrica e não-paramétrica. Na estruturação da análise não-paramétrica foram utilizados os testes de Kruskal-Wallis e o das Ordens Assinaladas, conforme se segue:

a) Variedades - Teste de Kruskal-Wallis, ordenando-se os totais de cada parcela.

b) Cortes - Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se cada parcela como um par de dados.

c) Cortes dentro de variedade - Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se apenas os pares referentes à variedade enfocada.

d) Variedades dentro de cortes - Teste de Kruskal-Wallis aplicado independentemente para cada corte.

A análise paramétrica neste caso é mais recomendável, uma vez que as exigências do modelo matemático para a sua aplicação estão satisfatoriamente atendidas. Entretanto, é de se notar uma aceitável concordância entre os resultados das duas análises.

No caso dos desdobramentos "cortes dentro de variedade", a discordância verificada nos níveis de significância se deve provavelmente ao pequeno número de repetições (4 pares), para a apuração dos resultados dos testes. Isto se comprova pela excelente concordância de resultados quando se confronta globalmente (40 pares) os cortes entre si.

Uma outra fonte de discordâncias de resultados é o fato de nas análises não-paramétricas não se levar em conta a magnitude dos dados, mas tão somente a sua ordenação.

Tabela 1 - Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de produção, em t/ha, de 10 variedades de cana-de-açúcar em 2 cortes consecutivos.

| COMPONENTES | ANÁLISE PARAMÉTRICA | | ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA | |
|------------------------------|---------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| Variedades (V) | F = 1,97 | $0,10 < \alpha < 0,20$ | H = 12,51 | $0,10 < \alpha < 0,20$ |
| Cortes (C) | F = 594,28 | <0,001 | T* = 5,51 | <0,001 |
| Cortes d. V ₁ | F = 24,06 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Cortes d. V ₂ | F = 45,61 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Cortes d. V ₃ | F = 66,00 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Cortes d. V ₄ | F = 49,75 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Cortes d. V ₅ | F = 129,75 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Cortes d. V ₆ | F = 75,71 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Cortes d. V ₇ | F = 55,04 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Cortes d. V ₈ | F = 133,56 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Cortes d. V ₉ | F = 28,17 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Cortes d. V ₁₀ | F = 34,54 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Variedades d. C ₁ | F = 3,34 | <0,01 | H = 21,80 | <0,01 |
| Variedades d. C ₂ | F = 2,77 | $0,01 < \alpha < 0,05$ | H = 14,19 | $0,10 < \alpha < 0,20$ |

F: Estatística F das Análises de Variância;

α : Nível de Significância;

H: Estatística do Teste de Kruskal-Wallis;

T: Estatística do Teste das Ordens Assinaladas;

T*: Estatística do Teste das Ordens Assinaladas utilizando-se a aproximação normal.

6.2 - Caso 2: Parcelas Inteiramente Casualizadas, Com Mais de Dois Tratamentos Principais e Mais de Dois Tratamentos Secundários

Procedeu-se à análise não-paramétrica dos dados apresentados no Quadro 2, referentes ao Brix de frutos de 5 variedades de manga, colhidos de 3 pés por variedade, e de cada pé se colheram 4 frutos, segundo os pontos cardeais. Os resultados, juntamente com a análise paramétrica já parcialmente estruturada por PIMENTEL GOMES (1976), encontram-se na Tabela 2.

Segundo o método proposto, as análises não-paramétricas foram estruturadas conforme se segue:

a) Variedades - Teste de Kruskal-Wallis aplicado aos totais de Brix de cada parcela.

b) Pontos Cardeais - Teste de Friedman, considerando-se cada parcela como um bloco.

c) Pontos cardeais dentro de variedade - Teste de Friedman, considerando-se apenas as parcelas da variedade enfocada.

d) Variedades dentro de pontos cardeais - Teste de Kruskal-Wallis, considerando-se exclusivamente o ponto cardinal envolvido.

Embora também neste caso a análise paramétrica seja mais poderosa, pode-se observar uma boa concordância nas conclusões obtidas nos campos paramétrico e não-paramétrico.

Observe-se a simplicidade da análise não-paramétrica quanto a desdobramentos, pelo fato de não levar em conta a hierar-

quia dos componentes para o desdobramento das interações.

Tabela 2 - Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados referentes a Brix de manga, de 5 variedades colhidas segundo os Pontos Cardeais.

| COMPONENTES | ANÁLISE PARAMÉTRICA | | ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA | |
|---------------------------|---------------------|----------------------|----------------------------|----------------------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| Variedades (V) | F = 4,71 | 0,01< α <0,05 | H = 10,31 | 0,01< α <0,02 |
| Pontos Cardeais | F = 3,99 | 0,01< α <0,05 | $\chi^2_{\text{r}} = 7,68$ | 0,05< α <0,10 |
| P.Card. d. V ₁ | F = 0,17 | N.S. | $\chi^2_{\text{r}} = 3,41$ | N.S. |
| P.Card. d. V ₂ | F = 1,54 | N.S. | $\chi^2_{\text{r}} = 7,00$ | 0,054 |
| P.Card. d. V ₃ | F = 0,74 | N.S. | $\chi^2_{\text{r}} = 0,31$ | N.S. |
| P.Card. d. V ₄ | F = 1,82 | N.S. | $\chi^2_{\text{r}} = 4,20$ | N.S. |
| P.Card. d. V ₅ | F = 3,61 | 0,01< α <0,05 | $\chi^2_{\text{r}} = 5,80$ | N.S. |
| V d. P.C. Norte | F = 3,44 | 0,01< α <0,05 | H = 8,13 | 0,05< α <0,10 |
| V d. P.C. Sul | F = 2,54 | 0,05< α <0,10 | H = 7,40 | 0,10< α <0,20 |
| V d. P.C. Leste | F = 0,88 | N.S. | H = 3,71 | N.S. |
| V d. P.C. Oeste | F = 0,52 | N.S. | H = 3,62 | N.S. |

F: Estatística F das Análises de Variância;

α : Nível de Significância;

N.S.: não significativo;

H: Estatística do Teste de Kruskal-Wallis;

χ^2_{r} : Estatística do Teste de Friedman.

6.3 - Caso 3: Parcelas em Blocos Casualizados Com Mais de Dois Tratamentos Principais e Com Dois Tratamentos Secundários

Considerem-se os dados obtidos por PIMENTEL GOMES (1976) de um experimento com 8 tratamentos (7 adubos verdes e milho) em blocos casualizados, realizado em dois anos sucessivos nas mesmas parcelas, cujos dados, referentes à produção em kg de matéria seca, constam do Quadro 3.

A análise de variância, segundo aquele autor e, complementada com os desdobramentos da interação "tratamentos x anos" encontra-se na Tabela 3. Na mesma Tabela acha-se estruturada a análise não-paramétrica, de acordo com a metodologia proposta, conforme se segue:

- a) Tratamentos - Teste de Friedman, ordenando-se os totais das parcelas.
- b) Anos - Teste das Ordens Assinaladas, tomando-se cada parcela como um par de observações.
- c) Anos dentro de tratamento - Teste das Ordens Assinaladas, tomando-se cada parcela do tratamento considerado como um par de observações.
- d) Tratamentos dentro de ano - Teste de Friedman aplicado aos tratamentos para cada ano, independentemente.

Tabela 3 - Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de produção, em kg de matéria seca, de 7 adubos verdes e milho, em dois anos consecutivos nas mesmas parcelas.

| COMPONENTES | ANÁLISE PARAMÉTRICA | | ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA | |
|-------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------------|----------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| Tratamentos (T) | F = 71,70 | <0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 27,14$ | <0,001 |
| Anos (A) | F = 121,88 | <0,001 | T* = 3,77 | <0,001 |
| Anos d. T ₁ | F = 1,18 | N.S. | T = 9 | N.S. |
| Anos d. T ₂ | F = 49,03 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Anos d. T ₃ | F = 21,09 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Anos d. T ₄ | F = 39,90 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Anos d. T ₅ | F = 24,92 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Anos d. T ₆ | F = 0,29 | N.S. | T = 7 | N.S. |
| Anos d. T ₇ | F = 104,28 | <0,001 | T = 10 | 0,062 |
| Anos d. T ₈ | F = 12,62 | 0,001 < α < 0,01 | T = 9 | N.S. |
| Trat. d. A ₁ | F = 68,69 | <0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 27,17$ | <0,001 |
| Trat. d. A ₂ | F = 40,56 | <0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 25,75$ | <0,001 |

F: Estatística F das Análises de Variância;

α : Nível de Significância;

N.S.: não significativo;

χ^2_{Γ} : Estatística do Teste de Friedman;

T: Estatística do Teste das Ordens Assinaladas;

T*: Estatística do Teste das Ordens Assinaladas, utilizando-se a aproximação normal.

Como nos casos precedentes, observa-se uma quase total concordância entre os resultados das duas análises. As pequenas discordâncias existentes, no caso dos desdobramentos "anos dentro de tratamento" se devem provavelmente ao pequeno número de pares para a estruturação de cada análise, no caso em apreço apenas 4. Esta hipótese é reforçada pelo resultado obtido pelo mesmo teste quando se tomou globalmente os 32 pares, isto é, para o confronto dos anos sem levar em conta os tratamentos. Neste caso houve perfeita concordância entre as duas análises quanto ao nível de significância.

6.4 - Caso 4: Parcelas em Blocos Casualizados Com Mais de Dois Tratamentos Principais e Mais de Dois Tratamentos Secundários

Considerando-se os dados do Quadro 4, referentes à produção de milho, em kg/ha, com o uso de 4 doses de adubo fosfatado aplicadas de 3 formas diferentes, procedeu-se às análises paramétrica e não-paramétrica, cujos resultados são apresentados na Tabela 4.

Dentro da metodologia em questão, as análises não-paramétricas foram estruturadas conforme se segue:

a) Doses de adubo - Teste de Friedman, considerando-se os totais de cada parcela.

b) Formas de aplicação - Teste de Friedman, tomando-se cada parcela como um bloco.

c) Formas dentro de dose - Teste de Friedman, tomando-se cada parcela da dose considerada como um bloco.

d) Doses dentro de forma de aplicação - Teste de Friedman, aplicado às doses dentro da forma de aplicação considerada.

Tabela 4 - Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de produção de milho, em kg/ha, usando-se 4 doses de adubo, em 3 formas de aplicação.

| COMPONENTES | ANÁLISE PARAMÉTRICA | | ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA | |
|--------------------------|---------------------|-------------------------|-------------------------|----------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| Doses de adubo (D) | F = 1,16 | N.S. | $\chi^2_r = 1,20$ | N.S. |
| Formas de apl. (F.A) | F = 3,58 | 0,01 < α < 0,05 | $\chi^2_r = 2,63$ | N.S. |
| F.apl. d. D ₁ | F = 1,44 | N.S. | $\chi^2_r = 2,00$ | N.S. |
| F.apl. d. D ₂ | F = 0,90 | N.S. | $\chi^2_r = 1,50$ | N.S. |
| F.apl. d. D ₃ | F = 6,95 | 0,001 < α < 0,01 | $\chi^2_r = 6,50$ | 0,042 |
| F.apl. d. D ₄ | F = 0,58 | N.S.. | $\chi^2_r = 1,50$ | N.S. |
| Doses d. F.A.1 | F = 1,62 | N.S. | $\chi^2_r = 3,90$ | N.S. |
| Doses d. F.A.2 | F = 2,43 | N.S. | $\chi^2_r = 4,50$ | N.S. |
| Doses d. F.A.3 | F = 0,69 | N.S. | $\chi^2_r = 2,10$ | N.S. |

F: Estatística F das Análises de Variância;

α : Nível de Significância;

N.S.: não significativo;

χ^2_r : Estatística do Teste de Friedman.

Ainda neste caso pode-se afirmar que as duas análises levaram praticamente às mesmas conclusões, evidenciando a validade da análise não-paramétrica onde tradicionalmente se empregaria a paramétrica, ou seja, a análise de variância usual.

6.5 - Caso 5: Parcelas em Blocos Casualizados, Com Mais de Dois Tratamentos Principais, Dois Tratamentos Secundários, e Mais de Dois Terciários

Os resultados das análises paramétrica e não-paramétrica dos dados constantes do Quadro 5 serão apresentados na Tabela 5.

Conforme se verifica, trata-se de um experimento em parcelas sub-subdivididas, referente ao estudo da ação da broca da cana-de-açúcar, onde se considerou 3 variedades de cana, colmos sadios e brocados e, ainda, 3 porções do colmo, para 5 Usinas (blocos).

Dentre os possíveis desdobramentos da interação tripla selecionou-se o estudo de posições dentro de cada nível da combinação variedade e sanidade.

Para a estruturação das análises não-paramétricas foram utilizados os seguintes testes:

a) Variedades - Teste de Friedman, considerando-se os totais de cada variedade em cada usina (consideradas como blocos).

b) Sanidades - Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se cada combinação variedade e usina como um par.

c) Porções do colmo - Teste de Friedman, tomando-se cada combinação usina, variedade e sanidade como um bloco.

d) Sanidades dentro de variedade - Teste das Ordens Assinaladas, tomando-se cada parcela da variedade considerada como um par.

e) Variedades dentro de sanidade - Teste de Friedman, ordenando-se os totais de variedades independentemente para cada usina e levando-se em conta somente a sanidade enfocada.

f) Porções de colmo dentro de variedade - Teste de Friedman, considerando-se como bloco as combinações de usina e sanidade na variedade considerada.

g) Variedades dentro de porção do colmo - Teste de Friedman, estruturando-se os blocos pelas combinações de usinas e sanidades na porção do colmo considerada.

h) Porções do colmo dentro de sanidade - Teste de Friedman, onde cada bloco representa uma combinação de usina e variedade na sanidade enfocada.

i) Sanidades dentro de porção do colmo - Teste das Ordens Assinaladas, tomando-se cada combinação de usina e variedade como um par, na porção de colmo considerada.

j) Porções do colmo dentro da combinação variedade e sanidade - O confronto das 3 porções do colmo em cada nível de combinação variedade e sanidade é feito pelo Teste de Friedman, tomando-se como bloco cada combinação de usina com a variedade e a sanidade consideradas.

Tabela 5 - Análises Paramétrica e Não-Paramétrica de um Experimento em Parcelas Sub-subdivididas, com dados de produção, em kg/parcela, de cana-de-açúcar, considerando-se 3 variedades de cana, 2 sanidades e 3 porções do colmo.

| COMPONENTES | ANÁLISE PARAMÉTRICA | | ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA | |
|--|---------------------|-------------------------|-------------------------|----------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| Variedades (V) | F = 0,10 | N.S. | $\chi^2_T = 0,40$ | N.S. |
| Sanidades (S) | F = 44,01 | <0,001 | T = 120 | <0,001 |
| Porções do Colmo (P) | F = 107,23 | <0,001 | $\chi^2_T = 45,70$ | <0,001 |
| Sanidades d. V ₁ | F = 21,22 | <0,001 | T = 15 | 0,031 |
| Sanidades d. V ₂ | F = 6,54 | 0,01 < α < 0,05 | T = 15 | 0,031 |
| Sanidades d. V ₃ | F = 18,71 | <0,001 | T = 15 | 0,031 |
| Variedades d. S ₁ | F = 0,82 | N.S. | $\chi^2_T = 0,40$ | N.S. |
| Variedades d. S ₂ | F = 0,22 | N.S. | $\chi^2_T = 1,60$ | N.S. |
| Porções d. V ₁ | F = 32,66 | <0,001 | $\chi^2_T = 14,60$ | <0,001 |
| Porções d. V ₂ | F = 36,17 | <0,001 | $\chi^2_T = 17,90$ | <0,001 |
| Porções d. V ₃ | F = 38,62 | <0,001 | $\chi^2_T = 15,00$ | <0,001 |
| Variedades d. P ₁ | F = 0,06 | N.S. | $\chi^2_T = 3,13$ | N.S. |
| Variedades d. P ₂ | F = 0,10 | N.S. | $\chi^2_T = 0,46$ | N.S. |
| Variedades d. P ₃ | F = 0,16 | N.S. | $\chi^2_T = 0,20$ | N.S. |
| Porções d. S ₁ | F = 44,19 | <0,001 | $\chi^2_T = 21,73$ | <0,001 |
| Porções d. S ₂ | F = 64,24 | <0,001 | $\chi^2_T = 24,18$ | <0,001 |
| Sanidade d. P ₁ | F = 20,21 | <0,001 | T = 118,5 | <0,001 |
| Sanidade d. P ₂ | F = 26,79 | <0,001 | T = 120 | <0,001 |
| Sanidade d. P ₃ | F = 9,96 | 0,001 < α < 0,01 | T = 109 | 0,002 |
| Porções d. V ₁ S ₁ | F = 16,13 | <0,001 | $\chi^2_T = 6,40$ | 0,039 |
| Porções d. V ₁ S ₂ | F = 15,25 | <0,001 | $\chi^2_T = 8,40$ | 0,008 |
| Porções d. V ₂ S ₁ | F = 13,82 | <0,001 | $\chi^2_T = 10,00$ | 0,001 |
| Porções d. V ₂ S ₂ | F = 23,34 | <0,001 | $\chi^2_T = 8,32$ | <0,024 |
| Porções d. V ₃ S ₁ | F = 14,99 | <0,001 | $\chi^2_T = 7,60$ | 0,024 |
| Porções d. V ₃ S ₂ | F = 24,43 | <0,001 | $\chi^2_T = 7,60$ | 0,024 |

F: Estatística F das Análises de Variância;

α : Nível de Significância;

N.S.: não significativo;

χ^2_T : Estatística do Teste de Friedman;

T: Estatística do Teste das Ordens Assinaladas.

Pode-se observar neste caso uma excelente concordância de resultados nas duas análises, ambas levando às mesmas conclusões quanto à rejeição ou não rejeição de H_0 . As pequenas discrepâncias ocorridas quanto aos níveis de significância se devem, provavelmente, mais às limitações de tabelas, em consequência do baixo número de repetições ou de pares para a aplicação dos testes.

Embora tradicionalmente se utilize os recursos da análise paramétrica, num caso como este a análise não-paramétrica apresenta suas vantagens. Isto se verifica, principalmente no estudo dos desdobramentos das interações, uma vez que não há, em caso algum, preocupação com a "quebra de hierarquia" dos tratamentos e subtratamentos. Esta quebra torna a análise paramétrica mais complexa do que a sua concorrente no campo não-paramétrico. Esta dificuldade se faz sentir mais acentuadamente no estudo das Comparações Múltiplas.

6.6 - Caso 6: Parcelas em Blocos Casualizados, Com Mais de Dois Tratamentos Principais, Mais de Dois Tratamentos Secundários e em Dois Locais - Um Caso de Análise Conjunta

Considerem-se os dados do Quadro 6 referentes à porcentagens de pol de cana-de-açúcar, provenientes de um experimento instalado em dois locais, em blocos casualizados, onde se aplicou 4 amadurecedores e uma testemunha e se considerou, ainda, 4 épocas de determinação de pol.

Os resultados das análises paramétrica e não-paramétrica referente a esses dados encontram-se nas Tabelas 6 e 6.A, considerando-se as análises individual e conjunta, respectivamente.

Para a estruturação das análises não-paramétricas individuais foram utilizados os seguintes testes:

a) Amadurecedores - Teste de Friedman, considerando-se os totais de cada amadurecedor em cada bloco, independentemente para cada local.

b) Épocas de aplicação - Teste de Friedman, considerando-se os totais de épocas de aplicação e como blocos as combinações amadurecedor e blocos, para os dois locais independentemente.

c) Épocas de aplicação dentro de amadurecedor - Teste de Friedman aplicado aos totais de épocas de aplicação em cada bloco (combinação de bloco e amadurecedor), considerando-se cada local independentemente, dentro de cada amadurecedor enfocado.

d) Amadurecedor dentro de época de aplicação - Teste de Friedman aplicado aos totais de amadurecedores em cada bloco, considerando-se isoladamente cada local, e dentro de cada época de aplicação enfocada.

Para a estruturação da análise não-paramétrica conjunta foram utilizados os seguintes testes:

a) Locais - Teste das Ordens Assinaladas considerando-se cada combinação amadurecedor e época como um par.

b) Amadurecedores - Teste de Friedman aplicado aos totais de

cada amadurecedor, considerando-se como blocos as combinações blocos e locais.

c) Épocas de aplicação - Teste de Friedman aplicado aos totais de cada época de aplicação, considerando-se como blocos as combinações amadurecedores, blocos e locais.

d) Amadurecedores dentro de local - Este caso já foi abordado quando se verificou o efeito dos amadurecedores na análise individual, para cada local.

e) Locais dentro de amadurecedor - Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se como par cada combinação épocas de aplicação e amadurecedor, porém levando-se em conta na combinação somente o amadurecedor enfocado.

f) Épocas de aplicação dentro de local - Este desdobramento já foi estudado quando se pesquisou, na análise individual, o efeito das épocas de aplicação para cada local.

g) Locais dentro de época de aplicação - Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se cada combinação amadurecedor e época de aplicação como um par, sendo consideradas apenas as combinações que envolvam a época de aplicação enfocada.

h) épocas de aplicação dentro de amadurecedor - Teste de Friedman aplicado aos totais de épocas de aplicação em cada bloco, considerando-se como bloco as combinações amadurecedores, blocos e locais, porém levando-se em conta apenas as combinações que envolvam o amadurecedor considerado.

i) Amadurecedores dentro de época de aplicação - Teste de Friedman, aplicado aos totais de amadurecedores, considerando-se como blocos as combinações de blocos e locais, dentro de cada época de aplicação considerada.

j) Épocas de aplicação dentro das combinações amadurecedores e locais - Teste de Friedman aplicado aos totais das épocas de aplicação, considerando-se como blocos as combinações dos amadurecedores e locais.

Com relação às análises individuais, nota-se uma razoável concordância de resultados nas duas análises, semelhantemente aos casos citados anteriormente.

Considerando-se a análise conjunta, observa-se uma concordância quase que total de resultados em ambas as análises, em relação à rejeição ou não-rejeição de H_0 . As pequenas discordâncias ocorridas quanto aos níveis de significância se devem, provavelmente, mais às limitações de tabelas, conforme já observado em outros casos semelhantes.

Evidencia-se neste caso a vantagem da análise não-paramétrica em relação ao estudo dos desdobramentos das interações, visto que não há preocupação com a "quebra de hierarquia" dos tratamentos e sub-tratamentos, o que torna a análise no campo paramétrico muito mais complexa. E mais acentuadamente se observa esta dificuldade no estudo das Comparações Múltiplas, as quais no campo Não-Paramétrico são bem mais simples.

Tabela 6 - Análises Paramétrica e Não-Paramétrica, Individuais, de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de porcentagem de pol de cana-de-açúcar, instalado em 2 locais, usando-se 4 amadurecedores e uma testemunha e em 4 épocas de aplicação.

| COMPONENTES | ANÁLISE PARAMÉTRICA | | ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA | |
|--------------------------|---------------------|-------------------------|---------------------------|--------------------------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| <u>LOCAL 1</u> | | | | |
| Amadurecedores (A) | F = 3,67 | 0,01 < α < 0,05 | $\chi^2_{\Gamma} = 8,20$ | 0,06 < α < 0,095 |
| Épocas de Apl. (E) | F = 33,76 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 29,94$ | < 0,001 |
| Épocas d. A ₁ | F = 13,78 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 10,20$ | 0,001 < α < 0,007 |
| Épocas d. A ₂ | F = 14,09 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 10,80$ | 0,001 < α < 0,007 |
| Épocas d. A ₃ | F = 1,35 | N.S. | $\chi^2_{\Gamma} = 4,50$ | N.S. |
| Épocas d. A ₄ | F = 6,39 | 0,001 < α < 0,01 | $\chi^2_{\Gamma} = 5,70$ | N.S. |
| Épocas d. A ₅ | F = 8,83 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 7,50$ | 0,052 |
| Amad. d. E ₁ | F = 0,28 | N.S. | $\chi^2_{\Gamma} = 1,37$ | N.S. |
| Amad. d. E ₂ | F = 0,77 | N.S. | $\chi^2_{\Gamma} = 3,80$ | N.S. |
| Amad. d. E ₃ | F = 6,62 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 11,00$ | 0,010 |
| Amad. d. E ₄ | F = 4,30 | 0,001 < α < 0,01 | $\chi^2_{\Gamma} = 7,40$ | N.S. |
| <u>LOCAL 2</u> | | | | |
| Amadurecedores (A) | F = 2,64 | N.S. | $\chi^2_{\Gamma} = 5,60$ | N.S. |
| Épocas de Apl. (E) | F = 65,93 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 46,68$ | < 0,001 |
| Épocas d. A ₁ | F = 14,21 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 7,80$ | 0,036 |
| Épocas d. A ₂ | F = 22,86 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 11,10$ | 0,001 |
| Épocas d. A ₃ | F = 9,12 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 9,90$ | 0,001 < α < 0,007 |
| Épocas d. A ₄ | F = 11,19 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 7,80$ | 0,036 |
| Épocas d. A ₅ | F = 12,07 | < 0,001 | $\chi^2_{\Gamma} = 11,10$ | 0,001 |
| Amad. d. E ₁ | F = 0,06 | 0,01 < α < 0,05 | $\chi^2_{\Gamma} = 1,60$ | N.S. |
| Amad. d. E ₂ | F = 1,45 | N.S. | $\chi^2_{\Gamma} = 8,20$ | N.S. |
| Amad. d. E ₃ | F = 1,00 | N.S. | $\chi^2_{\Gamma} = 4,81$ | N.S. |
| Amad. d. E ₄ | F = 2,87 | 0,01 < α < 0,05 | $\chi^2_{\Gamma} = 7,40$ | N.S. |

F: Estatística F das Análises de Variância;

α : Nível de Significância;

N.S.: não significativo;

χ^2_{Γ} : Estatística do Teste de Friedman.

Tabela 6.A - Análises Paramétrica e Não-Paramétrica, Conjuntas, de um Experimento em Parcelas Subdivididas, com dados de porcentagem de pol de cana-de-açúcar, instalado em 2 locais, usando-se 4 amadurecedores e uma testemunha, e em 4 épocas de aplicação.

| COMPONENTES | ANÁLISE PARAMÉTRICA | | ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA | |
|--------------------------|---------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| Locais (L) | F = 4,70 | 0,01< α <0,05 | T = 146 | 0,068 |
| Amadurecedores (A) | F = 4,28 | 0,001< α <0,01 | $\chi^2_{T} = 9,10$ | N.S. |
| Épocas de Apl. (E) | F = 91,37 | <0,001 | $\chi^2_{T} = 71,85$ | <0,001 |
| Amad. d. L ₁ | F = 3,67 | 0,01< α <0,05 | $\chi^2_{T} = 8,20$ | 0,06< α <0,095 |
| Amad. d. L ₂ | F = 2,64 | N.S. | $\chi^2_{T} = 5,60$ | N.S. |
| Locais d. A ₁ | F = 1,77 | N.S. | T = 1 | N.S. |
| Locais d. A ₂ | F = 5,92 | 0,01< α <0,05 | T = 9 | N.S. |
| Locais d. A ₃ | F = 4,04 | N.S. | T = 9 | N.S. |
| Locais d. A ₄ | F = 0,21 | N.S. | T = 7 | N.S. |
| Locais d. A ₅ | F = 1,65 | N.S. | T = 7 | N.S. |
| Épocas d. L ₁ | F = 33,76 | <0,001 | $\chi^2_{T} = 29,94$ | <0,001 |
| Épocas d. L ₂ | F = 65,93 | <0,001 | $\chi^2_{T} = 46,68$ | <0,001 |
| Locais d. E ₁ | F = 0,81 | N.S. | T = 0 | N.S. |
| Locais d. E ₂ | F = 3,28 | N.S. | T = 13 | N.S. |
| Locais d. E ₃ | F = 0,69 | N.S. | T = 11 | N.S. |
| Locais d. E ₄ | F = 2,58 | N.S. | T = 14 | N.S. |
| Épocas d. A ₁ | F = 26,47 | <0,001 | $\chi^2_{T} = 17,40$ | <0,001 |
| Épocas d. A ₂ | F = 32,88 | <0,001 | $\chi^2_{T} = 64,05$ | <0,001 |
| Épocas d. A ₃ | F = 6,45 | <0,001 | $\chi^2_{T} = 7,95$ | 0,025< α <0,049 |
| Épocas d. A ₄ | F = 15,88 | <0,001 | $\chi^2_{T} = 12,45$ | 0,001< α <0,009 |
| Épocas d. A ₅ | F = 18,08 | <0,001 | $\chi^2_{T} = 16,80$ | <0,001 |
| Amad. d. E ₁ | F = 0,05 | 0,01< α <0,05 | $\chi^2_{T} = 1,24$ | N.S. |
| Amad. d. E ₂ | F = 0,14 | N.S. | $\chi^2_{T} = 2,30$ | N.S. |
| Amad. d. E ₃ | F = 2,24 | N.S. | $\chi^2_{T} = 9,84$ | 0,020< α <0,050 |
| Amad. d. E ₄ | F = 2,72 | 0,01< α <0,05 | $\chi^2_{T} = 13,50$ | 0,001< α <0,001 |

(continua)

Tabela 6.A - continuação

| COMPONENTES | ANÁLISE PARAMÉTRICA | | ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA | |
|---|---------------------|----------|-------------------------|--------------------------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| Épocas d. A ₁ L ₁ | F = 15,18 | <0,001 | $\chi^2_{T^2} = 10,20$ | 0,001 < α < 0,007 |
| Épocas d. A ₁ L ₂ | F = 12,48 | <0,001 | $\chi^2_{T^2} = 7,80$ | 0,036 |
| Épocas d. A ₂ L ₁ | F = 15,53 | <0,001 | $\chi^2_{T^2} = 10,80$ | 0,001 < α < 0,007 |
| Épocas d. A ₂ L ₂ | F = 20,06 | <0,001 | $\chi^2_{T^2} = 11,10$ | 0,001 |
| Épocas d. A ₃ L ₁ | F = 1,49 | N.S. | $\chi^2_{T^2} = 4,50$ | N.S. |
| Épocas d. A ₃ L ₂ | F = 7,99 | <0,001 | $\chi^2_{T^2} = 9,90$ | 0,001 < α < 0,007 |
| Épocas d. A ₄ L ₁ | F = 7,04 | <0,001 | $\chi^2_{T^2} = 5,70$ | N.S. |
| Épocas d. A ₄ L ₂ | F = 9,81 | <0,001 | $\chi^2_{T^2} = 7,80$ | 0,036 |
| Épocas d. A ₅ L ₁ | F = 9,73 | <0,001 | $\chi^2_{T^2} = 7,50$ | 0,052 |
| Épocas d. A ₅ L ₂ | F = 10,58 | <0,001 | $\chi^2_{T^2} = 11,10$ | 0,001 |

F: Estatística F das Análises de Variância;

α : Nível de Significância;

N.S.: não significativo;

T: Estatística do Teste das Ordens Assinaladas;

$\chi^2_{T^2}$: Estatística do Teste de Friedman.

6.7 - Caso 7: Parcelas em Blocos Casualizados com Mais de Dois Tratamentos Principais e Mais de Dois Tratamentos Secundários, Onde Não é Viável a Análise de Variância

Não é raro, na prática, deparar-se com ensaios onde, pela própria natureza dos dados ou mesmo pelos resultados obtidos, a análise paramétrica se torna dificultosa ou mesmo inviável, devido à não normalidade dos dados ou à heterogeneidade das variâncias. Nestes casos, as exigências do modelo matemático para as análises paramétricas não são verificadas e, conseqüentemente, a análise não-paramétrica se constitui num caminho mais eficiente e mais reco

mendável.

Considerando-se os dados do Quadro 7, referentes à frequência de diagnósticos de 5 patologias distribuídas em 4 faixas etárias e provenientes de 6 Postos de Saúde, elaborou-se a análise não-paramétrica cujos resultados se encontram na Tabela 7. Para a estruturação da análise foram empregados, dentro da metodologia proposta, os seguintes testes:

a) Patologias - Teste de Friedman, considerando-se cada Posto de Saúde como um bloco e ordenando-se dentro deles as incidências das patologias em estudo.

b) Faixas Etárias - Teste de Friedman, considerando-se cada patologia, em cada Posto de Saúde, como um bloco.

c) Faixas Etárias dentro de Patologia - Teste de Friedman, tomando-se em cada patologia considerada os Postos como blocos.

d) Patologias dentro de Faixa Etária - Teste de Friedman, aplicado independentemente para cada faixa etária em estudo.

Evidencia-se de imediato a grande utilidade da Estatística Não-Paramétrica permitindo levar a bom termo análises de dados, como neste exemplo, onde se ressaltam as dificuldades de enquadramento no campo paramétrico.

Tabela 7 - Análise Não-Paramétrica de um Ensaio em Parcelas Subdivididas, referente à frequência de diagnósticos de 5 patologias em 4 faixas etárias.

| COMPONENTES | ANÁLISE NÃO-PARAMÉTRICA | |
|------------------------------|---------------------------|--------------------------|
| | ESTATÍSTICA | α |
| Patologias (P) | $\chi^2_{\Gamma} = 18,52$ | $<0,001$ |
| Faixas Etárias (F.E.) | $\chi^2_{\Gamma} = 30,52$ | $<0,001$ |
| F. Etárias d. P ₁ | $\chi^2_{\Gamma} = 1,75$ | N.S. |
| F. Etárias d. P ₂ | $\chi^2_{\Gamma} = 10,49$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| F. Etárias d. P ₃ | $\chi^2_{\Gamma} = 11,03$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| F. Etárias d. P ₄ | $\chi^2_{\Gamma} = 15,86$ | $<0,001$ |
| F. Etárias d. P ₅ | $\chi^2_{\Gamma} = 9,59$ | $0,010 < \alpha < 0,023$ |
| Patologias d. F.E.1 | $\chi^2_{\Gamma} = 15,81$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| Patologias d. F.E.2 | $\chi^2_{\Gamma} = 17,14$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| Patologias d. F.E.3 | $\chi^2_{\Gamma} = 17,65$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| Patologias d. F.E.4 | $\chi^2_{\Gamma} = 12,82$ | $0,01 < \alpha < 0,02$ |

α : Nível de Significância;

N.S.: não significativo;

χ^2_{Γ} : Estatística do Teste de Friedman.

6.8 - Considerações Finais

Em todos os casos estudados que, na sua quase totalidade, seriam analisados com os recursos da tradicional Análise de Variância e seus complementares no campo paramétrico, constatou-se uma excelente concordância entre os dois enfoques de análises, levando-se praticamente às mesmas conclusões. Para os casos em que houve pequena discordância de resultados, uma possível explicação é o fato de nas análises não-paramétricas não se levar em conta a magnitude dos dados, mas tão somente a sua ordenação.

É de se notar, no entanto, a maior simplicidade na estruturação das análises não-paramétricas e a sua menor exigência quanto ao modelo matemático.

A versatilidade maior das análises não-paramétricas se evidencia no último caso estudado (Caso 6.7) onde o emprego das análises paramétricas se torna inviável.

Como diretriz geral na escolha do procedimento estatístico a ser adotado, confirma-se a proposição de KOCH (1970):

- 1) se as exigências do modelo matemático do campo paramétrico são plenamente satisfeitas, a análise neste campo é mais poderosa;
- 2) se o modelo é levemente violado, tanto a análise paramétrica como a não-paramétrica poderá ser adotada, porém esta última com vantagens pela sua maior simplicidade de aplicação;
- 3) se o modelo é drasticamente violado, a análise não-paramé-

trica é mais eficiente e deverá ser adotada.

Cumpramos observar ainda, que na estrutura não-paramétrica dever-se-ia, com maior rigor, empregar as versões multivariadas dos Testes de Kruskal-Wallis e de Friedman. Entretanto, com os desdobramentos das interações as suas versões univariadas tornam-se perfeitamente cabíveis conforme foram empregadas.

A mesma estrutura proposta se estende facilmente aos casos de ensaios fatoriais, desde que se considerem os desdobramentos das interações, o que torna a metodologia em questão bem geral e de grande versatilidade.

7. CONCLUSÕES

Em vista das considerações anteriores, conclui-se, de uma maneira geral, que:

1) Embora às vezes com menor eficiência, é possível o emprego das análises não-paramétricas nos experimentos em parcelas subdivididas. As interações são estudadas através de seus desdobramentos.

2) Há uma excelente concordância nos resultados das análises paramétrica e não-paramétrica, mesmo nos casos onde tradicionalmente se utiliza a primeira.

3) A análise não-paramétrica, no estudo dos desdobramentos das interações, se destaca pela sua maior simplicidade, não exigindo as complexas composições de resíduos, que se fazem necessárias nas análises de variância, quando há "quebra de hierarquia" dos tratamentos em relação aos subtratamentos.

4) Em casos onde se torna difícil o enquadramento de uma análise de variância usual, devido às exigências do modelo matemático, a análise não-paramétrica é mais viável e se apresenta mais eficiente.

5) A mesma estrutura de análise é extensível aos ensaios fatoriais, desde que se considere as interações já desdobradas.

8. SUMMARY

This study deals with a non-parametric statistical analysis of split-plot experiments and split-split-plot experiments.

The first published paper in this area of study, and related to the objectives of this dissertation, were based on statistical analysis of multivariate model. Given that the multivariate analysis contains theoretical deductions and very complicated analytical procedures it has not been frequently used.

Therefore, we decided to use non-parametric statistical analysis so far structured because of its simplicity. A change was made from a multivariate model to a univariate one, thus obtaining the methodology that is presented in this work.

The method consists of an univariate non-parametric analysis of the split and split-split-plots experiments.

As the study of the interactions seemed to be very difficult as far as the theoretical deductions were concerned, and had a very complicated application, we opted for the study of the effect of the double and triple interactions through proper partition of degrees of freedom.

The frame of reference for the non-parametrics tests, suitable to each case, is presented above:

| Effect | Number | Design | Test |
|---|--------|--|----------------------------|
| Main Treatments | A = 2 | Completely Random Randomized Blocks | Wilcoxon Signed Ranks |
| | A > 2 | Completely Random Randomized Blocks | Kruskal-Wallis Friedman |
| Secondary and/or Tertiary Treatments | B = 2 | not depend | Signed Tanks |
| | B > 2 | not depend | Friedman |
| B in the same level of A | B = 2 | not depend | Signed Ranks |
| | B > 2 | not depend | Friedman |
| A in the same level of B | A = 2 | Completely Random Randomized Blocks | Wilcoxon Signed Ranks |
| | A > 2 | Completely Random Randomized Blocks | Kruskal-Wallis Friedman |

The experiments on which the plots are completely randomized or in randomized blocks designs were chosen because they were the most common.

The examples concerning the application of the proposed methodology is intended to illustrate, each one, a case of interest:

1) Plots completely randomized, with more than two main treatments and two secondary treatments.

2) Plots completely randomized, with more than two main treatments and more than two secondary treatments.

3) Plots on randomized blocks, with more than two main treatments and with two secondary treatments.

4) Plots on randomized blocks, with more than two main treatments and more than two secondary treatments.

5) Plots on randomized blocks, with more than two main treatments, two secondary treatments and more than two tertiary treatments.

6) A case of jointed analysis with more than two main treatments, more than two secondary treatments and in two places.

7) A case on which the parametrical analysis is not advised, with plots on randomized blocks, with more than two main treatments and more than two secondary treatments.

The first conclusion obtained is that the method leads to satisfactory results, on a very way mainly as for as the calculations involved are concerned.

On the other hand, we found an excellent agreement between the two analysis (Parametric and Non-Parametric) getting almost

at the same conclusions.

We concluded, finally, that the same structure can be easily extrapolated to the cases of factorial designs. But here we have to consider the partitions of degrees of freedom of the interactions. In this case the methodology seems to offer applications in other designs.

9. BIBLIOGRAFIA

ANSARI, A.R. e BRADLEY, R.A., 1960. Rank-Sum Tests of Dispersions. Ann. Math. Statist. 31: 1174-1189.

CAMPOS, H., 1979. Estatística Experimental Não-Paramétrica, 3^a ed. Piracicaba, Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ-USP, 343 p.

COX, D.R. e STUART, A., 1955. Some Quick Tests for Trend in Location and Dispersion. Biometrika, 42: 80-95.

FISHER, R.A., 1925. Statistical Methods for Research Workers. 1^a ed. Edinburgh, Oliver and Boyd.

FREUND, J.E. e ANSARI, A.R., 1957. Two-Way Rank-Sum Tests for Variances. Tech Rept., 34. Department of Statistics. Virginia Polytechnic Institute.

- FRIEDMAN, M., 1937. The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance. J. Amer. Statist. Ass., 32: 675-701.
- GERIG, T.M., 1969. A Multivariate Extension of Friedman's χ^2_r - Test. J. Amer. Statist. Ass., 64: 1595-1608.
- HOLLANDER, M. e WOLFE, D.A., 1973. Nonparametric Statistical Methods. Nova York, John Wiley & Sons, 503 p.
- HOTELLING, H. e PABST, M.R., 1936. Rank Correlation and Tests of Significance Involving no Assumption of Normality. Ann. Math. Statist. 7: 29-43.
- KENDAL, M.G., 1938. A new Measure of Rank Correlation. Biometrika, 30: 81-93.
- KOCH, G.G., 1969. Some Aspects of the Statistical Analysis of "Split Plot" Experiments in Completely Randomized Layouts. J. Amer. Statist. Ass., 64: 485-505.
- KOCH, G.G., 1970. The Use of Non-Parametric Methods in the Statistical Analysis on a Complex Split Plot Experiment. Biometrics, 26: 105-128.
- KOCH, G.G. e SEN, P.K., 1968. Some Aspects of the Statistical Analysis of the "Mixed Model". Biometrics, 24: 27-48.
- KOLMOGOROV, A.N., 1933. Sulla Determinazione Empirica di una Legge di Distribuzione. Giorn. dell'Inst. Ital. Degli Att., 4: 83-91.
- KRUSKAL, W.H. e WALLIS, W.A., 1952. Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis. J. Amer. Statist. Ass., 47: 583-621.

- LILLIEFORS, H.W., 1967. On the Kolmogorov-Smirnov Test for Normality with Mean and Variance Unknown. J. Amer. Statist. Ass., 62: 399-402.
- MANN, H.B. e WHITNEY, O.R., 1947. On a Test of Whether One of Two Random Variables is Stochastically Larger than the Other. Ann. Math. Statist., 18: 50-60.
- MEHRA, K.L. e SMITH, G.E.J., 1970. On Non-Parametric Estimation and Testing for Interactions in Factorial Experiments. J. Amer. Statist. Ass., 65: 1283-1296.
- MOSES, L.E., 1963. Rank Tests of Dispersion. Ann. Math. Statist., 34: 973-983.
- PATEL, K.M. e HOEL, O.G., 1973. A Non-Parametric Test for Interaction in Factorial Experiments. J. Amer. Statist. Ass., 68: 615-620.
- PEARSON, K., 1900. On the Criterion that a Given System of Deviation from the Probable in the Case of a Correlated System of Variables is Such that it Can be Reasonably Supposed to Have Arisen from Random Sampling. Phil. Mag., Serie 5, 50: 157-175.
- PEARSON, K., 1911. On the Probability that Two Independent Distributions of Frequency are Really Samples from the Same Population. Biometrika, 8: 250-254.
- PIMENTEL GOMES, F., 1978. Curso de Estatística Experimental, 8^a ed. E.S.A. "Luiz de Queiroz", Piracicaba, SP.

- SCHEIRER, C.J.; RAY, W.S. e HARE, N., 1976. The Analysis of Ranked Data Derived from Completely Randomized Factorial Designs. Biometrics, 32: 429-434.
- SPEARMAN, C., 1904. The Proof and Measurement of Association Between Two Things. Ass. Jour. Psychol. 15: 72-101.
- WALSH, J.E., 1949. Some Significance Tests for the Median Which Are Valid Under Very General Conditions. Ann. Math. Statist. 20: 64-81.
- WILCOXON, F., 1945. Individual Comparisons by Ranking Methods. Biometrics 1: 80-83.
- WILCOXON, F., 1947. Probability Table for Individual Comparisons by Ranking Methods. Biometrics 3: 119-122.
- ZONTA, E.P., 1978. Análise Conjunta de Experimentos com Parcelas Subdivididas. Seminário apresentado ao Curso de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agronômica da E.S.A. "Luiz de Queiroz", Piracicaba.

10. APENDICE

O presente apêndice apresenta detalhadamente cada um dos casos discutidos no texto, isto é, apresenta, para cada um deles, o desenvolvimento das análises paramétrica e não-paramétrica.

Em relação ao campo paramétrico serão indicadas as análises de variância, assim como todos os desdobramentos possíveis, utilizados para se estabelecer o paralelismo entre os enfoques paramétrico e não-paramétrico.

No que se refere ao campo não-paramétrico serão apresentados os quadros respectivos à análise de cada componente, onde os números entre parênteses irão representar as ordens ("ranks") ou postos.

CASO 1: Ensaio em Parcelas Subdivididas com as Parcelas Inteiramente Casualizadas, Envolvendo 10 Tratamentos Principais e 2 Secundários.

Considerem-se os dados do Quadro 1 referentes a um ensaio sobre competição de variedades de cana-de-açúcar, com 4 repetições, inteiramente casualizado, realizado em Bandeirantes (PR), onde foram consideradas 10 variedades de cana em 2 cortes (cana planta e cana soca). Os resultados da produção são apresentados em t/ha.

1.1 - Análise Paramétrica

A análise de variância é apresentada a seguir:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|-------------------|------|---------------|--------------|-----------|
| Variedades (V) | 9 | 6.425,6289 | 713,9588 | 1,97 |
| Resíduo (a) | 30 | 10.884,9982 | 362,8333 | |
| (Parcelas) | (39) | (17.310,6271) | | |
| Cortes (C) | 1 | 102.981,3410 | 102.981,3410 | 594,28*** |
| Interação V x C | 9 | 8.305,5989 | 922,8443 | 5,33*** |
| Resíduo (b) | 30 | 5.198,6532 | 173,2884 | |
| Total | 79 | 133.796,2202 | | |

Para o desdobramento "cortes dentro de variedade" os resultados são os seguintes:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|-------------------------------|------|---------------|-------------|-----------|
| Variedades (V) | 9 | 6.425,6289 | 713,9588 | 1,97 |
| Resíduo (a) | 30 | 10.844,9982 | 362,8333 | |
| ----- | | | | |
| (Parcelas) | (39) | (17.310,6271) | | |
| ----- | | | | |
| Cortes dentro V ₁ | 1 | 4.169,6700 | 4.169,6700 | 24,06*** |
| Cortes dentro V ₂ | 1 | 7.904,0165 | 7.904,0165 | 45,61*** |
| Cortes dentro V ₃ | 1 | 11.436,7688 | 11.436,7688 | 66,00*** |
| Cortes dentro V ₄ | 1 | 8.621,8146 | 8.621,8146 | 49,75*** |
| Cortes dentro V ₅ | 1 | 22.484,7218 | 22.484,7218 | 129,75*** |
| Cortes dentro V ₆ | 1 | 13.120,3801 | 13.120,3801 | 75,71*** |
| Cortes dentro V ₇ | 1 | 9.537,8766 | 9.537,8766 | 55,04*** |
| Cortes dentro V ₈ | 1 | 23.144,7613 | 23.144,7613 | 133,56*** |
| Cortes dentro V ₉ | 1 | 4.882,2021 | 4.882,2021 | 28,17*** |
| Cortes dentro V ₁₀ | 1 | 5.984,7270 | 5.984,7270 | 34,54*** |
| Resíduo (b) | 30 | 5.198,6532 | 173,2884 | |
| Total | 79 | 133.796,2202 | | |

Os resultados para o desdobramento "variedades dentro de corte" são:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|----------------------|------|------------|----------|--------|
| Var. dentro C.Planta | 9 | 8.050,7408 | 804,5268 | 3,34** |
| Var. dentro C.Soca | 9 | 6.680,4869 | 742,2763 | 2,77* |
| Resíduo | 53 | | 268,0609 | |

1.2 - Análise Não-Paramétrica

1.2.1 - Variedades

Como se trata de experimento em que as parcelas são inteiramente casualizadas e se tem 10 variedades (mais que duas), o teste adequado é o de Kruskal-Wallis, aplicado aos totais de produção de cada parcela.

Os dados apropriados ao teste encontram-se na tabela seguinte, ordenados conjuntamente:

| VARIE DADES | REPETIÇÕES | | | | R _i |
|-----------------|-------------|--------------|-------------|--------------|----------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | |
| V ₁ | 258,16 (2) | 300,48 (13) | 277,99 (3) | 294,99 (7) | 25 |
| V ₂ | 313,32 (18) | 313,99 (19) | 319,31 (23) | 369,48 (39) | 99 |
| V ₃ | 251,48 (1) | 332,84 (31) | 307,48 (17) | 314,98 (20) | 69 |
| V ₄ | 304,48 (16) | 325,31 (26) | 296,48 (8) | 301,98 (15) | 65 |
| V ₅ | 296,65 (9) | 366,15 (37) | 294,82 (6) | 343,82 (33) | 85 |
| V ₆ | 301,81 (14) | 345,98 (35) | 325,81 (27) | 356,64 (36) | 112 |
| V ₇ | 316,48 (22) | 315,32 (21) | 284,48 (5) | 327,91 (28) | 76 |
| V ₈ | 339,49 (32) | 298,81 (12) | 283,15 (4) | 322,15 (24) | 72 |
| V ₉ | 323,99 (25) | 331,64 (30) | 329,81 (29) | 297,81(10,5) | 94,5 |
| V ₁₀ | 367,64 (38) | 297,81(10,5) | 343,98 (34) | 395,64 (40) | 122,5 |

Calcula-se:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$$

$$H = \frac{12}{40(40 + 1) 4} [25^2 + \dots + (122,5)^2] - 3(40 + 1)$$

$$H = 12,5076 .$$

Devido ao empate calcula-se a correção C e a nova estatística H_1 :

$$t_1 = 2 \quad , \quad T_1 = t_1^3 - t_1 = 6$$

$$C = 1 - \frac{\sum T}{N^3 - N} = 1 - \frac{6}{40^3 - 40} = 0,9999$$

$$H_1 = \frac{H}{C} = \frac{12,5076}{0,9999} = 12,5089 \approx 12,51 .$$

Como o número de tratamentos (variedades) é superior a 3 ($k > 3$) consulta-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. concluindo-se para o nível de significância: $0,10 < \alpha < 0,20$.

1.2.2 - Cortes

Para os cortes aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se cada parcela como um par de dados.

A tabela seguinte apresenta os dados apropriados à aplicação do teste.

| VARIACIONES | C O R T E S | | D_i | $ D_i $ | O_i | A_i | $O_i A_i$ |
|-------------|-------------|--------|--------|---------|-------|-------|-----------|
| | C.PLANTA | C.SOCA | | | | | |
| | Y_i | X_i | | | | | |
| V_1 | 145,66 | 112,50 | 33,16 | 33,16 | 2 | 1 | 2 |
| | 177,32 | 123,16 | 54,16 | 54,16 | 11 | 1 | 11 |
| | 176,49 | 101,50 | 74,99 | 74,99 | 25 | 1 | 25 |
| | 157,66 | 137,33 | 20,33 | 20,33 | 1 | 1 | 1 |
| V_2 | 187,49 | 125,83 | 61,66 | 61,66 | 17 | 1 | 17 |
| | 191,99 | 122,00 | 69,99 | 69,99 | 20 | 1 | 20 |
| | 196,65 | 122,66 | 73,99 | 73,99 | 23 | 1 | 23 |
| | 207,65 | 161,83 | 45,82 | 45,82 | 8 | 1 | 8 |
| V_3 | 169,15 | 82,33 | 86,82 | 86,82 | 31 | 1 | 31 |
| | 209,84 | 123,00 | 86,84 | 86,84 | 32 | 1 | 32 |
| | 184,32 | 123,16 | 61,16 | 61,16 | 16 | 1 | 16 |
| | 191,32 | 123,66 | 67,66 | 67,66 | 19 | 1 | 19 |
| V_4 | 185,32 | 119,16 | 66,16 | 66,16 | 18 | 1 | 18 |
| | 189,15 | 136,16 | 52,99 | 52,99 | 10 | 1 | 10 |
| | 189,65 | 106,83 | 82,82 | 82,82 | 29 | 1 | 29 |
| | 181,32 | 120,66 | 60,66 | 60,66 | 15 | 1 | 15 |
| V_5 | 207,65 | 89,00 | 118,65 | 118,65 | 38 | 1 | 38 |
| | 218,32 | 147,83 | 70,49 | 70,49 | 21 | 1 | 21 |
| | 203,32 | 91,50 | 111,82 | 111,82 | 36 | 1 | 36 |
| | 233,49 | 110,33 | 123,16 | 123,16 | 39 | 1 | 39 |
| V_6 | 188,15 | 113,66 | 74,49 | 74,49 | 24 | 1 | 24 |
| | 212,49 | 133,49 | 79,00 | 79,00 | 26 | 1 | 26 |
| | 220,15 | 105,66 | 114,49 | 114,49 | 37 | 1 | 37 |
| | 206,32 | 150,32 | 56,00 | 56,00 | 12 | 1 | 12 |
| V_7 | 187,65 | 128,83 | 58,82 | 58,82 | 13 | 1 | 13 |
| | 200,32 | 115,00 | 85,32 | 85,32 | 30 | 1 | 30 |
| | 172,32 | 112,16 | 60,16 | 60,16 | 14 | 1 | 14 |
| | 199,92 | 127,99 | 71,93 | 71,93 | 22 | 1 | 22 |
| V_8 | 224,99 | 114,50 | 110,49 | 110,49 | 35 | 1 | 35 |
| | 196,65 | 102,16 | 94,49 | 94,49 | 34 | 1 | 34 |
| | 188,49 | 94,66 | 93,83 | 93,83 | 33 | 1 | 33 |
| | 226,82 | 95,33 | 131,49 | 131,49 | 40 | 1 | 40 |

(continuação)

| VARIÁVEIS | C O R T E S | | D_i $Y_i - X_i$ | $ D_i $ | O_i | A_i | $O_i A_i$ |
|-----------|-------------------|-----------------|----------------------|---------|-------|-------|-----------|
| | C.PLANTA Y_i | C.SOCA X_i | | | | | |
| V_9 | 181,49 | 142,50 | 38,99 | 38,99 | 4 | 1 | 4 |
| | 186,15 | 145,49 | 40,66 | 40,66 | 6 | 1 | 6 |
| | 205,15 | 124,66 | 80,49 | 80,49 | 27,5 | 1 | 27,5 |
| | 167,65 | 130,16 | 37,49 | 37,49 | 3 | 1 | 3 |
| V_{10} | 210,15 | 157,49 | 52,66 | 52,66 | 9 | 1 | 9 |
| | 189,15 | 108,66 | 80,49 | 80,49 | 27,5 | 1 | 27,5 |
| | 192,15 | 151,83 | 40,32 | 40,32 | 5 | 1 | 5 |
| | 220,49 | 175,15 | 45,34 | 45,34 | 7 | 1 | 7 |

Como $n > 20$ e há empates calcula-se:

$$T^* = \frac{T - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{1}{24} \left[n(n+1)(2n+1) - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k t_j (t_j^2 - 1) \right]}}$$

onde, $n = 40$

$$T = \sum_i O_i A_i = 820$$

$$k = 1, t_1 = 2$$

Portanto, $T^* = 5,51$.

Consultando-se uma tabela da distribuição normal reduzida conclui-se para o nível de significância: $\alpha < 0,001$.

1.2.3 - "Cortes dentro de Variedade"

Aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se por vez apenas as parcelas da variedade enfocada.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela anterior, onde se ordenam as diferenças D_i para cada variedade.

Os resultados para as estatísticas T e seus níveis de significância são:

| DESDOBRAMENTO | ESTATÍSTICA | α |
|--------------------|-------------|----------|
| Cortes d. V_1 | $T = 10$ | 0,062 |
| Cortes d. V_2 | $T = 10$ | 0,062 |
| Cortes d. V_3 | $T = 10$ | 0,062 |
| Cortes d. V_4 | $T = 10$ | 0,062 |
| Cortes d. V_5 | $T = 10$ | 0,062 |
| Cortes d. V_6 | $T = 10$ | 0,062 |
| Cortes d. V_7 | $T = 10$ | 0,062 |
| Cortes d. V_8 | $T = 10$ | 0,062 |
| Cortes d. V_9 | $T = 10$ | 0,062 |
| Cortes d. V_{10} | $T = 10$ | 0,062 |

1.2.4 - "Variedades dentro de Corte"

O teste a ser aplicado é o de Kruskal-Wallis, considerando-se por vez apenas o corte a ser enfocado.

Os dados (ordens) apropriados aos testes constam da tabela seguinte.

| CORTES | VARIEDADES | | | | | | | | | |
|----------------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| | V ₁ | V ₂ | V ₃ | V ₄ | V ₅ | V ₆ | V ₇ | V ₈ | V ₉ | V ₁₀ |
| CANA PLANTA C ₁ | 1 | 13 | 4 | 11 | 30,5 | 15 | 14 | 38 | 9 | 33 |
| | 7 | 21 | 32 | 17,5 | 35 | 34 | 26 | 23,5 | 12 | 17,5 |
| | 6 | 23,5 | 10 | 19 | 27 | 36 | 5 | 16 | 28 | 22 |
| | 2 | 30,5 | 20 | 8 | 40 | 29 | 25 | 39 | 3 | 37 |
| R ₁ | 16 | 88 | 66 | 55,5 | 132,5 | 114 | 70 | 116,5 | 52 | 109,5 |
| CANA SOCA C ₂ | 13 | 26 | 1 | 17 | 2 | 14 | 28 | 15 | 33 | 38 |
| | 22,5 | 19 | 21 | 31 | 35 | 30 | 16 | 7 | 34 | 10 |
| | 6 | 20 | 22,5 | 9 | 3 | 8 | 12 | 4 | 25 | 37 |
| | 32 | 39 | 24 | 18 | 11 | 36 | 27 | 5 | 29 | 40 |
| R ₁ | 73,5 | 104 | 68,5 | 75 | 51 | 88 | 83 | 31 | 121 | 125 |

Os resultados para os desdobramentos são os seguintes:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|----------------------------|-------------|------------------------|
| Var. dentro C ₁ | H = 21,80 | <0,01 |
| Var. dentro C ₂ | H = 14,19 | 0,10 < α < 0,20 |

CASO 2: Ensaio em Parcelas Subdivididas com as Parcelas Inteiramente Casualizadas, Envolvendo 5 Tratamentos Principais e 4 Secundários.

Considerem-se os dados obtidos de PIMENTEL GOMES(1976) referente ao brix de frutos de 5 variedades de manga, colhidos de 3 pés por variedade. De cada pé foram escolhidos 4 frutos, correspondendo aos quatro pontos cardeais. Os dados estão apresentados no Quadro 2.

2.1 - Análise Paramétrica

A análise de variância, segundo o mesmo autor, é apresentada a seguir.

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|------------------------|------|---------|------|-------|
| Variedades (V) | 4 | 29,55 | 7,39 | 4,71* |
| Resíduo (a) | 10 | 15,71 | 1,57 | |
| (Parcelas) | (14) | (45,26) | | |
| Pontos Cardeais (P.C.) | 3 | 20,60 | 6,87 | 3,99* |
| Interação V x P.C. | 12 | 20,12 | 1,68 | 0,98 |
| Resíduo (b) | 30 | 51,60 | 1,72 | |
| Total | 59 | 137,58 | | |

Embora a interação "variedades x pontos cardeais" não seja significativa procedeu-se aos desdobramentos "pontos cardeais

dentro de variedade" e "variedades dentro de ponto cardeal", com o fim de se estabelecer o paralelismo entre os enfoques Paramétrico e Não-Paramétrico.

Para o desdobramento "pontos cardeais dentro de variedade" os resultados são os seguintes:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|-------------------|------|---------|--------|-------|
| Variedades (V) | 4 | 29,55 | 7,39 | 4,71* |
| Resíduo (a) | 10 | 15,71 | 1,57 | |
| ----- | | | | |
| (Parcelas) | (14) | (45,26) | | |
| ----- | | | | |
| P.C. dentro V_1 | 3 | 0,8958 | 0,2986 | 0,17 |
| P.C. dentro V_2 | 3 | 7,9767 | 2,6589 | 1,54 |
| P.C. dentro V_3 | 3 | 3,8467 | 1,2822 | 0,74 |
| P.C. dentro V_4 | 3 | 9,3892 | 3,1297 | 1,82 |
| P.C. dentro V_5 | 3 | 18,6092 | 6,2031 | 3,61* |
| Resíduo (b) | 30 | 51,60 | 1,72 | |
| Total | 59 | | | |

A seguir são apresentados os resultados para o desdobramento "variedades dentro de ponto cardeal":

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|-------------------|------|---------|--------|-------|
| Var. dentro Norte | 4 | 23,1427 | 5,7857 | 3,44* |
| Var. dentro Sul | 4 | 17,1027 | 4,2757 | 2,54* |
| Var. dentro Leste | 4 | 5,9093 | 1,4773 | 0,88 |
| Var. dentro Oeste | 4 | 3,5107 | 0,8777 | 0,52 |
| Resíduo | 40 | | 1,6825 | |

2.2 - Análise Não-Paramétrica

2.2.1 - Variedades

Como se trata de experimento inteiramente casualizado e se tem 5 variedades, o teste apropriado é o de Kruskal-Wallis, aplicado aos totais de Brix de cada parcela.

Os dados apropriados ao teste encontram-se na tabela seguinte, ordenados conjuntamente:

| V A R I E D A D E S | | | | |
|---------------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| CARLOTA V_1 | EXTREMA V_2 | OLIVEIRA V_3 | BOURBON V_4 | IMPERIAL V_5 |
| 70,3 (13) | 67,0 (8) | 66,2 (7) | 61,5 (2) | 69,8 (12) |
| 71,8 (14) | 64,7 (4,5) | 64,7 (4,5) | 64,4 (3) | 68,7 (10) |
| 68,8 (11) | 60,1 (1) | 65,1 (6) | 68,4 (9) | 72,8 (15) |
| $R_1 = 38$ | $R_2 = 13,5$ | $R_3 = 17,5$ | $R_4 = 14$ | $R_5 = 37$ |

Calcula-se:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$$

$$H = \frac{12}{15(15+1)} (38^2 + \dots + 37^2) - 3(15+1)$$

$$H = 10,29 .$$

Devido ao empate calcula-se a correção C e a nova estatística H_1 :

$$t_1 = 2, \quad T_1 = t_1^3 - t_1 = 6$$

$$C = 1 - \frac{\sum T}{N^3 - N} = 1 - \frac{6}{15^3 - 15} = 0,9982$$

$$H_1 = \frac{H}{C} = \frac{10,2917}{0,9982} = 10,31$$

Como o número de tratamentos é superior a 3 ($k > 3$), consulta-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. e conclui-se para o nível de significância: $0,01 < \alpha < 0,02$.

2.2.2 - Pontos Cardeais

Para os pontos cardeais aplica-se o Teste de Friedman, considerando-se cada parcela como um bloco.

Os dados apropriados à aplicação do teste são apresentados na tabela seguinte, ordenados dentro de cada bloco:

| VARIEDADES | PONTOS CARDEAIS | | | |
|----------------------------|----------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | NORTE | SUL | LESTE | OESTE |
| CARLOTA V ₁ | 18,0 (4) 17,5 (2) 17,8 (4) | 17,1 (1) 18,8 (4) 16,9 (2) | 17,6 (2,5) 18,1 (3) 17,6 (3) | 17,6 (2,5) 17,2 (1) 16,5 (1) |
| EXTREMA V ₂ | 16,3 (2) 16,6 (3) 15,0 (2) | 15,9 (1) 14,3 (1) 14,0 (1) | 16,5 (3) 16,3 (2) 15,9 (4) | 18,3 (4) 17,5 (4) 15,2 (3) |
| OLIVEIRA V ₃ | 16,0 (1) 19,5 (4) 16,3 (2) | 16,2 (3) 14,9 (1) 16,4 (3,5) | 17,9 (4) 15,0 (2) 16,0 (1) | 16,1 (2) 15,3 (3) 16,4 (3,5) |
| BOURBON V ₄ | 16,6 (4) 15,9 (2) 17,5 (3) | 15,2 (2) 13,2 (1) 15,8 (1) | 14,2 (1) 18,0 (4) 16,7 (2) | 15,5 (3) 17,3 (3) 18,4 (4) |
| IMPERIAL V ₅ | 18,9 (4) 18,5 (4) 21,5 (4) | 18,6 (3) 13,7 (1) 16,4 (1) | 15,3 (1) 18,2 (2) 18,3 (3) | 17,0 (2) 18,3 (3) 16,6 (2) |
| R _i | R ₁ = 45 | R ₂ = 26,5 | R ₃ = 37,5 | R ₄ = 41 |

Calcula-se

$$\chi_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi_r^2 = \frac{12}{(15)(4)(5)} (45^2 + \dots + 41^2) - 3(15)(5)$$

$$\chi_r^2 = 7,5800$$

Em decorrência dos empates tem-se:

$$C = 0,9867 \quad \text{e} \quad \chi_r^2 = \frac{\chi_r^2}{C} = \frac{7,5800}{0,9867} = 7,68 .$$

Consultando-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. obtêm-se para o nível de significância: $0,05 < \alpha < 0,10$.

2.2.3 - "Pontos cardeais dentro de variedade"

Aplica-se o Teste de Friedman, considerando-se por vez as parcelas da variedade enfocada.

Os dados apropriados a cada teste constam da tabela anterior, donde se obtêm os R_i para cada variedade.

Os resultados para os desdobramentos são apresentados a seguir:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|-------------------|-------------------|----------|
| P.C. dentro V_1 | $\chi_r^2 = 3,41$ | N.S. |
| P.C. dentro V_2 | $\chi_r^2 = 7,00$ | 0,054 |
| P.C. dentro V_3 | $\chi_r^2 = 0,31$ | N.S. |
| P.C. dentro V_4 | $\chi_r^2 = 4,20$ | N.S. |
| P.C. dentro V_5 | $\chi_r^2 = 5,80$ | N.S. |

2.2.4 - "Variedades dentro de Ponto Cardeal"

O teste a ser utilizado é o de Kruskal-Wallis, considerando-se para cada aplicação do teste somente o ponto cardeal envolvido.

Os dados (ordens) apropriados aos testes constam da tabela a seguir.

| PONTOS CARDEAIS | V A R I E D A D E S | | | | |
|--------------------|---------------------|------------------|-------------------|------------------|--------------|
| | CARLOTA V_1 | EXTREMA V_2 | OLIVEIRA V_3 | BOURBON V_4 | V_5 |
| NORTE | 11 | 4,5 | 3 | 6,5 | 13 |
| | 8,5 | 6,5 | 14 | 2 | 12 |
| | 10 | 1 | 4,5 | 8,5 | 15 |
| R_1 | $R_1 = 29,5$ | $R_2 = 12$ | $R_3 = 21,5$ | $R_4 = 17$ | $R_5 = 40$ |
| SUL | 13 | 8 | 9 | 6 | 14 |
| | 15 | 4 | 5 | 1 | 2 |
| | 12 | 3 | 10,5 | 7 | 10,5 |
| R_1 | $R_1 = 40$ | $R_2 = 15$ | $R_3 = 24,5$ | $R_4 = 14$ | $R_5 = 26,5$ |
| LESTE | 9,5 | 7 | 11 | 1 | 3 |
| | 13 | 6 | 2 | 12 | 14 |
| | 9,5 | 4 | 5 | 8 | 15 |
| R_1 | $R_1 = 32$ | $R_2 = 17$ | $R_3 = 18$ | $R_4 = 21$ | $R_5 = 32$ |
| OESTE | 12 | 13,5 | 4 | 3 | 8 |
| | 9 | 11 | 2 | 10 | 13,5 |
| | 6 | 1 | 5 | 15 | 7 |
| R_1 | $R_1 = 27$ | $R_2 = 25,5$ | $R_3 = 11$ | $R_4 = 28$ | $R_5 = 28,5$ |

Os resultados obtidos para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|-------------------|-------------|------------------------|
| Var. dentro Norte | $H = 8,13$ | $0,05 < \alpha < 0,10$ |
| Var. dentro Sul | $H = 7,40$ | $0,10 < \alpha < 0,20$ |
| Var. dentro Leste | $H = 3,71$ | N.S. |
| Var. dentro Oeste | $H = 3,62$ | N.S. |

CASO 3: Ensaio em Parcelas Subdivididas com as Parcelas em Blocos Casualizados, Envolvendo 8 Tratamentos Principais e 2 Secundários.

Considerem-se os dados do Quadro 3 referentes a um experimento analisado por PIMENTEL GOMES (1976). Os dados considerados são em kg de matéria seca de 7 adubos verdes e milho, obtidos em 2 anos consecutivos nas mesmas parcelas.

3.1 - Análise Paramétrica

A análise de variância é apresentada a seguir, segundo o mesmo autor:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|-------------------|------|-------------|----------|-----------|
| Blocos | 3 | 851,43 | 283,81 | 3,54* |
| Tratamentos (T) | 7 | 40.189,61 | 5.741,37 | 71,70*** |
| Resíduo (a) | 21 | 1.681,38 | 80,07 | |
| ----- | | | | |
| {Parcelas} | {31} | {42.722,42} | | |
| ----- | | | | |
| Anos (A) | 1 | 4.658,07 | 4.658,07 | 121,88*** |
| Interação T x A | 7 | 5.048,64 | 721,23 | 18,87*** |
| Resíduo (b) | 24 | 919,73 | 38,22 | |
| ----- | | | | |
| Total | 63 | 53.348,86 | | |

Para o desdobramento "anos dentro de tratamento" os resultados são os seguintes:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|----------------------------|------|-------------|----------|-----------|
| Blocos | 3 | 851,43 | 283,81 | 3,54* |
| Tratamentos (T) | 7 | 40.189,61 | 5.741,37 | 71,70*** |
| Resíduo (a) | 21 | 1.681,38 | 80,07 | |
| ----- | | | | |
| (Parcelas) | (31) | (42.722,42) | | |
| ----- | | | | |
| Anos dentro T ₁ | 1 | 45,13 | 45,13 | 1,18 |
| Anos dentro T ₂ | 1 | 1.878,85 | 1.878,85 | 49,03*** |
| Anos dentro T ₃ | 1 | 808,02 | 808,02 | 21,09*** |
| Anos dentro T ₄ | 1 | 1.529,05 | 1.529,05 | 39,90*** |
| Anos dentro T ₅ | 1 | 954,85 | 954,85 | 24,92*** |
| Anos dentro T ₆ | 1 | 11,05 | 11,05 | 0,29 |
| Anos dentro T ₇ | 1 | 3.996,18 | 3.996,18 | 104,28*** |
| Anos dentro T ₈ | 1 | 483,61 | 483,61 | 12,62*** |
| Resíduo (b) | 24 | 919,73 | 38,32 | |
| ----- | | | | |
| Total | 63 | | | |

A seguir são apresentados os resultados para o desdobramento "tratamentos dentro de ano":

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|--------------------|------|-----------|----------|----------|
| Trat. dentro Ano 1 | 7 | 28.442,72 | 4.063,25 | 68,69*** |
| Trat. dentro Ano 2 | 7 | 16.795,54 | 2.399,36 | 40,56*** |
| Resíduo | 38 | | 59,15 | |

3.2 - Análise Não-Paramétrica

3.2.1 - Tratamentos

Como se trata de experimento com as parcelas em blocos casualizados e se tem 8 tratamentos (mais que 2) o teste adequado é o χ^2 de Friedman, aplicado aos totais das parcelas.

A tabela abaixo apresenta os dados apropriados ao teste, ordenados dentro de cada bloco:

| TRATAMENTOS | B L O C O S | | | | R_i |
|-------------|-------------|-----------|-----------|-----------|--------------|
| | B_1 | B_2 | B_3 | B_4 | |
| T_1 | 177,0 (6) | 170,8 (6) | 175,0 (6) | 163,8 (6) | 24 (R_1) |
| T_2 | 127,8 (4) | 128,8 (4) | 141,0 (5) | 135,4 (4) | 17 (R_2) |
| T_3 | 222,6 (7) | 195,4 (8) | 204,0 (8) | 198,4 (8) | 31 (R_3) |
| T_4 | 159,4 (5) | 134,0 (5) | 132,4 (4) | 152,4 (5) | 19 (R_4) |
| T_5 | 91,2 (2) | 86,4 (3) | 75,2 (2) | 76,2(1,5) | 8,5(R_5) |
| T_6 | 66,6 (1) | 68,0 (1) | 65,4 (1) | 76,2(1,5) | 4,5(R_6) |
| T_7 | 102,8 (3) | 84,0 (2) | 82,8 (3) | 84,4 (3) | 11 (R_7) |
| T_8 | 249,0 (8) | 186,4 (7) | 200,0 (7) | 172,4 (7) | 29 (R_8) |

Calcula-se

$$\chi^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi^2 = \frac{12}{(4)(8)(9)} (24^2 + \dots + 29^2) - 3(4)(9)$$

$$\chi^2 = 27,06 .$$

Em decorrência dos empates calcula-se a correção C e a nova estatística χ^2_{Γ} :

$$t_{11} = \dots = t_{81} = 1$$

$$t_{12} = \dots = t_{82} = 1$$

$$t_{13} = \dots = t_{83} = 1$$

$$t_{14} = 2$$

$$t_{24} = \dots = t_{74} = 1$$

Portanto:

$$T_1 = T_2 = T_3 = 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 - 8 = 0$$

$$T_4 = 2^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 + 1^3 - 8 = 6$$

$$C = 1 - \frac{\sum T}{nk(k^2 - 1)} = 1 - \frac{6}{(4)(8)(63)} = 0,9970$$

e

$$\chi^2_{\Gamma} = \frac{\chi^2_{\Gamma}}{C} = \frac{27,06}{0,9970} = 27,14 .$$

Consultando-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. conclui-se para o nível de significância: $\alpha < 0,001$.

3.2.2 - Anos

Para os anos aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se cada parcela como um par de observações.

A tabela seguinte apresenta os dados apropriados à aplicação do teste.

| TRATA- MENTOS | BLOCOS | 1º ANO X_1 | 2º ANO Y_1 | D_1 | $ D_1 $ | O_1 | A_1 | $O_1 A_1$ |
|------------------|--------|-----------------|-----------------|-------|---------|-------|-------|-----------|
| T_1 | B_1 | 86,8 | 90,2 | 3,4 | 3,4 | 6 | 1 | 6 |
| | B_2 | 76,8 | 94,0 | 17,2 | 17,2 | 13 | 1 | 13 |
| | B_3 | 88,6 | 86,4 | -2,2 | 2,2 | 5 | 0 | 0 |
| | B_4 | 81,6 | 82,2 | 0,6 | 0,6 | 1,5 | 1 | 1,5 |
| T_2 | B_1 | 44,0 | 83,8 | 39,8 | 39,8 | 28 | 1 | 28 |
| | B_2 | 56,6 | 72,2 | 15,6 | 15,6 | 10 | 1 | 10 |
| | B_3 | 52,4 | 88,6 | 36,2 | 36,2 | 27 | 1 | 27 |
| | B_4 | 52,2 | 83,2 | 31,0 | 31,0 | 25 | 1 | 25 |
| T_3 | B_1 | 102,4 | 120,2 | 17,8 | 17,8 | 14 | 1 | 14 |
| | B_2 | 90,8 | 104,6 | 13,8 | 13,8 | 9 | 1 | 9 |
| | B_3 | 92,0 | 112,0 | 20,0 | 20,0 | 15 | 1 | 15 |
| | B_4 | 84,8 | 113,6 | 28,8 | 28,8 | 23 | 1 | 23 |
| T_4 | B_1 | 68,4 | 91,0 | 22,6 | 22,6 | 17 | 1 | 17 |
| | B_2 | 55,2 | 78,8 | 23,6 | 23,6 | 19 | 1 | 19 |
| | B_3 | 49,0 | 83,4 | 34,4 | 34,4 | 26 | 1 | 26 |
| | B_4 | 61,2 | 91,2 | 30,0 | 30,0 | 24 | 1 | 24 |
| T_5 | B_1 | 34,0 | 57,2 | 23,2 | 23,2 | 18 | 1 | 18 |
| | B_2 | 32,4 | 54,0 | 21,6 | 21,6 | 16 | 1 | 16 |
| | B_3 | 24,4 | 50,8 | 26,4 | 26,4 | 20,5 | 1 | 20,5 |
| | B_4 | 30,0 | 46,2 | 16,2 | 16,2 | 12 | 1 | 12 |
| T_6 | B_1 | 33,0 | 33,6 | 0,6 | 0,6 | 1,5 | 1 | 1,5 |
| | B_2 | 34,8 | 33,2 | -1,6 | 1,6 | 4 | 0 | 0 |
| | B_3 | 32,0 | 33,4 | 1,4 | 1,4 | 3 | 1 | 3 |
| | B_4 | 33,6 | 42,6 | 9,0 | 9,0 | 8 | 1 | 8 |
| T_7 | B_1 | 25,8 | 77,0 | 51,2 | 51,2 | 32 | 1 | 32 |
| | B_2 | 21,6 | 62,4 | 40,6 | 40,6 | 29 | 1 | 29 |
| | B_3 | 19,2 | 63,6 | 44,4 | 44,4 | 31 | 1 | 31 |
| | B_4 | 21,0 | 63,4 | 42,4 | 42,4 | 30 | 1 | 30 |
| T_8 | B_1 | 138,8 | 110,2 | -28,6 | 28,6 | 22 | 0 | 0 |
| | B_2 | 106,4 | 80,0 | -26,4 | 26,4 | 20,5 | 0 | 0 |
| | B_3 | 108,0 | 92,0 | -16,0 | 16,0 | 11 | 0 | 0 |
| | B_4 | 81,8 | 90,6 | 8,8 | 8,8 | 7 | 1 | 7 |

Como $n > 20$ e há empates calcula-se:

$$T^* = \frac{T - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{1}{24} \left[n(n+1)(2n+1) - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k t_j^2 (t_j - 1) \right]}}$$

onde, $n = 32$

$$T = \sum_{i=1}^k O_i A_i = 465,5$$

$$k = 2, t_1 = 2, t_2 = 2 .$$

Portanto, $T^* = 3,77$.

Consultando-se uma tabela da distribuição normal reduzida conclui-se para o nível de significância: $\alpha < 0,001$.

3.2.3 - "Anos dentro de tratamento"

Aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se por vez apenas as parcelas do tratamento enfocado.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela anterior, onde se ordenam as diferenças O_i para cada tratamento.

Os resultados para as estatísticas T e seus níveis de significância são:

| DESDOBRAMENTO | ESTATÍSTICA | α |
|----------------------------|-------------|----------|
| Anos dentro T ₁ | T = 9 | N.S. |
| Anos dentro T ₂ | T = 10 | 0,062 |
| Anos dentro T ₃ | T = 10 | 0,062 |
| Anos dentro T ₄ | T = 10 | 0,062 |
| Anos dentro T ₅ | T = 10 | 0,062 |
| Anos dentro T ₆ | T = 7 | N.S. |
| Anos dentro T ₇ | T = 10 | 0,062 |
| Anos dentro T ₈ | T = 9 | N.S. |

3.2.4 - "Tratamentos dentro de Ano"

O teste a ser aplicado é o χ^2_T de Friedman, considerando-se por vez apenas o ano a ser enfocado.

Os dados (ordens) apropriados aos testes constam da tabela seguinte:

| ANOS BLOCOS | | TRATAMENTOS | | | | | | | |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|
| | | T ₁ | T ₂ | T ₃ | T ₄ | T ₅ | T ₆ | T ₇ | T ₈ |
| ANO 1 | B ₁ | 6 | 4 | 7 | 5 | 3 | 2 | 1 | 8 |
| | B ₂ | 6 | 5 | 7 | 4 | 2 | 3 | 1 | 8 |
| | B ₃ | 6 | 5 | 7 | 4 | 2 | 3 | 1 | 8 |
| | B ₄ | 6 | 4 | 8 | 5 | 2 | 3 | 1 | 7 |
| R ₁ | R ₁ =24 | R ₂ =18 | R ₃ =29 | R ₄ =18 | R ₅ =9 | R ₆ =11 | R ₇ = 4 | R ₈ =31 | |
| ANO 2 | B ₁ | 5 | 4 | 8 | 6 | 2 | 1 | 3 | 7 |
| | B ₂ | 7 | 4 | 8 | 5 | 2 | 1 | 3 | 6 |
| | B ₃ | 5 | 6 | 8 | 4 | 2 | 1 | 3 | 7 |
| | B ₄ | 4 | 5 | 8 | 7 | 2 | 1 | 3 | 6 |
| R ₁ | R ₁ =21 | R ₂ =19 | R ₃ =32 | R ₄ =22 | R ₅ = 8 | R ₆ = 4 | R ₇ =12 | R ₈ =26 | |

Os resultados para os desdobramentos são os seguintes:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|--------------------|------------------|----------|
| Trat. dentro Ano 1 | $\chi^2 = 27,17$ | <0,001 |
| Trat. dentro Ano 2 | $\chi^2 = 25,75$ | <0,001 |

CASO 4: Ensaio em Parcelas Subdivididas com as Parcelas em Blocos Casualizados, Envolvendo 4 Tratamentos Principais e 3 Secundários.

Considerem-se os dados do Quadro 4 referentes a um ensaio sobre adubação fosfatada em milho, realizado em Ozório (RS), onde foram utilizadas 4 doses em 3 tipos de aplicação. Os resultados da produção são apresentados em kg/ha.

4.1 - Análise Paramétrica

A análise de variância é apresentada a seguir:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|----------------------|------|-------------|---------|-------|
| Blocos | 3 | 2.245.707 | 748.569 | 1,74 |
| Doses (D) | 3 | 1.495.976 | 498.659 | 1,16 |
| Resíduo (a) | 9 | 3.878.139 | 430.904 | |
| ----- | | | | |
| (Parcelas) | {15} | {7.619.822} | | |
| ----- | | | | |
| Formas de Apl.(F.A.) | 2 | 1.241.794 | 620.897 | 3,58* |
| Interação D x F.A. | 6 | 2.186.768 | 364.461 | 2,10 |
| Resíduo (b) | 24 | 4.167.187 | 173.633 | |
| ----- | | | | |
| Total | 47 | 15.215.571 | | |
| ----- | | | | |

Para o desdobramento "formas de aplicação dentro de dose" os resultados são os seguintes:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|----------------------------|------|-------------|-----------|-------|
| Blocos | 3 | 2.245.707 | 748.569 | 1,74 |
| Doses (D) | 3 | 1.495.976 | 498.659 | 1,16 |
| Resíduo (a) | 9 | 3.878.139 | 430.904 | |
| ----- | | | | |
| (Parcelas) | (15) | (7.619.822) | | |
| ----- | | | | |
| F.A. dentro D ₁ | 2 | 498.901 | 249.451 | 1,44 |
| F.A. dentro D ₂ | 2 | 311.641 | 155.821 | 0,90 |
| F.A. dentro D ₃ | 2 | 2.414.944 | 1.207.472 | 6,95* |
| F.A. dentro D ₄ | 2 | 203.124 | 101.562 | 0,58 |
| Resíduo (b) | 24 | 4.167.187 | 173.633 | |
| ----- | | | | |
| Total | 47 | | | |

A seguir se apresenta os resultados para o desdobramento "doses dentro de forma de aplicação":

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|--------------------|------|-----------|---------|------|
| Doses dentro F.A.1 | 3 | 1.258.556 | 419.519 | 1,62 |
| Doses dentro F.A.2 | 3 | 1.888.312 | 629.437 | 2,43 |
| Doses dentro F.A.3 | 3 | 535.925 | 178.642 | 0,69 |
| Resíduo | 24 | | 259.390 | |

4.2 - Análise Não-Paramétrica

4.2.1 - Doses

Como se trata de experimento com as parcelas em blocos casualizados e se tem 4 doses (mais que duas) o teste adequado é o χ_r^2 de Friedman, considerando-se os totais de cada parcela.

A tabela seguinte mostra os dados apropriados ao teste, ordenados dentro de blocos:

| BLOCOS | D O S E S | | | |
|----------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | D ₁ | D ₂ | D ₃ | D ₄ |
| B ₁ | 10.667 (4) | 10.666 (3) | 9.440 (1) | 9.507 (2) |
| B ₂ | 11.662 (4) | 8.608 (1) | 10.689 (2) | 11.525 (3) |
| B ₃ | 8.644 (2) | 8.867 (3) | 9.502 (4) | 8.480 (1) |
| B ₄ | 10.129 (2) | 8.044 (1) | 10.586 (3) | 12.026 (4) |
| R ₁ | R ₁ = 12 | R ₂ = 8 | R ₃ = 10 | R ₄ = 10 |

Calcula-se:

$$\chi_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi_r^2 = \frac{12}{(4)(4)(4+1)} (12^2 + \dots + 10^2) - (3)(4)(4+1)$$

$$\chi_r^2 = 1,20 .$$

Consultando-se a tabela 22 de CAMPOS (1979) conclui-se para o nível de significância: não significativo.

4.2.2 - Formas de Aplicação

Para as formas de aplicação o teste indicado é o χ^2_r de Friedman, tomando-se cada parcela como um bloco.

Os dados apropriados à aplicação do teste são apresentados na tabela seguinte, ordenados dentro de blocos:

| DOSES | BLOCOS | FORMAS DE APLICAÇÃO | | |
|----------------|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | F.A.1 | F.A.2 | F.A.3 |
| D ₁ | B ₁ | 3,778 (3) | 3,467 (2) | 3,422 (1) |
| | B ₂ | 3,618 (1) | 4,284 (3) | 3,760 (2) |
| | B ₃ | 2,164 (1) | 3,733 (3) | 2,747 (2) |
| | B ₄ | 3,996 (3) | 3,280 (2) | 2,853 (1) |
| D ₂ | B ₁ | 3,302 (1) | 3,653 (2) | 3,711 (3) |
| | B ₂ | 2,671 (2) | 2,653 (1) | 3,284 (3) |
| | B ₃ | 2,782 (2) | 3,529 (3) | 2,556 (1) |
| | B ₄ | 2,502 (2) | 2,258 (1) | 3,284 (3) |
| D ₃ | B ₁ | 2,938 (2) | 3,800 (3) | 2,702 (1) |
| | B ₂ | 2,813 (1) | 4,356 (3) | 3,520 (2) |
| | B ₃ | 2,560 (1) | 3,560 (3) | 3,382 (2) |
| | B ₄ | 3,049 (1) | 4,013 (3) | 3,524 (2) |
| D ₄ | B ₁ | 3,013 (1) | 3,338 (3) | 3,156 (2) |
| | B ₂ | 3,787 (2) | 3,369 (1) | 4,369 (3) |
| | B ₃ | 3,142 (3) | 2,507 (1) | 2,831 (2) |
| | B ₄ | 3,604 (1) | 4,200 (2) | 4,222 (3) |
| R _i | | R ₁ = 27 | R ₂ = 36 | R ₃ = 33 |

Calcula-se:

$$\chi^2_{\Gamma} = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi^2_{\Gamma} = \frac{12}{(16)(3)(3+1)} (27^2 + \dots + 33^2) - (3)(16)(3+1)$$

$$\chi^2_{\Gamma} = 2,63 .$$

Consultando-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. conclui-se para o nível de significância: não significativo.

4.2.3 - "Formas de Aplicação dentro de dose"

Aplica-se o teste χ^2_{Γ} de Friedman, considerando-se por vez apenas as parcelas da dose enfocada.

Os dados apropriados a cada teste constam da tabela anterior, donde se obtém os R_i para cada dose.

Os resultados para os desdobramentos são apresentados a seguir:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|---------------------|--------------------------|----------|
| F.Apl. dentro D_1 | $\chi^2_{\Gamma} = 2,00$ | N.S. |
| F.Apl. dentro D_2 | $\chi^2_{\Gamma} = 1,50$ | N.S. |
| F.Apl. dentro D_3 | $\chi^2_{\Gamma} = 6,50$ | 0,042 |
| F.Apl. dentro D_4 | $\chi^2_{\Gamma} = 1,50$ | N.S. |

4.2.4 - "Doses dentro de Forma de Aplicação"

O teste a ser aplicado é o χ^2 de Friedman, considerando-se por vez apenas a forma de aplicação enfocada.

Os dados (ordens) apropriados aos testes constam da tabela a seguir:

| FORMAS APLIC. | BLOCOS | D O S E S | | | |
|------------------|----------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | | D ₁ | D ₂ | D ₃ | D ₄ |
| F.A.1 | B ₁ | 4 | 3 | 1 | 2 |
| | B ₂ | 3 | 1 | 2 | 4 |
| | B ₃ | 1 | 3 | 2 | 4 |
| | B ₄ | 4 | 1 | 2 | 3 |
| R _i | | R ₁ = 12 | R ₂ = 8 | R ₃ = 7 | R ₄ = 13 |
| F.A.2 | B ₁ | 2 | 3 | 4 | 1 |
| | B ₂ | 3 | 1 | 4 | 2 |
| | B ₃ | 4 | 2 | 3 | 1 |
| | B ₄ | 2 | 1 | 3 | 4 |
| R _i | | R ₁ = 11 | R ₂ = 7 | R ₃ = 14 | R ₄ = 8 |
| F.A.3 | B ₁ | 3 | 4 | 1 | 2 |
| | B ₂ | 3 | 1 | 2 | 4 |
| | B ₃ | 2 | 1 | 4 | 3 |
| | B ₄ | 1 | 2 | 3 | 4 |
| R _i | | R ₁ = 9 | R ₂ = 8 | R ₃ = 10 | R ₄ = 13 |

Os resultados obtidos para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|--------------------|-------------------|----------|
| Doses dentro F.A.1 | $\chi_r^2 = 3,90$ | N.S. |
| Doses dentro F.A.2 | $\chi_r^2 = 4,50$ | N.S. |
| Doses dentro F.A.3 | $\chi_r^2 = 2,10$ | N.S. |

CASO 5: Ensaio em Parcelas Subsubdivididas com as Parcelas em Blocos Casualizados, Envolvendo 3 Tratamentos Principais, 2 Secundários e 3 Terciários.

Considerem-se os dados do Quadro 5 referentes a um ensaio com cana-de-açúcar, onde se tomou 5 Usinas, 3 variedades de cana, 2 estados de sanidade e 3 porções do colmo. Os resultados da produção são apresentados em kg/parcela.

5.1 - Análise Paramétrica

A análise de variância é apresentada a seguir:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|---------------------|------|-----------|---------|-----------|
| Usinas | 4 | 25,3661 | 6,3415 | 9,61** |
| Variedades (V) | 2 | 0,1314 | 0,0657 | 0,10 |
| Resíduo (a) | 8 | 5,2808 | 0,6601 | |
| ----- | | | | |
| (Parcelas) | (14) | (30,7783) | | |
| ----- | | | | |
| Sanidade (S) | 1 | 17,1004 | 17,1004 | 44,01*** |
| Interação V x S | 2 | 0,9595 | 0,4796 | 1,23 |
| Resíduo (b) | 12 | 4,6626 | 0,3886 | |
| ----- | | | | |
| (Sub-Parcelas) | (15) | (22,7225) | | |
| ----- | | | | |
| Porção do Colmo(P) | 2 | 58,6319 | 29,3160 | 107,23*** |
| Interação V x P | 4 | 0,1195 | 0,0299 | 0,11* |
| Interação S x P | 2 | 0,6587 | 0,3294 | 1,20 |
| Interação V x S x P | 4 | 0,6204 | 0,1551 | 0,57 |
| Resíduo (c) | 48 | 13,1234 | 0,2734 | |
| ----- | | | | |
| Total | 89 | 126,6547 | | |

A seguir apresenta-se os resultados para os desdobramentos possíveis:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|-------------------------|------|---------|---------|----------|
| San. dentro V_1 | 1 | 8,2478 | 8,2478 | 21,22*** |
| San. dentro V_2 | 1 | 2,5404 | 2,5404 | 6,54* |
| San. dentro V_3 | 1 | 7,2718 | 7,2718 | 18,71*** |
| Resíduo (b) | 12 | 4,6626 | 0,3886 | |
| ----- | | | | |
| Var. dentro S_1 | 2 | 0,8604 | 0,4302 | 0,82 |
| Var. dentro S_2 | 2 | 0,2305 | 0,1153 | 0,22 |
| Resíduo | 17 | | 0,5244 | |
| ----- | | | | |
| Porção dentro V_1 | 2 | 17,8572 | 8,9286 | 32,66*** |
| Porção dentro V_2 | 2 | 19,7764 | 9,8882 | 36,17*** |
| Porção dentro V_3 | 2 | 21,1178 | 10,5589 | 38,62*** |
| Resíduo (c) | 48 | 13,1234 | 0,2734 | |
| ----- | | | | |
| Var. dentro P_1 | 2 | 0,0491 | 0,0246 | 0,06 |
| Var. dentro P_2 | 2 | 0,0766 | 0,0383 | 0,10 |
| Var. dentro P_3 | 2 | 0,1252 | 0,0626 | 0,16 |
| Resíduo | 24 | | 0,4023 | |
| ----- | | | | |
| Porção dentro S_1 | 2 | 24,1622 | 12,0811 | 44,19*** |
| Porção dentro S_2 | 2 | 35,1284 | 17,5642 | 64,24*** |
| Resíduo (c) | 48 | 13,1234 | 0,2734 | |
| ----- | | | | |
| San. dentro P_1 | 1 | 6,3021 | 6,3021 | 20,21*** |
| San. dentro P_2 | 1 | 8,3530 | 8,3530 | 26,79*** |
| San. dentro P_3 | 1 | 3,1041 | 3,1041 | 9,96** |
| Resíduo | 11 | | 0,3118 | |
| ----- | | | | |
| Porção dentro $V_1 S_1$ | 2 | 8,8183 | 4,4092 | 16,13*** |
| Porção dentro $V_1 S_2$ | 2 | 8,3373 | 4,1687 | 15,25*** |
| Porção dentro $V_2 S_1$ | 2 | 7,5567 | 3,7784 | 13,82*** |
| Porção dentro $V_2 S_2$ | 2 | 12,7644 | 6,3822 | 23,34*** |
| Porção dentro $V_3 S_1$ | 2 | 8,1946 | 4,0973 | 14,99*** |
| Porção dentro $V_3 S_3$ | 2 | 13,3592 | 6,6796 | 24,43*** |
| Resíduo (c) | 48 | 13,1234 | 0,2734 | |

5.2 - Análise Não-Paramétrica

5.2.1 - Variedades

Como se trata de mais de duas variedades e as parcelas são instaladas em blocos casualizados, o teste adequado é o χ^2_r de Friedman, aplicado aos totais das parcelas.

A tabela abaixo mostra os dados apropriados ao teste, ordenados dentro de cada usina, considerada como bloco:

| USINAS | VARIEDADES | | |
|--------|------------|-----------|------------|
| | V_1 | V_2 | V_3 |
| U_1 | 26,32 (2) | 30,01 (3) | 23,35 (1) |
| U_2 | 27,83 (2) | 26,92 (1) | 29,58 (3) |
| U_3 | 21,34 (3) | 19,29 (1) | 21,19 (2) |
| U_4 | 21,82 (3) | 20,45 (1) | 20,94 (2) |
| U_5 | 19,84 (1) | 22,28 (3) | 21,13 (2) |
| R_1 | $R_1 = 11$ | $R_2 = 9$ | $R_3 = 10$ |

Calcula-se:

$$\chi^2_r = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3nk(k+1)$$

$$\chi^2_r = \frac{12}{(5)(3)(4)} (11^2 + \dots + 10^2) - 3(5)(4)$$

$$\chi^2_r = 0,40.$$

Consultando-se a tabela 22 de CAMPOS (1979) conclui-se para o nível de significância: não significativo.

5.2.2 - Sanidades

Para os dois graus de sanidade aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se cada combinação variedade e usina como um par.

A tabela seguinte apresenta os dados apropriados à aplicação do teste:

| VARIE- DADES | USINAS | SANIDADES | | | | | | |
|-----------------|--------|----------------|----------------|-------|---------|-------|-------|-----------|
| | | S_1 X_i | S_2 Y_i | D_i | $ D_i $ | O_i | A_i | $O_i A_i$ |
| V_1 | U_1 | 9,91 | 16,41 | 6,50 | 6,50 | 15 | 1 | 15 |
| | U_2 | 12,50 | 15,33 | 2,83 | 2,83 | 10 | 1 | 10 |
| | U_3 | 8,97 | 12,37 | 3,40 | 3,40 | 12 | 1 | 12 |
| | U_4 | 9,61 | 12,21 | 2,60 | 2,60 | 8 | 1 | 8 |
| | U_5 | 9,72 | 10,12 | 0,40 | 0,40 | 1 | 1 | 1 |
| V_2 | U_1 | 14,32 | 15,69 | 1,37 | 1,37 | 3 | 1 | 3 |
| | U_2 | 12,04 | 14,88 | 2,84 | 2,84 | 11 | 1 | 11 |
| | U_3 | 8,62 | 10,67 | 2,05 | 2,05 | 6 | 1 | 6 |
| | U_4 | 9,51 | 10,94 | 1,43 | 1,43 | 4 | 1 | 4 |
| | U_5 | 10,62 | 11,66 | 1,04 | 1,04 | 2 | 1 | 2 |
| V_3 | U_1 | 9,78 | 13,57 | 3,79 | 3,79 | 13 | 1 | 13 |
| | U_2 | 12,44 | 17,14 | 4,70 | 4,70 | 14 | 1 | 14 |
| | U_3 | 9,50 | 11,69 | 2,19 | 2,19 | 7 | 1 | 7 |
| | U_4 | 9,15 | 11,79 | 2,64 | 2,64 | 9 | 1 | 9 |
| | U_5 | 9,84 | 11,29 | 1,45 | 1,45 | 5 | 1 | 5 |

Calcula-se $T = \sum O_i A_i = 120$.

Consultando-se a tabela A.4 de HOLLANDER e WOLFE (1973) obtém-se $P_0(T \geq 113) < 0,001$.

5.2.3 - Porções do Colmo

Para as três porções do colmo aplica-se o Teste χ^2 de Friedman, tomando-se cada combinação usina, variedade e sanidade como um bloco.

Os dados apropriados ao Teste são apresentados na tabela a seguir, ordenados dentro de blocos:

| BLOCOS | | | PORÇÕES DO COLMO | | |
|----------------|----------------|----------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| | | | P ₁ | P ₂ | P ₃ |
| U ₁ | V ₁ | S ₁ | 3,75 (2) | 3,86 (3) | 2,30 (1) |
| U ₁ | V ₁ | S ₂ | 6,10 (3) | 6,01 (2) | 4,30 (1) |
| U ₁ | V ₂ | S ₁ | 5,23 (3) | 4,76 (2) | 4,33 (1) |
| U ₁ | V ₂ | S ₂ | 6,00 (2,5) | 6,00 (2,5) | 3,69 (1) |
| U ₁ | V ₃ | S ₁ | 3,59 (2) | 3,86 (3) | 2,33 (1) |
| U ₁ | V ₃ | S ₂ | 5,89 (3) | 4,82 (2) | 2,86 (1) |
| U ₂ | V ₁ | S ₁ | 5,24 (3) | 5,04 (2) | 2,22 (1) |
| U ₂ | V ₁ | S ₂ | 5,83 (3) | 5,60 (2) | 3,90 (1) |
| U ₂ | V ₂ | S ₁ | 5,25 (3) | 4,34 (2) | 2,45 (1) |
| U ₂ | V ₂ | S ₂ | 6,35 (3) | 5,61 (2) | 2,92 (1) |
| U ₂ | V ₃ | S ₁ | 5,09 (2) | 5,20 (3) | 2,15 (1) |
| U ₂ | V ₃ | S ₂ | 7,33 (3) | 6,21 (2) | 3,60 (1) |
| U ₃ | V ₁ | S ₁ | 4,15 (3) | 2,87 (2) | 1,95 (1) |
| U ₃ | V ₁ | S ₂ | 5,06 (3) | 4,34 (2) | 2,97 (1) |
| U ₃ | V ₂ | S ₁ | 3,23 (3) | 3,22 (2) | 2,17 (1) |
| U ₃ | V ₂ | S ₂ | 3,42 (2) | 4,27 (3) | 2,98 (1) |
| U ₃ | V ₃ | S ₁ | 3,79 (3) | 3,61 (2) | 2,10 (1) |
| U ₃ | V ₃ | S ₂ | 4,27 (2) | 4,54 (3) | 2,88 (1) |
| U ₄ | V ₁ | S ₁ | 3,93 (3) | 3,36 (2) | 2,32 (1) |
| U ₄ | V ₁ | S ₂ | 4,56 (2) | 5,06 (3) | 2,59 (1) |
| U ₄ | V ₂ | S ₁ | 4,01 (3) | 3,27 (2) | 2,23 (1) |
| U ₄ | V ₂ | S ₂ | 4,49 (3) | 3,94 (2) | 2,51 (1) |
| U ₄ | V ₃ | S ₁ | 3,92 (3) | 3,13 (2) | 2,10 (1) |
| U ₄ | V ₃ | S ₂ | 4,49 (3) | 4,24 (2) | 3,06 (1) |
| U ₅ | V ₁ | S ₁ | 3,89 (3) | 2,86 (1) | 2,97 (2) |
| U ₅ | V ₁ | S ₂ | 3,70 (3) | 3,60 (2) | 2,82 (1) |
| U ₅ | V ₂ | S ₁ | 4,22 (3) | 4,05 (2) | 2,35 (1) |
| U ₅ | V ₂ | S ₂ | 4,63 (3) | 4,36 (2) | 2,67 (1) |
| U ₅ | V ₃ | S ₁ | 3,28 (2) | 3,56 (3) | 3,00 (1) |
| U ₅ | V ₃ | S ₂ | 4,20 (2) | 4,22 (3) | 2,87 (1) |
| R ₁ | | | R ₁ = 81,5 | R ₂ = 67,5 | R ₃ = 31 |

Calcula-se:

$$\chi^2_{\text{T}} = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi^2_{\text{T}} = \frac{12}{(30)(3)(4)} [(81,5)^2 + \dots + 31^2] - 3(30)(4)$$

$$\chi^2_T = 45,32 .$$

Em decorrência do empate tem-se

$$\chi^2_{T'} = 45,70 .$$

Consultando-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. conclui-se para o nível de significância: $\alpha < 0,001$.

5.2.4 - "Sanidades dentro de Variedade"

Aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se por vez apenas as parcelas da variedade enfocada.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela apresentada em 5.2.2, onde se ordenam as diferenças D_i para cada variedade.

Os resultados para as estatísticas T e seus níveis de significância são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|-------------------|-------------|----------|
| San. dentro V_1 | T = 15 | 0,031 |
| San. dentro V_2 | T = 15 | 0,031 |
| San. dentro V_3 | T = 15 | 0,031 |

5.2.5 - "Variedades dentro de Sanidade"

Aplica-se o Teste χ^2_T de Friedman, considerando-se por vez apenas a sanidade enfocada.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela seguinte, ordenados dentro de blocos (usinas) para cada sanidade.

| SANIDADES | USINAS | VARIEDADES | | |
|----------------|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | V ₁ | V ₂ | V ₃ |
| S ₁ | U ₁ | 9,91 (2) | 14,32 (3) | 9,78 (1) |
| | U ₂ | 12,50 (3) | 12,04 (1) | 12,44 (2) |
| | U ₃ | 8,97 (2) | 8,62 (1) | 9,50 (3) |
| | U ₄ | 9,61 (3) | 9,51 (2) | 9,15 (1) |
| | U ₅ | 9,72 (1) | 10,62 (3) | 9,84 (2) |
| R ₁ | | R ₁ = 11 | R ₂ = 10 | R ₃ = 9 |
| S ₂ | U ₁ | 16,41 (3) | 15,69 (2) | 13,57 (1) |
| | U ₂ | 15,33 (2) | 14,88 (1) | 17,14 (3) |
| | U ₃ | 12,37 (3) | 10,67 (1) | 11,69 (2) |
| | U ₄ | 12,21 (3) | 10,94 (1) | 11,79 (2) |
| | U ₅ | 10,12 (1) | 11,66 (3) | 11,29 (2) |
| R ₁ | | R ₁ = 12 | R ₂ = 8 | R ₃ = 10 |

Os resultados obtidos para os desdobramentos são os seguintes:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|----------------------------|-------------------|----------|
| Var. dentro S ₁ | $\chi^2_R = 0,40$ | N.S. |
| Var. dentro S ₂ | $\chi^2_R = 1,60$ | N.S. |

5.2.6 - "Porções do Colmo dentro de Variedade"

Aplica-se o Teste χ_r^2 de Friedman, considerando-se por vez apenas a variedade enfocada.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela apresentada em 5.2.3, considerando-se cada variedade separadamente.

Os resultados obtidos para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|----------------------|--------------------|----------|
| P.Colmo dentro V_1 | $\chi_r^2 = 14,60$ | <0,001 |
| P.Colmo dentro V_2 | $\chi_r^2 = 17,90$ | <0,001 |
| P.Colmo dentro V_3 | $\chi_r^2 = 15,00$ | <0,001 |

5.2.7 - "Variedades dentro de Porção do Colmo"

Aplica-se o Teste χ_r^2 de Friedman, considerando-se por vez apenas a porção do colmo enfocada.

Os dados apropriados aos testes são apresentados a seguir, ordenados dentro de blocos.

| PORÇÕES DO COLMO | BLOCOS | VARIEDADES | | |
|---------------------|-------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | V ₁ | V ₂ | V ₃ |
| P ₁ | U ₁ S ₁ | 3,75 (2) | 5,23 (3) | 3,59 (1) |
| | U ₁ S ₂ | 6,10 (3) | 6,00 (2) | 5,89 (1) |
| | U ₂ S ₁ | 5,24 (2) | 5,25 (3) | 5,09 (1) |
| | U ₂ S ₂ | 5,83 (1) | 6,35 (2) | 7,33 (3) |
| | U ₃ S ₁ | 4,15 (3) | 3,23 (1) | 3,79 (2) |
| | U ₃ S ₂ | 5,06 (3) | 3,42 (1) | 4,27 (2) |
| | U ₄ S ₁ | 3,93 (2) | 4,01 (3) | 3,92 (1) |
| | U ₄ S ₂ | 4,56 (3) | 4,49 (1,5) | 4,49 (1,5) |
| | U ₅ S ₁ | 3,89 (2) | 4,22 (3) | 3,28 (1) |
| | U ₅ S ₂ | 3,70 (1) | 4,63 (3) | 4,20 (2) |
| R ₁ | | R ₁ = 22 | R ₂ = 22,5 | R ₃ = 15,5 |
| P ₂ | U ₁ S ₁ | 3,86 (1,5) | 4,76 (3) | 3,86 (1,5) |
| | U ₁ S ₂ | 6,01 (3) | 6,00 (2) | 4,82 (1) |
| | U ₂ S ₁ | 5,04 (2) | 4,34 (1) | 5,20 (3) |
| | U ₂ S ₂ | 5,60 (1) | 5,61 (2) | 6,21 (3) |
| | U ₃ S ₁ | 2,87 (1) | 3,22 (2) | 3,61 (3) |
| | U ₃ S ₂ | 4,34 (2) | 4,27 (1) | 4,54 (3) |
| | U ₄ S ₁ | 3,36 (3) | 3,27 (2) | 3,13 (1) |
| | U ₄ S ₂ | 5,06 (3) | 3,94 (1) | 4,24 (2) |
| | U ₅ S ₁ | 2,86 (1) | 4,05 (3) | 3,56 (2) |
| | U ₅ S ₂ | 3,60 (1) | 4,36 (3) | 4,22 (2) |
| R ₁ | | R ₁ = 18,5 | R ₂ = 20 | R ₃ = 21,5 |
| P ₃ | U ₁ S ₁ | 2,30 (1) | 4,33 (3) | 2,33 (2) |
| | U ₁ S ₂ | 4,30 (3) | 3,69 (2) | 2,86 (1) |
| | U ₂ S ₁ | 2,22 (2) | 2,45 (3) | 2,15 (1) |
| | U ₂ S ₂ | 3,90 (3) | 2,92 (1) | 3,60 (2) |
| | U ₃ S ₁ | 1,95 (1) | 2,17 (3) | 2,10 (2) |
| | U ₃ S ₂ | 2,97 (2) | 2,98 (3) | 2,88 (1) |
| | U ₄ S ₁ | 2,32 (3) | 2,23 (2) | 2,10 (1) |
| | U ₄ S ₂ | 2,59 (2) | 2,51 (1) | 3,06 (3) |
| | U ₅ S ₁ | 2,97 (2) | 2,35 (1) | 3,00 (3) |
| | U ₅ S ₂ | 2,82 (2) | 2,67 (1) | 2,87 (3) |
| R ₁ | | R ₁ = 21 | R ₂ = 20 | R ₃ = 19 |

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|-------------------|--------------------------|----------|
| Var. dentro P_1 | $\chi^2_{\Gamma} = 3,13$ | N.S. |
| Var. dentro P_2 | $\chi^2_{\Gamma} = 0,46$ | N.S. |
| Var. dentro P_3 | $\chi^2_{\Gamma} = 0,20$ | N.S. |

5.2.8 - "Porções do Colmo dentro de Sanidade"

Aplica-se o Teste χ^2_{Γ} de Friedman, considerando-se por vez apenas a sanidade enfocada.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela apresentada em 5.2.3, considerando-se para cada teste a sanidade em questão.

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|----------------------|---------------------------|----------|
| P.Colmo dentro S_1 | $\chi^2_{\Gamma} = 21,73$ | <0,001 |
| P.Colmo dentro S_2 | $\chi^2_{\Gamma} = 24,18$ | <0,001 |

5.2.9 - "Sanidades dentro de Porção do Colmo"

Aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas tomando-se cada combinação de usina e variedade como um par, na porção de colmo considerada.

Os dados apropriados aos testes são apresentados a seguir:

| PORÇÕES DO COLMO | BLOCOS | SANIDADE | | D_1 | $ D_1 $ | O_1 | A_1 | $O_1 A_1$ |
|---------------------|-------------------------------|----------|-------|-------|---------|-------|-------|-----------|
| | | S_1 | S_2 | | | | | |
| P ₁ | U ₁ V ₁ | 3,75 | 6,10 | 2,35 | 2,35 | 15 | 1 | 15 |
| | U ₁ V ₂ | 5,23 | 6,00 | 0,77 | 0,77 | 9 | 1 | 9 |
| | U ₁ V ₃ | 3,59 | 5,89 | 2,30 | 2,30 | 14 | 1 | 14 |
| | U ₂ V ₁ | 5,24 | 5,83 | 0,59 | 0,59 | 7 | 1 | 7 |
| | U ₂ V ₂ | 5,25 | 6,35 | 1,10 | 1,10 | 12 | 1 | 12 |
| | U ₂ V ₃ | 5,09 | 7,33 | 2,24 | 2,24 | 13 | 1 | 13 |
| | U ₃ V ₁ | 4,15 | 5,06 | 0,91 | 0,91 | 10 | 1 | 10 |
| | U ₃ V ₂ | 3,23 | 3,42 | 0,19 | 0,19 | 1,5 | 1 | 1,5 |
| | U ₃ V ₃ | 3,79 | 4,27 | 0,48 | 0,48 | 4,5 | 1 | 4,5 |
| | U ₄ V ₁ | 3,93 | 4,56 | 0,63 | 0,63 | 8 | 1 | 8 |
| | U ₄ V ₂ | 4,01 | 4,49 | 0,48 | 0,48 | 4,5 | 1 | 4,5 |
| | U ₄ V ₃ | 3,92 | 4,49 | 0,57 | 0,57 | 6 | 1 | 6 |
| | U ₅ V ₁ | 3,89 | 3,70 | -0,19 | 0,19 | 1,5 | 0 | 0 |
| | U ₅ V ₂ | 4,22 | 4,63 | 0,41 | 0,41 | 3 | 1 | 3 |
| | U ₅ V ₃ | 3,28 | 4,20 | 0,92 | 0,92 | 11 | 1 | 11 |
| P ₂ | U ₁ V ₁ | 3,86 | 6,01 | 2,15 | 2,15 | 15 | 1 | 15 |
| | U ₁ V ₂ | 4,76 | 6,00 | 1,24 | 1,24 | 11 | 1 | 11 |
| | U ₁ V ₃ | 3,86 | 4,82 | 0,96 | 0,96 | 7 | 1 | 7 |
| | U ₂ V ₁ | 5,04 | 5,60 | 0,56 | 0,56 | 2 | 1 | 2 |
| | U ₂ V ₂ | 4,34 | 5,61 | 1,27 | 1,27 | 12 | 1 | 12 |
| | U ₂ V ₃ | 5,20 | 6,21 | 1,01 | 1,01 | 8 | 1 | 8 |
| | U ₃ V ₁ | 2,87 | 4,34 | 1,47 | 1,47 | 13 | 1 | 13 |
| | U ₃ V ₂ | 3,22 | 4,27 | 1,05 | 1,05 | 9 | 1 | 9 |
| | U ₃ V ₃ | 3,61 | 4,54 | 0,93 | 0,93 | 6 | 1 | 6 |
| | U ₄ V ₁ | 3,36 | 5,06 | 1,70 | 1,70 | 14 | 1 | 14 |
| | U ₄ V ₂ | 3,27 | 3,94 | 0,67 | 0,67 | 4 | 1 | 4 |
| | U ₄ V ₃ | 3,13 | 4,24 | 1,11 | 1,11 | 10 | 1 | 10 |
| | U ₅ V ₁ | 2,86 | 3,60 | 0,74 | 0,74 | 5 | 1 | 5 |
| | U ₅ V ₂ | 4,05 | 4,36 | 0,31 | 0,31 | 1 | 1 | 1 |
| | U ₅ V ₃ | 3,56 | 4,22 | 0,66 | 0,66 | 3 | 1 | 3 |
| P ₃ | U ₁ V ₁ | 2,30 | 4,30 | 2,00 | 2,00 | 15 | 1 | 15 |
| | U ₁ V ₂ | 4,33 | 3,69 | -0,64 | 0,64 | 8 | 0 | 0 |
| | U ₁ V ₃ | 2,33 | 2,86 | 0,53 | 0,53 | 7 | 1 | 7 |
| | U ₂ V ₁ | 2,22 | 3,90 | 1,68 | 1,68 | 14 | 1 | 14 |
| | U ₂ V ₂ | 2,45 | 2,92 | 0,47 | 0,47 | 6 | 1 | 6 |
| | U ₂ V ₃ | 2,15 | 3,60 | 1,45 | 1,45 | 13 | 1 | 13 |
| | U ₃ V ₁ | 1,95 | 2,97 | 1,02 | 1,02 | 12 | 1 | 12 |
| | U ₃ V ₂ | 2,17 | 2,98 | 0,81 | 0,81 | 10 | 1 | 10 |
| | U ₃ V ₃ | 2,10 | 2,88 | 0,78 | 0,78 | 9 | 1 | 9 |
| | U ₄ V ₁ | 2,32 | 2,59 | 0,27 | 0,27 | 3 | 1 | 3 |
| | U ₄ V ₂ | 2,23 | 2,51 | 0,28 | 0,28 | 4 | 1 | 4 |
| | U ₄ V ₃ | 2,10 | 3,06 | 0,96 | 0,96 | 11 | 1 | 11 |
| | U ₅ V ₁ | 2,97 | 2,82 | -0,15 | 0,15 | 2 | 0 | 0 |
| | U ₅ V ₂ | 2,35 | 2,67 | 0,32 | 0,32 | 5 | 1 | 5 |
| | U ₅ V ₃ | 3,00 | 2,87 | -0,13 | 0,13 | 1 | 0 | 0 |

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|-------------------|-------------|----------|
| San. dentro P_1 | $T = 118,5$ | $<0,001$ |
| San. dentro P_2 | $T = 120$ | $<0,001$ |
| San. dentro P_3 | $T = 109$ | $0,002$ |

5.2.10 - "Porções do colmo dentro da combinação variedade e sanidade"

Aplica-se o Teste de Friedman, tomando-se como bloco cada combinação de usina com a variedade e a sanidade consideradas.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela a seguir:

| BLOCOS | PORÇÕES DO COLMO | | |
|--|-----------------------|-----------------------|--------------------|
| | P ₁ | P ₂ | P ₃ |
| U ₁ V ₁ S ₁ | 3,75 (2) | 3,86 (3) | 2,30 (1) |
| U ₂ V ₁ S ₁ | 5,24 (3) | 5,04 (2) | 2,22 (1) |
| U ₃ V ₁ S ₁ | 4,15 (3) | 2,87 (2) | 1,95 (1) |
| U ₄ V ₁ S ₁ | 3,93 (3) | 3,36 (2) | 2,32 (1) |
| U ₅ V ₁ S ₁ | 3,89 (3) | 2,86 (1) | 2,97 (2) |
| R ₁ | R ₁ = 14 | R ₂ = 10 | R ₃ = 6 |
| U ₁ V ₁ S ₂ | 6,10 (3) | 6,01 (2) | 4,30 (1) |
| U ₂ V ₁ S ₂ | 5,83 (3) | 5,60 (2) | 3,90 (1) |
| U ₃ V ₁ S ₂ | 5,06 (3) | 4,34 (2) | 2,97 (1) |
| U ₄ V ₁ S ₂ | 4,56 (2) | 5,06 (3) | 2,59 (1) |
| U ₅ V ₁ S ₂ | 3,70 (3) | 3,60 (2) | 2,82 (1) |
| R ₁ | R ₁ = 14 | R ₂ = 11 | R ₃ = 5 |
| U ₁ V ₂ S ₁ | 5,23 (3) | 4,76 (2) | 4,33 (1) |
| U ₂ V ₂ S ₁ | 5,25 (3) | 4,34 (2) | 2,45 (1) |
| U ₃ V ₂ S ₁ | 3,23 (3) | 3,22 (2) | 2,17 (1) |
| U ₄ V ₂ S ₁ | 4,01 (3) | 3,27 (2) | 2,23 (1) |
| U ₅ V ₂ S ₁ | 4,22 (3) | 4,05 (2) | 2,35 (1) |
| R ₁ | R ₁ = 15 | R ₂ = 10 | R ₃ = 5 |
| U ₁ V ₂ S ₂ | 6,00 (2,5) | 6,00 (2,5) | 3,69 (1) |
| U ₂ V ₂ S ₂ | 6,35 (3) | 5,61 (2) | 2,92 (1) |
| U ₃ V ₂ S ₂ | 3,42 (2) | 4,27 (3) | 2,98 (1) |
| U ₄ V ₂ S ₂ | 4,49 (3) | 3,94 (2) | 2,51 (1) |
| U ₅ V ₂ S ₂ | 4,63 (3) | 4,36 (2) | 2,67 (1) |
| R ₁ | R ₁ = 13,5 | R ₂ = 11,5 | R ₃ = 5 |
| U ₁ V ₃ S ₁ | 3,59 (2) | 3,86 (3) | 2,33 (1) |
| U ₂ V ₃ S ₁ | 5,09 (2) | 5,20 (3) | 2,15 (1) |
| U ₃ V ₃ S ₁ | 3,79 (3) | 3,61 (2) | 2,10 (1) |
| U ₄ V ₃ S ₁ | 3,92 (3) | 3,13 (2) | 2,10 (1) |
| U ₅ V ₃ S ₁ | 3,28 (2) | 3,56 (3) | 3,00 (1) |
| R ₁ | R ₁ = 12 | R ₂ = 13 | R ₃ = 5 |

(continua)

| BLOCOS | PORÇÕES DO COLMO | | |
|--|---------------------|---------------------|--------------------|
| | P ₁ | P ₂ | P ₃ |
| U ₁ V ₃ S ₂ | 5,89 (3) | 4,82 (2) | 2,86 (1) |
| U ₂ V ₃ S ₂ | 7,33 (3) | 6,21 (2) | 3,60 (1) |
| U ₃ V ₃ S ₂ | 4,27 (2) | 4,54 (3) | 2,88 (1) |
| U ₄ V ₃ S ₂ | 4,49 (3) | 4,24 (2) | 3,06 (1) |
| U ₅ V ₃ S ₂ | 4,20 (2) | 4,22 (3) | 2,87 (1) |
| R ₁ | R ₁ = 13 | R ₂ = 12 | R ₃ = 5 |

Os resultados obtidos para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|--|---------------------------|----------|
| P.Colmo dentro V ₁ S ₁ | $\chi^2_{\Gamma} = 6,40$ | 0,039 |
| P.Colmo dentro V ₁ S ₂ | $\chi^2_{\Gamma} = 8,40$ | 0,008 |
| P.Colmo dentro V ₂ S ₁ | $\chi^2_{\Gamma} = 10,00$ | 0,001 |
| P.Colmo dentro V ₂ S ₂ | $\chi^2_{\Gamma} = 8,32$ | <0,024 |
| P.Colmo dentro V ₃ S ₁ | $\chi^2_{\Gamma} = 7,60$ | 0,024 |
| P.Colmo dentro V ₃ S ₂ | $\chi^2_{\Gamma} = 7,60$ | 0,024 |

CASO 6: Ensaio em Parcelas Subdivididas com as Parcelas em Blocos Casualizados, Instalado em 2 Locais, Envolvendo 5 Tratamentos Principais e 4 Tratamentos Secundários.

Considerem-se os dados do Quadro 6 referentes a um ensaio com cana-de-açúcar, provenientes de um experimento instalado em dois locais, em blocos casualizados, com 4 repetições, onde foram aplicados 4 amadurecedores e uma testemunha, e tomadas as porcentagens de pol em 4 épocas de aplicação dos amadurecedores.

6.1 - Análise Paramétrica

A análise de variância, individual para os dois locais, é apresentada a seguir:

| Causa de Variação | G.L. | LOCAL 1 | | | LOCAL 2 | | |
|--------------------|------|---------|-------|----------|---------|-------|----------|
| | | S.Q. | Q.M. | F | S.Q. | Q.M. | F |
| Blocos | 3 | 5,66 | 1,89 | 2,28 | 2,35 | 0,78 | 1,32 |
| Amadurecedores (A) | 4 | 12,21 | 3,05 | 3,67* | 6,26 | 1,56 | 2,64 |
| Resíduo (a) | 12 | 9,91 | 0,83 | | 7,09 | 0,59 | |
| (Parcelas) | (19) | (27,78) | | | | | |
| Épocas (E) | 3 | 54,68 | 18,23 | 33,76*** | 85,06 | 28,35 | 65,93*** |
| Interação A x E | 12 | 17,34 | 1,45 | 2,69 | 3,95 | 0,33 | 0,77 |
| Resíduo (b) | 45 | 24,49 | 0,54 | | 19,25 | 0,43 | |
| Total | 79 | 124,29 | | | 123,96 | | |

A análise conjunta é apresentada a seguir, considerando-se aleatórios apenas os erros (a) e (b).

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|---------------------|------|---------|-------|----------|
| Blocos/Locais | 6 | 8,01 | 1,34 | 1,89 |
| Locais (L) | 1 | 3,34 | 3,34 | 4,70* |
| Amadurecedores (A) | 4 | 12,17 | 3,04 | 4,28** |
| Interação L x A | 4 | 6,30 | 1,58 | 2,23 |
| Resíduo (a)' | 24 | 17,00 | 0,71 | |
| ----- | | | | |
| (Parcelas) | (39) | (46,82) | | |
| ----- | | | | |
| Épocas (E) | 3 | 134,31 | 44,77 | 91,37*** |
| Interação L x E | 3 | 5,43 | 1,81 | 3,69* |
| Interação A x E | 12 | 12,31 | 1,03 | 2,10 |
| Interação L x A x E | 12 | 8,97 | 0,75 | 1,53 |
| Resíduo (b)' | 90 | 43,74 | 0,49 | |
| ----- | | | | |
| Total | 159 | 251,58 | | |

A seguir apresenta-se os resultados dos desdobramentos possíveis para cada local.

| Causa de Variação | LOCAL 1 | | | | LOCAL 2 | | | |
|----------------------|---------|-------|------|----------|---------|-------|------|----------|
| | G.L. | S.Q. | Q.M. | F | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
| EP d. A ₁ | 3 | 22,31 | 7,44 | 13,78*** | 3 | 18,34 | 6,11 | 14,21*** |
| EP d. A ₂ | 3 | 22,83 | 7,61 | 14,09*** | 3 | 29,49 | 9,83 | 22,86*** |
| EP d. A ₃ | 3 | 2,19 | 0,73 | 1,35 | 3 | 11,75 | 3,92 | 9,12*** |
| EP d. A ₄ | 3 | 10,35 | 3,45 | 6,39** | 3 | 14,42 | 4,81 | 11,19*** |
| EP d. A ₅ | 3 | 14,32 | 4,77 | 8,83*** | 3 | 15,56 | 5,19 | 12,07*** |
| Resíduo (b) | 45 | 24,49 | 0,54 | | 45 | 19,25 | 0,43 | |
| ----- | | | | | | | | |
| AM d. E ₁ | 4 | 0,69 | 0,17 | 0,28 | 4 | 0,11 | 0,03 | 0,06* |
| AM d. E ₂ | 4 | 1,89 | 0,47 | 0,77 | 4 | 2,72 | 0,68 | 1,45 |
| AM d. E ₃ | 4 | 16,17 | 4,04 | 6,62*** | 4 | 1,86 | 0,47 | 1,00 |
| AM d. E ₄ | 4 | 10,78 | 2,62 | 4,30** | 4 | 5,40 | 1,35 | 2,87* |
| Resíduo | 52 | | 0,61 | | 54 | | 0,47 | |

Os resultados para os desdobramentos possíveis para a análise conjunta são:

| Causa de Variação | G.L. | S.Q. | Q.M. | F |
|--|------|-------|-------|----------|
| AM. dentro L ₁ | 4 | 12,21 | 3,05 | 3,67* |
| AM. dentro L ₂ | 4 | 6,26 | 1,56 | 2,64 |
| Resíduo (a) L ₁ | 12 | 9,91 | 0,83 | |
| Resíduo (a) L ₂ | 12 | 7,09 | 0,59 | |
| ----- | | | | |
| Locais dentro A ₁ | 1 | 1,26 | 1,26 | 1,77 |
| Locais dentro A ₂ | 1 | 4,20 | 4,20 | 5,92* |
| Locais dentro A ₃ | 1 | 2,87 | 2,87 | 4,04 |
| Locais dentro A ₄ | 1 | 0,15 | 0,15 | 0,21 |
| Locais dentro A ₅ | 1 | 1,17 | 1,17 | 1,65 |
| Resíduo (a)' | 24 | 17,00 | 0,71 | |
| ----- | | | | |
| EP. dentro L ₁ | 3 | 54,68 | 18,23 | 33,76*** |
| EP. dentro L ₂ | 3 | 85,06 | 28,35 | 65,93*** |
| Resíduo (b) L ₁ | 45 | 24,49 | 0,54 | |
| Resíduo (b) L ₂ | 45 | 19,25 | 0,43 | |
| ----- | | | | |
| Locais dentro E ₁ | 1 | 0,96 | 0,96 | 0,81 |
| Locais dentro E ₂ | 1 | 3,91 | 3,91 | 3,28 |
| Locais dentro E ₃ | 1 | 0,82 | 0,82 | 0,69 |
| Locais dentro E ₄ | 1 | 3,07 | 3,07 | 2,58 |
| Resíduo | 106 | | 1,19 | |
| ----- | | | | |
| EP. dentro A ₁ | 3 | 38,90 | 12,97 | 26,47*** |
| EP. dentro A ₂ | 3 | 48,92 | 16,11 | 32,88*** |
| EP. dentro A ₃ | 3 | 9,49 | 3,16 | 6,45*** |
| EP. dentro A ₄ | 3 | 23,33 | 7,78 | 15,88*** |
| EP. dentro A ₅ | 3 | 26,58 | 8,86 | 18,08*** |
| Resíduo (b)' | 90 | 43,74 | 0,49 | |
| ----- | | | | |
| AM. dentro E ₁ | 4 | 0,23 | 0,06 | 0,05* |
| AM. dentro E ₂ | 4 | 0,68 | 0,17 | 0,14 |
| AM. dentro E ₃ | 4 | 10,64 | 2,66 | 2,24 |
| AM. dentro E ₄ | 4 | 12,94 | 3,24 | 2,72* |
| Resíduo | 106 | | 1,19 | |
| ----- | | | | |
| EP. dentro A ₁ L ₁ | 3 | 22,32 | 7,44 | 15,18*** |
| EP. dentro A ₁ L ₂ | 3 | 18,34 | 6,11 | 12,48*** |
| EP. dentro A ₂ L ₁ | 3 | 22,83 | 7,61 | 15,53*** |
| EP. dentro A ₂ L ₂ | 3 | 29,49 | 9,83 | 20,06*** |
| EP. dentro A ₃ L ₁ | 3 | 2,19 | 0,73 | 1,49 |
| EP. dentro A ₃ L ₂ | 3 | 11,75 | 3,92 | 7,99*** |
| EP. dentro A ₄ L ₁ | 3 | 10,35 | 3,45 | 7,04*** |
| EP. dentro A ₄ L ₂ | 3 | 14,42 | 4,81 | 9,81*** |
| EP. dentro A ₅ L ₁ | 3 | 14,32 | 4,77 | 9,73*** |
| EP. dentro A ₅ L ₂ | 3 | 15,56 | 5,19 | 10,58*** |
| Resíduo (b)' | 90 | 43,74 | 0,49 | |

6.2 - Análise Não-Paramétrica

6.2.1 - Análise Não-Paramétrica Individual

6.2.1.1 - Amadurecedores

O teste adequado é o χ^2_{F} de Friedman, considerando-se, para cada local, os totais de cada amadurecedor em cada bloco.

Os dados apropriados aos testes são apresentados na tabela seguinte, ordenados dentro de blocos:

| LOCAIS | BLOCOS | AMADURECEDORES | | | | |
|----------------|----------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | | A ₁ | A ₂ | A ₃ | A ₄ | A ₅ |
| L ₁ | B ₁ | 50,92 (5) | 46,59 (4) | 41,92 (1) | 45,61 (3) | 42,83 (2) |
| | B ₂ | 48,54 (4) | 48,73 (5) | 42,99 (1) | 46,27 (3) | 45,68 (2) |
| | B ₃ | 46,73 (5) | 44,12 (1) | 45,91 (4) | 45,00 (3) | 44,67 (2) |
| | B ₄ | 48,75 (4) | 47,55 (3) | 45,89 (1) | 50,45 (5) | 47,46 (2) |
| R _i | | R ₁ = 18 | R ₂ = 13 | R ₃ = 7 | R ₄ = 14 | R ₅ = 8 |
| L ₂ | B ₁ | 47,82 (3) | 49,91 (5) | 47,70 (2) | 48,50 (4) | 43,24 (1) |
| | B ₂ | 48,53 (5) | 48,49 (4) | 45,96 (2) | 45,57 (1) | 47,41 (3) |
| | B ₃ | 45,41 (1) | 51,55 (5) | 45,95 (2) | 48,77 (4) | 47,31 (3) |
| | B ₄ | 46,84 (3) | 48,63 (4) | 46,69 (2) | 46,65 (1) | 48,79 (5) |
| R _i | | R ₁ = 12 | R ₂ = 18 | R ₃ = 8 | R ₄ = 10 | R ₅ = 12 |

Para o local 1, calcula-se:

$$\chi^2_{\text{F}} = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi^2_{\text{F}} = \frac{12}{(4)(5)(6)} (18^2 + \dots + 8^2) - (3)(4)(6)$$

$$\chi_r^2 = 8,20 .$$

Consultando a tabela 22 de CAMPOS (1979) conclui-se para o nível de significância: $0,060 < \alpha < 0,095$.

Procedendo-se de maneira análoga para o local 2, obtém-se

$$\chi_r^2 = 5,60 , \text{ não significativo.}$$

6.2.1.2 - Épocas de Aplicação

Aplica-se o teste χ_r^2 de Friedman, para os dois locais independentemente, considerando-se os totais de épocas de aplicação para as parcelas.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela a seguir:

| LOCAIS | BLOCOS | ÉPOCAS DE APLICAÇÃO | | | |
|----------------|-------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | E ₁ | E ₂ | E ₃ | E ₄ |
| L ₁ | A ₁ B ₁ | 11,38 (1) | 11,59 (2) | 13,59 (3) | 14,36 (4) |
| | A ₁ B ₂ | 10,88 (2) | 10,60 (1) | 13,09 (3) | 13,98 (4) |
| | A ₁ B ₃ | 10,87 (1) | 11,15 (2) | 12,42 (4) | 12,29 (3) |
| | A ₁ B ₄ | 10,72 (1) | 11,16 (2) | 12,49 (3) | 14,38 (4) |
| | A ₂ B ₁ | 10,01 (1) | 10,85 (2) | 12,30 (3) | 13,43 (4) |
| | A ₂ B ₂ | 11,39 (1) | 11,60 (2) | 12,76 (3) | 12,98 (4) |
| | A ₂ B ₃ | 10,21 (2) | 8,74 (1) | 11,86 (3) | 13,31 (4) |
| | A ₂ B ₄ | 11,15 (2) | 10,36 (1) | 12,66 (3) | 13,38 (4) |
| | A ₃ B ₁ | 10,83 (3) | 10,25 (2) | 9,56 (1) | 11,28 (4) |
| | A ₃ B ₂ | 11,00 (3) | 9,75 (1) | 10,56 (2) | 11,68 (4) |
| | A ₃ B ₃ | 10,72 (2) | 10,65 (1) | 11,95 (3) | 12,59 (4) |
| | A ₃ B ₄ | 12,08 (4) | 11,44 (2) | 11,72 (3) | 10,65 (1) |
| | A ₄ B ₁ | 11,06 (3) | 9,66 (1) | 10,87 (2) | 14,02 (4) |
| | A ₄ B ₂ | 10,28 (1) | 11,95 (3) | 11,70 (2) | 12,34 (4) |
| | A ₄ B ₃ | 10,13 (1) | 10,55 (2) | 12,17 (4) | 12,15 (3) |
| | A ₄ B ₄ | 12,78 (3) | 11,70 (1) | 12,58 (2) | 13,39 (4) |
| | A ₅ B ₁ | 9,96 (2) | 10,90 (3) | 9,32 (1) | 12,65 (4) |
| | A ₅ B ₂ | 10,88 (1) | 11,11 (2) | 11,39 (3) | 12,30 (4) |
| | A ₅ B ₃ | 11,57 (3) | 10,70 (2) | 9,14 (1) | 13,26 (4) |
| | A ₅ B ₄ | 10,45 (1) | 11,74 (2) | 11,97 (3) | 13,30 (4) |
| R _i | | R ₁ = 38 | R ₂ = 35 | R ₃ = 52 | R ₄ = 75 |
| L ₂ | A ₁ B ₁ | 10,83 (1) | 11,10 (2) | 11,35 (3) | 14,54 (4) |
| | A ₁ B ₂ | 11,25 (2) | 11,57 (3) | 11,13 (1) | 14,58 (4) |
| | A ₁ B ₃ | 10,53 (1) | 10,86 (2) | 12,51 (4) | 11,51 (3) |
| | A ₁ B ₄ | 10,17 (1) | 11,28 (2) | 11,89 (3) | 13,50 (4) |
| | A ₂ B ₁ | 10,73 (1) | 11,84 (2) | 13,20 (3) | 14,14 (4) |
| | A ₂ B ₂ | 10,20 (1) | 12,61 (3) | 11,37 (2) | 14,31 (4) |
| | A ₂ B ₃ | 11,42 (1) | 11,99 (2) | 13,34 (3) | 14,80 (4) |
| | A ₂ B ₄ | 10,07 (1) | 11,79 (2) | 12,42 (3) | 14,35 (4) |
| | A ₃ B ₁ | 10,46 (1) | 11,78 (2) | 11,98 (3) | 13,48 (4) |
| | A ₃ B ₂ | 10,53 (1) | 10,75 (2) | 11,37 (3) | 13,31 (4) |
| | A ₃ B ₃ | 10,98 (1) | 11,09 (2) | 12,49 (4) | 11,39 (3) |
| | A ₃ B ₄ | 10,05 (1) | 11,73 (3) | 11,62 (2) | 13,29 (4) |
| | A ₄ B ₁ | 10,32 (1) | 11,90 (2) | 12,38 (3) | 13,90 (4) |
| | A ₄ B ₂ | 9,93 (1) | 12,12 (4) | 11,68 (2) | 11,84 (3) |
| | A ₄ B ₃ | 11,57 (2) | 11,47 (1) | 11,77 (3) | 13,96 (4) |
| | A ₄ B ₄ | 10,38 (1) | 11,07 (2) | 12,05 (3) | 13,15 (4) |
| | A ₅ B ₁ | 9,66 (1) | 10,09 (2) | 11,18 (3) | 12,31 (4) |
| | A ₅ B ₂ | 11,27 (1) | 11,42 (2) | 12,15 (3) | 12,57 (4) |
| | A ₅ B ₃ | 10,77 (2) | 10,75 (1) | 11,93 (3) | 13,86 (4) |
| | A ₅ B ₄ | 11,03 (1) | 11,75 (2) | 11,99 (3) | 14,02 (4) |
| R _i | | R ₁ = 23 | R ₂ = 43 | R ₃ = 57 | R ₄ = 77 |

Para os locais 1 e 2 calcula-se

$$\chi_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

obtendo-se:

$$\text{Local 1: } \chi_r^2 = 29,94$$

$$\text{Local 2: } \chi_r^2 = 46,68 .$$

Consultando-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. obtém-se $\alpha < 0,001$ para ambos os locais.

6.2.1.3 - "Épocas dentro de amadurecedor"

Aplica-se o Teste χ_r^2 de Friedman, para cada local in dependentemente, aos totais de épocas, considerando por vez o amadurecedor enfocado.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela anterior, considerando-se cada amadurecedor separadamente.

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | LOCAL 1 | | LOCAL 2 | |
|---------------------------|--------------------|--------------------------|--------------------|--------------------------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| EP. dentro A ₁ | $\chi_r^2 = 10,20$ | $0,001 < \alpha < 0,007$ | $\chi_r^2 = 7,80$ | 0,036 |
| EP. dentro A ₂ | $\chi_r^2 = 10,80$ | $0,001 < \alpha < 0,007$ | $\chi_r^2 = 11,10$ | 0,001 |
| EP. dentro A ₃ | $\chi_r^2 = 4,50$ | N.S. | $\chi_r^2 = 9,90$ | $0,001 < \alpha < 0,007$ |
| EP. dentro A ₄ | $\chi_r^2 = 5,70$ | N.S. | $\chi_r^2 = 7,80$ | 0,036 |
| EP. dentro A ₅ | $\chi_r^2 = 7,50$ | 0,052 | $\chi_r^2 = 11,10$ | 0,001 |

6.2.1.4 - "Amadurecedores dentro de época"

Aplica-se o Teste χ^2_r de Friedman, para cada local independentemente, aos totais de amadurecedores, considerando-se por vez a época enfocada.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela a seguir:

| LOCAIS | ÉPOCAS | BLOCOS | AMADURECEDORES | | | | |
|----------------|----------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------|
| | | | A ₁ | A ₂ | A ₃ | A ₄ | A ₅ |
| E ₁ | B ₁ | 11,38 (5) | 10,01 (2) | 10,83 (3) | 11,06 (4) | 9,96 (1) | |
| | B ₂ | 10,88 (2,5) | 11,39 (5) | 11,00 (4) | 10,28 (1) | 10,88 (2,5) | |
| | B ₃ | 10,87 (4) | 10,21 (2) | 10,72 (3) | 10,13 (1) | 11,57 (5) | |
| | B ₄ | 10,72 (2) | 11,15 (3) | 12,08 (4) | 12,78 (5) | 10,45 (1) | |
| | R _i | R ₁ = 13,5 | R ₂ = 12 | R ₃ = 14 | R ₄ = 11 | R ₅ = 9,5 | |
| E ₂ | B ₁ | 11,59 (5) | 10,85 (3) | 10,25 (2) | 9,66 (1) | 10,90 (4) | |
| | B ₂ | 10,60 (2) | 11,60 (4) | 9,75 (1) | 11,95 (5) | 11,11 (3) | |
| | B ₃ | 11,15 (5) | 8,74 (1) | 10,65 (3) | 10,55 (2) | 10,70 (4) | |
| | B ₄ | 11,16 (2) | 10,36 (1) | 11,44 (3) | 11,70 (4) | 11,74 (5) | |
| | R _i | R ₁ = 14 | R ₂ = 9 | R ₃ = 9 | R ₄ = 12 | R ₅ = 16 | |
| E ₃ | B ₁ | 13,59 (5) | 12,30 (4) | 9,56 (2) | 10,87 (3) | 9,32 (1) | |
| | B ₂ | 13,08 (5) | 12,76 (4) | 10,56 (1) | 11,70 (3) | 11,39 (2) | |
| | B ₃ | 12,42 (5) | 11,86 (2) | 11,95 (3) | 12,17 (4) | 9,14 (1) | |
| | B ₄ | 12,49 (3) | 12,66 (5) | 11,72 (1) | 12,58 (4) | 11,97 (2) | |
| | R _i | R ₁ = 18 | R ₂ = 15 | R ₃ = 7 | R ₄ = 14 | R ₅ = 6 | |
| E ₄ | B ₁ | 14,36 (5) | 13,43 (3) | 11,28 (1) | 14,02 (4) | 12,65 (2) | |
| | B ₂ | 13,98 (5) | 12,98 (4) | 11,68 (1) | 12,34 (3) | 12,30 (2) | |
| | B ₃ | 12,29 (2) | 13,31 (5) | 12,59 (3) | 12,15 (1) | 13,26 (4) | |
| | B ₄ | 14,38 (5) | 13,38 (3) | 10,65 (1) | 13,39 (4) | 13,30 (2) | |
| | R _i | R ₁ = 17 | R ₂ = 15 | R ₃ = 6 | R ₄ = 12 | R ₅ = 10 | |

(continua)

| LOCAIS | ÉPO CAS | BLO COS | AMADURECEDORES | | | | |
|----------------|----------------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | | A ₁ | A ₂ | A ₃ | A ₄ | A ₅ |
| L ₂ | E ₁ | B ₁ | 10,83 (5) | 10,73 (4) | 10,46 (3) | 10,32 (2) | 9,96 (1) |
| | | B ₂ | 11,25 (4) | 10,20 (2) | 10,53 (3) | 9,93 (1) | 11,27 (5) |
| | | B ₃ | 10,53 (1) | 11,42 (5) | 10,98 (4) | 11,57 (2) | 10,77 (3) |
| | | B ₄ | 10,17 (3) | 10,07 (2) | 10,05 (1) | 10,38 (4) | 11,03 (5) |
| | R ₁ | | R ₁ = 13 | R ₂ = 13 | R ₃ = 11 | R ₄ = 9 | R ₅ = 14 |
| | E ₂ | B ₁ | 11,10 (2) | 11,84 (4) | 11,78 (3) | 11,90 (5) | 10,09 (1) |
| | | B ₂ | 11,57 (3) | 12,61 (5) | 10,75 (1) | 12,12 (4) | 11,42 (2) |
| | | B ₃ | 10,86 (2) | 11,99 (5) | 11,09 (3) | 11,47 (4) | 10,75 (1) |
| | | B ₄ | 11,28 (2) | 11,79 (5) | 11,73 (3) | 11,07 (1) | 11,75 (4) |
| | R ₁ | | R ₁ = 9 | R ₂ = 19 | R ₃ = 10 | R ₄ = 14 | R ₅ = 8 |
| E ₃ | B ₁ | 11,35 (2) | 13,20 (5) | 11,98 (3) | 12,38 (4) | 11,18 (1) | |
| | B ₂ | 11,13 (1) | 11,37(2,5) | 11,37(2,5) | 11,68 (4) | 12,15 (5) | |
| | B ₃ | 12,51 (4) | 13,34 (5) | 12,49 (3) | 11,77 (1) | 11,93 (2) | |
| | B ₄ | 11,89 (2) | 12,42 (5) | 11,62 (1) | 12,05 (4) | 11,99 (3) | |
| R ₁ | | R ₁ = 9 | R ₂ = 17,5 | R ₃ = 9,5 | R ₄ = 13 | R ₅ = 11 | |
| E ₄ | B ₁ | 14,54 (5) | 14,14 (4) | 13,48 (2) | 13,90 (3) | 12,31 (1) | |
| | B ₂ | 14,58 (5) | 14,31 (4) | 13,31 (3) | 11,84 (1) | 12,57 (2) | |
| | B ₃ | 11,51 (2) | 14,80 (5) | 11,39 (1) | 13,96 (4) | 13,86 (3) | |
| | B ₄ | 13,50 (3) | 14,35 (5) | 13,29 (2) | 13,15 (1) | 14,02 (4) | |
| R ₁ | | R ₁ = 15 | R ₂ = 18 | R ₃ = 8 | R ₄ = 9 | R ₅ = 10 | |

Os resultados obtidos para os desdobramentos, para os dois locais, são:

| DESDOBRAMENTOS | LOCAL 1 | | LOCAL 2 | |
|------------------|---------------------------|----------|--------------------------|----------|
| | ESTATÍSTICA | α | ESTATÍSTICA | α |
| AM. dentro E_1 | $\chi^2_{\Gamma} = 1,37$ | N.S. | $\chi^2_{\Gamma} = 1,60$ | N.S. |
| AM. dentro E_2 | $\chi^2_{\Gamma} = 3,80$ | N.S. | $\chi^2_{\Gamma} = 8,20$ | N.S. |
| AM. dentro E_3 | $\chi^2_{\Gamma} = 11,00$ | 0,010 | $\chi^2_{\Gamma} = 4,81$ | N.S. |
| AM. dentro E_4 | $\chi^2_{\Gamma} = 7,40$ | N.S. | $\chi^2_{\Gamma} = 7,40$ | N.S. |

6.2.2 - Análise Não-Paramétrica Conjunta

6.2.2.1 - Locais

Aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas considerando-se cada combinação amadurecedor e época como um par.

Os dados apropriados ao teste constam da tabela a seguir:

| BLOCOS | LOCAL 1 X_i | LOCAL 2 Y_i | D_i | $ D_i $ | O_i | A_i | $O_i A_i$ |
|-----------|------------------|------------------|-------|---------|-------|-------|-----------|
| $A_1 E_1$ | 43,85 | 42,78 | -1,07 | 1,07 | 9 | 0 | 0 |
| $A_1 E_2$ | 44,50 | 44,81 | 0,31 | 0,31 | 2 | 1 | 2 |
| $A_1 E_3$ | 51,58 | 46,88 | -4,70 | 4,70 | 17 | 0 | 0 |
| $A_1 E_4$ | 55,01 | 54,13 | -0,88 | 0,88 | 7 | 0 | 0 |
| $A_2 E_1$ | 42,76 | 42,42 | -0,34 | 0,34 | 3 | 0 | 0 |
| $A_2 E_2$ | 41,55 | 48,23 | 6,68 | 6,68 | 20 | 1 | 20 |
| $A_2 E_3$ | 49,58 | 50,33 | 0,75 | 0,75 | 6 | 1 | 6 |
| $A_2 E_4$ | 53,10 | 57,60 | 4,10 | 4,10 | 16 | 1 | 16 |
| $A_3 E_1$ | 44,63 | 42,02 | -2,61 | 2,61 | 12 | 0 | 0 |
| $A_3 E_2$ | 42,09 | 45,35 | 3,26 | 3,26 | 14 | 1 | 14 |
| $A_3 E_3$ | 43,79 | 47,46 | 3,67 | 3,67 | 15 | 1 | 15 |
| $A_3 E_4$ | 46,20 | 51,47 | 5,27 | 5,27 | 18 | 1 | 18 |
| $A_4 E_1$ | 44,25 | 42,20 | -2,05 | 2,05 | 11 | 0 | 0 |
| $A_4 E_2$ | 43,86 | 46,56 | 2,70 | 2,70 | 13 | 1 | 13 |
| $A_4 E_3$ | 47,32 | 47,88 | 0,56 | 0,56 | 5 | 1 | 5 |
| $A_4 E_4$ | 51,90 | 52,85 | 0,95 | 0,95 | 8 | 1 | 8 |
| $A_5 E_1$ | 42,86 | 42,73 | -0,13 | 0,13 | 1 | 0 | 0 |
| $A_5 E_2$ | 44,45 | 44,01 | -0,44 | 0,44 | 4 | 0 | 0 |
| $A_5 E_3$ | 41,82 | 47,25 | 5,43 | 5,43 | 19 | 1 | 19 |
| $A_5 E_4$ | 51,51 | 52,76 | 1,25 | 1,25 | 10 | 1 | 10 |

Calcula-se $T = \sum O_i A_i = 146$.

Consultando-se a tabela 7 de CAMPOS (1979) concluiu-se para o nível de significância: $\alpha = 0,068$.

6.2.2.2 - Amadurecedores

Aplica-se o Teste χ_r^2 de Friedman aos totais de cada amadurecedor, considerando-se como blocos as combinações blocos e locais.

Os dados apropriados ao teste constam da tabela seguinte:

| BLOCOS | AMADURECEDORES | | | | |
|-------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | A ₁ | A ₂ | A ₃ | A ₄ | A ₅ |
| L ₁ B ₁ | 50,92 (5) | 46,59 (4) | 41,92 (1) | 45,61 (3) | 42,83 (2) |
| L ₁ B ₂ | 48,54 (4) | 48,73 (5) | 42,99 (1) | 46,27 (3) | 45,68 (2) |
| L ₁ B ₃ | 46,73 (5) | 44,12 (1) | 45,91 (4) | 45,00 (3) | 44,67 (2) |
| L ₁ B ₄ | 48,75 (4) | 47,55 (3) | 45,89 (1) | 50,45 (5) | 47,46 (2) |
| L ₂ B ₁ | 47,82 (3) | 49,91 (5) | 47,70 (2) | 48,50 (4) | 43,24 (1) |
| L ₂ B ₂ | 48,53 (5) | 48,49 (4) | 45,96 (2) | 45,57 (1) | 47,41 (3) |
| L ₂ B ₃ | 45,41 (1) | 51,55 (5) | 45,95 (2) | 48,77 (4) | 47,31 (3) |
| L ₂ B ₄ | 46,84 (3) | 48,63 (4) | 46,69 (2) | 46,65 (1) | 48,79 (5) |
| R ₁ | R ₁ = 30 | R ₂ = 31 | R ₃ = 15 | R ₄ = 24 | R ₅ = 20 |

Calcula-se:

$$\chi_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi_r^2 = \frac{12}{(8)(5)(6)} (30^2 + \dots + 20^2) - (3)(8)(6)$$

$$\chi_r^2 = 9,10 .$$

Consultando-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. conclui-se para o nível de significância: não significativo.

6.2.2.3 - Épocas de Aplicação

Aplica-se o Teste χ^2_r de Friedman aos totais de cada época de aplicação, considerando-se como blocos as combinações de amadurecedores, blocos e locais.

Os dados apropriados ao teste constam da tabela utilizada em 6.2.1.2, porém não se considerando os locais independentemente.

Calcula-se:

$$\chi^2_r = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi^2_r = \frac{12}{(40)(4)(5)} (61^2 + 78^2 + 109^2 + 152^2) - (3)(40)(5)$$

$$\chi^2_r = 71,85$$

Consultando-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. conclui-se para o nível de significância: $\alpha < 0,001$.

6.2.2.4 - "Amadurecedores dentro de local"

Os resultados para estes desdobramentos coincidem com os obtidos em 6.2.1.1 quando se verificou o efeito dos amadurecedores na análise individual, isto é, considerando-se por vez cada local.

6.2.2.5 - "Locais dentro de amadurecedor"

Aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas, considerando-se como par cada combinação épocas de aplicação e o amadurecedor enfocado.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela utilizada em 6.2.2.1, porém ordenando-se $\{D_i\}$ somente para o amadurecedor em questão.

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|---------------------|-------------|----------|
| Locais dentro A_1 | $T = 1$ | N.S. |
| Locais dentro A_2 | $T = 9$ | N.S. |
| Locais dentro A_3 | $T = 9$ | N.S. |
| Locais dentro A_4 | $T = 7$ | N.S. |
| Locais dentro A_5 | $T = 7$ | N.S. |

6.2.2.6 - "Épocas dentro de local"

Estes desdobramentos já foram abordados quando se estudou, na análise individual, o efeito das épocas de aplicação para cada local.

6.2.2.7 - "Locais dentro de época"

Aplica-se o Teste das Ordens Assinaladas considerando-se como par cada combinação amadurecedor e época de aplicação en

focada.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela apresentada em 6.2.2.1, porém considerando-se para cada teste as com binações que envolvam a época de aplicação em questão.

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|---------------------|-------------|----------|
| Locais dentro E_1 | T = 0 | N.S. |
| Locais dentro E_2 | T = 13 | N.S. |
| Locais dentro E_3 | T = 11 | N.S. |
| Locais dentro E_4 | T = 14 | N.S. |

6.2.2.8 - "Épocas dentro de amadurecedor"

Aplica-se o Teste χ_r^2 de Friedman aos totais de épocas de aplicação, considerando-se como blocos as combinações amadurecedores, locais e blocos, porém levando-se em conta somente o ama durecedor enfocado.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela apresentada em 6.2.1.2, quando se abordou o caso das épocas de aplicação na análise individual, porém considerando-se para cada teste a análise conjunta dos dois locais dentro de cada amadurecedor em questão.

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|---------------------|--------------------|--------------------------|
| Épocas dentro A_1 | $\chi^2_R = 17,40$ | $<0,001$ |
| Épocas dentro A_2 | $\chi^2_R = 64,05$ | $<0,001$ |
| Épocas dentro A_3 | $\chi^2_R = 7,95$ | $0,025 < \alpha < 0,049$ |
| Épocas dentro A_4 | $\chi^2_R = 12,45$ | $0,001 < \alpha < 0,009$ |
| Épocas dentro A_5 | $\chi^2_R = 16,80$ | $<0,001$ |

6.2.2.9 - "Amadurecedores dentro de época"

Aplica-se o Teste χ^2_R de Friedman aos totais de amadurecedores, considerando-se como blocos as combinações de blocos e locais, dentro da época considerada.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela apresentada em 6.2.1.4, porém considerando-se para cada época enfocada os blocos correspondentes aos dois locais conjuntamente.

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|------------------|--------------------|-------------------------|
| AM. dentro E_1 | $\chi^2_R = 1,24$ | N.S. |
| AM. dentro E_2 | $\chi^2_R = 2,30$ | N.S. |
| AM. dentro E_3 | $\chi^2_R = 9,84$ | $0,020 < \alpha < 0,05$ |
| AM. dentro E_4 | $\chi^2_R = 13,50$ | $0,001 < \alpha < 0,01$ |

6.2.2.10 - "Épocas dentro da combinação amadurecedor e local"

Aplica-se o Teste de χ^2 de Friedman aos totais das épocas de aplicação, considerando-se como blocos as combinações dos locais, amadurecedores e blocos.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela apresentada em 6.2.1.2, aplicando-se o teste para cada combinação considerada.

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|----------------------|--------------------|--------------------------|
| EP. dentro $A_1 L_1$ | $\chi^2_R = 10,20$ | $0,001 < \alpha < 0,007$ |
| EP. dentro $A_1 L_2$ | $\chi^2_R = 7,80$ | 0,036 |
| EP. dentro $A_2 L_1$ | $\chi^2_R = 10,80$ | $0,001 < \alpha < 0,007$ |
| EP. dentro $A_2 L_2$ | $\chi^2_R = 11,10$ | 0,001 |
| EP. dentro $A_3 L_1$ | $\chi^2_R = 4,50$ | N.S. |
| EP. dentro $A_3 L_2$ | $\chi^2_R = 9,90$ | $0,001 < \alpha < 0,007$ |
| EP. dentro $A_4 L_1$ | $\chi^2_R = 5,70$ | N.S. |
| EP. dentro $A_4 L_2$ | $\chi^2_R = 7,80$ | 0,036 |
| EP. dentro $A_5 L_1$ | $\chi^2_R = 7,50$ | 0,052 |
| EP. dentro $A_5 L_2$ | $\chi^2_R = 11,10$ | 0,001 |

CASO 7: Ensaio em Parcelas Subdivididas, com as Parcelas em Blocos Casualizados, Envolvendo 5 Tratamentos Principais e 4 Tratamentos Secundários, Onde Não é Viável a Análise de Variância.

Considerem-se os dados do Quadro 7 referentes a um levantamento sobre diagnósticos de 5 patologias distribuídas em 4 faixas etárias, realizado em 6 Postos de Saúde.

7.1 - Análise Não-Paramétrica

7.1.1 - Patologias

Aplica-se o Teste χ^2_{F} de Friedman aos totais das patologias, considerando-se como blocos os Postos de Saúde.

Os dados apropriados ao teste constam da tabela a seguir:

| BLOCOS | PATOLOGIAS | | | | |
|-----------------|----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | P ₁ | P ₂ | P ₃ | P ₄ | P ₅ |
| PS ₁ | 6 (2) | 4 (1) | 14 (3) | 41 (5) | 29 (4) |
| PS ₂ | 3 (1,5) | 3 (1,5) | 7 (3) | 10 (4) | 12 (5) |
| PS ₃ | 4 (2) | 3 (1) | 13 (3) | 16 (4) | 33 (5) |
| PS ₄ | 0 (1) | 2 (2) | 17 (5) | 6 (3) | 9 (4) |
| PS ₅ | 7 (1) | 9 (2) | 22 (3) | 100 (5) | 61 (4) |
| PS ₆ | 5 (1) | 11 (3) | 9 (2) | 47 (5) | 46 (4) |
| R _i | R ₁ = 8,5 | R ₂ = 10,5 | R ₃ = 19 | R ₄ = 26 | R ₅ = 26 |

Calcula-se:

$$\chi_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi_r^2 = \frac{12}{(6)(5)(6)} [(8,5)^2 + \dots + 26^2] - (3)(6)(6)$$

$$\chi_r^2 = 18,37 .$$

Em decorrência do empate tem-se:

$$C = 0,9917 , \quad e$$

$$\chi_r^{2'} = \frac{\chi_r^2}{C} = \frac{18,37}{0,9917} = 18,52 .$$

Consultando-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. conclui-se para o nível de significância: $\alpha < 0,001$.

7.1.2 - Faixas Etárias

Aplica-se o Teste χ_r^2 de Friedman aos totais das faixas etárias, considerando-se com blocos as combinações de patologias com Postos.

Os dados apropriados ao teste constam da tabela seguinte:

| BLOCOS | FAIXAS ETÁRIAS | | | |
|--------------------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | F ₁ | F ₂ | F ₃ | F ₄ |
| P ₁ PS ₁ | 2 (3) | 0 (1) | 3 (4) | 1 (2) |
| P ₁ PS ₂ | 2 (4) | 1 (3) | 0 (1,5) | 0 (1,5) |
| P ₁ PS ₃ | 2 (4) | 1 (2,5) | 1 (2,5) | 0 (1) |
| P ₁ PS ₄ | 0 (2,5) | 0 (2,5) | 0 (2,5) | 0 (2,5) |
| P ₁ PS ₅ | 1 (2) | 3 (3,5) | 3 (3,5) | 0 (1) |
| P ₁ PS ₆ | 0 (1,5) | 2 (3) | 0 (1,5) | 3 (4) |
| P ₂ PS ₁ | 1 (2,5) | 1 (2,5) | 2 (4) | 0 (1) |
| P ₂ PS ₂ | 0 (1,5) | 1 (3) | 2 (4) | 0 (1,5) |
| P ₂ PS ₃ | 1 (3) | 2 (4) | 0 (1,5) | 0 (1,5) |
| P ₂ PS ₄ | 0 (1,5) | 1 (3,5) | 1 (3,5) | 0 (1,5) |
| P ₂ PS ₅ | 3 (3) | 4 (4) | 2 (2) | 0 (1) |
| P ₂ PS ₆ | 4 (3) | 5 (4) | 2 (2) | 0 (1) |
| P ₃ PS ₁ | 0 (1) | 9 (4) | 2 (2) | 3 (3) |
| P ₃ PS ₂ | 1 (2,5) | 5 (4) | 1 (2,5) | 0 (1) |
| P ₃ PS ₃ | 0 (1) | 8 (4) | 1 (2) | 4 (3) |
| P ₃ PS ₄ | 2 (2) | 10 (4) | 4 (3) | 1 (1) |
| P ₃ PS ₅ | 1 (1) | 11 (4) | 7 (3) | 3 (2) |
| P ₃ PS ₆ | 0 (1) | 2 (2,5) | 5 (4) | 2 (2,5) |
| P ₄ PS ₁ | 1 (1) | 12 (3) | 21 (4) | 7 (2) |
| P ₄ PS ₂ | 0 (1) | 4 (3,5) | 4 (3,5) | 2 (2) |
| P ₄ PS ₃ | 0 (1) | 3 (2,5) | 10 (4) | 3 (2,5) |
| P ₄ PS ₄ | 0 (1,5) | 3 (3,5) | 3 (3,5) | 0 (1,5) |
| P ₄ PS ₅ | 1 (1) | 38 (4) | 34 (3) | 27 (2) |
| P ₄ PS ₆ | 0 (1) | 21 (4) | 20 (3) | 6 (2) |
| P ₅ PS ₁ | 4 (1) | 11 (4) | 7 (2,5) | 7 (2,5) |
| P ₅ PS ₂ | 4 (3,5) | 4 (3,5) | 3 (2) | 1 (1) |
| P ₅ PS ₃ | 13 (4) | 9 (3) | 7 (2) | 4 (1) |
| P ₅ PS ₄ | 4 (4) | 3 (3) | 2 (2) | 0 (1) |
| P ₅ PS ₅ | 15 (2) | 17 (3) | 19 (4) | 10 (1) |
| P ₅ PS ₆ | 15 (3) | 16 (4) | 13 (2) | 2 (1) |
| R ₁ | R ₁ = 64 | R ₂ = 100 | R ₃ = 84,5 | R ₄ = 51,5 |

Calcula-se:

$$\chi_r^2 = \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n(k+1)$$

$$\chi_r^2 = \frac{12}{(30)(4)(5)} [64^2 + \dots + (51,5)^2] - (3)(30)(5)$$

$$\chi_r^2 = 27,77$$

Em decorrência dos empates tem-se

$$C = 0,91 \quad \text{e} \quad \chi_r^{2'} = \frac{\chi_r^2}{C} = \frac{27,77}{0,91} = 30,52$$

Consultando-se uma tabela de χ^2 com $k - 1$ g.l. conclui-se para o nível de significância: $\alpha < 0,001$.

7.1.3 - "Faixas etárias dentro de patologia"

Aplica-se o Teste χ_r^2 de Friedman aos totais das faixas etárias, considerando-se por vez a patologia enfocada.

Os dados apropriados ao teste constam da tabela anterior, considerando-se para cada teste a patologia em questão.

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|------------------|--------------------|--------------------------|
| FE. dentro P_1 | $\chi_r^2 = 1,75$ | N.S. |
| FE. dentro P_2 | $\chi_r^2 = 10,49$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| FE. dentro P_3 | $\chi_r^2 = 11,03$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| FE. dentro P_4 | $\chi_r^2 = 15,86$ | $< 0,001$ |
| FE. dentro P_5 | $\chi_r^2 = 9,59$ | $0,010 < \alpha < 0,023$ |

7.1.4 - "Patologias dentro de faixa etária"

Aplica-se o teste χ_r^2 de Friedman aos totais de patologias considerando-se por vez a faixa etária enfocada.

Os dados apropriados aos testes constam da tabela seguinte:

| FAIXA ETÁRIA | POSTOS DE SAÚDE | PATOLOGIAS | | | | |
|----------------|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| | | P ₁ | P ₂ | P ₃ | P ₄ | P ₅ |
| F ₁ | PS ₁ | 2 (4) | 1 (2,5) | 0 (1) | 1 (2,5) | 4 (5) |
| | PS ₂ | 2 (4) | 0 (1,5) | 1 (3) | 0 (1,5) | 4 (5) |
| | PS ₃ | 2 (4) | 1 (3) | 0 (1,5) | 0 (1,5) | 13 (5) |
| | PS ₄ | 0 (2) | 0 (2) | 2 (4) | 0 (2) | 4 (5) |
| | PS ₅ | 1 (2) | 3 (4) | 1 (2) | 1 (2) | 15 (5) |
| | PS ₆ | 0 (2) | 4 (4) | 0 (2) | 0 (2) | 15 (5) |
| R _i | | R ₁ = 18 | R ₂ = 17 | R ₃ = 13,5 | R ₄ = 11,5 | R ₅ = 30 |
| F ₂ | PS ₁ | 0 (1) | 1 (2) | 9 (3) | 12 (5) | 11 (4) |
| | PS ₂ | 1 (1,5) | 1 (1,5) | 5 (5) | 4 (3,5) | 4 (3,5) |
| | PS ₃ | 1 (1) | 2 (2) | 8 (4) | 3 (3) | 9 (5) |
| | PS ₄ | 0 (1) | 1 (2) | 10 (5) | 3 (3,5) | 3 (3,5) |
| | PS ₅ | 3 (1) | 4 (2) | 11 (3) | 38 (5) | 17 (4) |
| | PS ₆ | 2 (1,5) | 5 (3) | 2 (1,5) | 21 (5) | 16 (4) |
| R _i | | R ₁ = 7 | R ₂ = 12,5 | R ₃ = 21,5 | R ₄ = 25 | R ₅ = 24 |
| F ₃ | PS ₁ | 3 (3) | 2 (1,5) | 2 (1,5) | 21 (5) | 7 (4) |
| | PS ₂ | 0 (1) | 2 (3) | 1 (2) | 4 (5) | 3 (4) |
| | PS ₃ | 1 (2,5) | 0 (1) | 1 (2,5) | 10 (5) | 7 (4) |
| | PS ₄ | 0 (1) | 1 (2) | 4 (5) | 3 (4) | 2 (3) |
| | PS ₅ | 3 (2) | 2 (1) | 7 (3) | 34 (5) | 19 (4) |
| | PS ₆ | 0 (1) | 2 (2) | 5 (3) | 20 (5) | 13 (4) |
| R _i | | R ₁ = 10,5 | R ₂ = 10,5 | R ₃ = 17 | R ₄ = 29 | R ₅ = 23 |

(continua)

| FAIXA ETÁRIA | POSTOS DE SAÚDE | PATOLOGIAS | | | | |
|----------------|-----------------|----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | P ₁ | P ₂ | P ₃ | P ₄ | P ₅ |
| F ₄ | PS ₁ | 1 (2) | 0 (1) | 3 (3) | 7 (4,5) | 7 (4,5) |
| | PS ₂ | 0 (2) | 0 (2) | 0 (2) | 2 (5) | 1 (4) |
| | PS ₃ | 0 (1,5) | 0 (1,5) | 4 (4,5) | 3 (3) | 4 (4,5) |
| | PS ₄ | 0 (2,5) | 0 (2,5) | 1 (5) | 0 (2,5) | 0 (2,5) |
| | PS ₅ | 0 (1,5) | 0 (1,5) | 3 (3) | 27 (5) | 10 (4) |
| | PS ₆ | 3 (4) | 0 (1) | 2 (2,5) | 6 (5) | 2 (2,5) |
| R _i | | R ₁ =13,5 | R ₂ = 9 | R ₃ = 20 | R ₄ = 25 | R ₅ = 22 |

Os resultados para os desdobramentos são:

| DESDOBRAMENTOS | ESTATÍSTICA | α |
|----------------------------|----------------------|--------------------------|
| Pat. dentro F ₁ | $\chi^2_{R} = 15,81$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| Pat. dentro F ₂ | $\chi^2_{R} = 17,14$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| Pat. dentro F ₃ | $\chi^2_{R} = 17,65$ | $0,001 < \alpha < 0,010$ |
| Pat. dentro F ₄ | $\chi^2_{R} = 12,82$ | $0,010 < \alpha < 0,020$ |