**ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS DE INCIDÊNCIA DA DOENÇA
CARVÃO DA CANA-DE-AÇÚCAR (Ustilago Scitaminea Sydow)**

CARMEN SILVIA VON ZUBEN
Bel. Estatística

Orientador: Prof. Dr. ROBERTO S. MORAES

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

PIRACICABA

Estado de São Paulo — Brasil

Fevereiro — 1989

A DEUS

Aos meus pais,
José Paulo e Carmen

e irmãos,
Eliana e Paulo,

DEDICO

AGRADECIMENTOS

- Ao Prof. Dr. Roberto Simionato Moraes, pela amizade, estímulo e orientação segura e valiosa, durante a realização deste trabalho.
- Aos Professores do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", USP, pelos ensinamentos recebidos.
- Aos Colegas do Curso de Pós-Graduação, pelo companheirismo e excelente convívio durante o curso.
- À ELETROPAULO - Eletricidade de São Paulo S/A, em especial, ao Eng^o Shinji Yoshino, por ter permitido o término deste trabalho.
- À CAPES - Coordenação do Aperfeiçoamento do Pessoal de Nível Superior, pelo auxílio financeiro prestado durante o período de obtenção dos créditos.
- À Minha irmã, Eliana, pelo incentivo, pelo excelente trabalho datilográfico e pela versão do resumo.
- À Maria Izalina Alves, por algumas sugestões apresentadas na realização deste trabalho.
- À Luciane, Rosni, Rosa, Ana, Expedita e Sr. Octávio, funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", USP, pela amizade e excelente convívio durante o curso.

S U M Á R I O

	Página
LISTA DE TABELAS	xi
LISTA DE FIGURAS	xiii
RESUMO	xix
SUMMARY	xxi
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	3
3. MATERIAL E MÉTODOS	11
3.1. Material	11
3.2. Métodos	11
3.2.1. Técnicas da análise exploratória ..	13
3.2.1.1. Esquema de cinco números .	13
3.2.1.2. Desenho esquemático- "BOX-plot"	15
3.2.1.3. Identificação de "outliers" ..	16
3.2.2. Resíduos	17
3.2.2.1. Suposição de Normalidade .	17
3.2.2.2. Suposição de Homogeneidade ..	18
3.2.3. Testes formais	20
3.2.3.1. Teste de Tukey para não-aditividade	20
3.2.3.2. Teste de Lilliefors para Normalidade	22
3.2.3.3. Testes para verificação da homogeneidade das variâncias	23
3.2.4. Transformações dos dados	24

	Página
3.2.5. Utilização de programas e sistemas computacionais	29
3.2.6. Comparações múltiplas	29
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	31
4.1. Região de Primeiro de Maio-PA	31
4.1.1. Aplicação das técnicas da análise exploratória	31
4.1.1.1. Esquema de cinco números.	31
4.1.1.2. Desenho esquemático-"BOX-PLOT"	34
4.1.2. Aplicação da técnica de análise gráfica dos resíduos para Normalidade	36
4.1.3. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade	38
4.1.4. Aplicação dos testes formais	40
4.1.4.1. Teste de Tukey para não-aditividade	40
4.1.4.2. Teste de Lilliefors para Normalidade	42
4.1.5. Aplicação de transformação aos dados	42
4.1.5.1. Esquema de cinco números.	43
4.1.5.2. Desenho esquemático-"BOX-PLOT"	46
4.1.5.3. Aplicação da técnica de	

	Página
análise gráfica de resí- duos para Normalidade ...	48
4.1.5.4. Aplicação da técnica grâ- fica dos resíduos para homogeneidade	50
4.1.5.5. Aplicação dos testes for- mais	53
4.1.5.5.1. Teste de Tukey para não-adi- tividade	53
4.1.5.5.2. Teste de Li- lliefors para Normalidade ..	55
4.1.6. Análise de variância e comparações entre médias de tratamentos com e sem transformações	55
4.1.6.1. Quadro da análise de va- riância	55
4.1.6.2. Comparações múltiplas ...	57
4.2. Região de Jacareí - SP	63
4.2.1. Aplicação das técnicas da análise exploratória	64
4.2.1.1. Esquema de cinco números.	64
4.2.1.2. Desenho esquemático-"BOX- PLOT"	67
4.2.2. Aplicação da técnica da análise	

	Página
gráfica dos resíduos para Normalidade	68
4.2.3. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade	71
4.2.4. Aplicação dos testes formais	73
4.2.4.1. Teste de Tukey para não-aditividade	73
4.2.4.2. Teste de Lilliefors para Normalidade	75
4.2.5. Aplicação de transformação de dados	75
4.2.5.1. Esquema de cinco números.	76
4.2.5.2. Desenho esquemático-"BOX-PLOT"	78
4.2.5.3. Aplicação da técnica de análise gráfica de resíduos para Normalidade ...	80
4.2.5.4. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade	82
4.2.5.5. Aplicação dos testes formais	84
4.2.5.5.1. Teste de Tukey para não-aditividade	85
4.2.5.5.1. Teste de Lilliefors para	

	Página
Normalidade ...	86
4.2.6. Análise de variância e comparações entre médias de tratamentos com e sem transformações	87
4.2.6.1. Quadro da análise de va- riância	87
4.2.6.2. Comparações múltiplas ...	88
4.3. Região de São Fidelis-RJ	96
4.3.1. Aplicação das técnicas da análise exploratória	97
4.3.1.1. Esquema de cinco números.	97
4.3.1.2. Desenho esquemático-"BOX- PLOT"	98
4.3.2. Aplicação da técnica de análise gráfica dos resíduos para Normali- dade	99
4.3.3. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade	100
4.3.4. Aplicação dos testes formais	102
4.3.4.1. Teste de Tukey para não- aditividade	102
4.3.4.2. Teste de Lilliefors para Normalidade	103
4.3.5. Aplicação de transformação aos da- dos	103
4.3.5.1. Esquema de cinco números	104
4.3.5.2. Desenho esquemático-"BOX- PLOT"	106

	Página
4.3.5.3. Aplicação da técnica de análise gráfica de resíduos para Normalidade.	107
4.3.5.4. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade	109
4.3.5.5. Aplicação dos testes formais	110
4.3.5.5.1. Teste de Tukey para não- aditividade	110
4.3.5.5.2. Teste de Lilliefors para Normalidade ..	111
4.3.6. Análise de variância de comparações entre médias de tratamentos com e sem transformações	111
4.3.6.1. Quadro da análise de variância	112
4.3.6.2. Comparações múltiplas ..	113
5. CONCLUSÕES	115
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	117
APÊNDICE 1: Tabelas com dados originais com e sem transformação para as três regiões: Primeiro de Maio, Jacareí e São Fidelis	122

APÊNDICE 2: Programa computacional para microcom- putador em BASIC para verificação da Não-aditividade e Normalidade	137
--	-----

LISTA DE TABELAS

TABELA		Página
A1	População dos estados brasileiros em 1970, em milhões de habitantes.....	14
A2	Transformações potências.....	28
A3	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 1, sem transformação da região 1º de Maio.....	57
A4	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 2, sem transformação da região 1º de Maio.....	58
A5	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 3, sem transformação da região de 1º de Maio.....	59
A6	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 1, com transformação da região de 1º de Maio.....	60
A7	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 2, com transformação da região de 1º de Maio.....	61
A8	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 3, com transformação da região de 1º de Maio.....	62
A9	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 1, em transformação da região de Jacareí.....	89

TABELA

Página

A10	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 2, sem transformação da região de Jacareí.....	90
A11	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 3, sem transformação da região de Jacareí.....	91
A12	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 1, com transformação da região de Jacareí.....	93
A13	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 2, com transformação da região de Jacareí.....	94
A14	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 3, com transformação da região de Jacareí.....	95
A15	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio, sem transformação da região de São Fidelis.....	113
A16	Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio, com transformação da região de São Fidelis.....	114

LISTA DE FIGURAS

FIGURA		Página
1	Esquema de cinco números - Primeira forma de apresentação.....	14
2	Esquema de cinco números - Segunda forma de apresentação.....	14
3	Desenho esquemático.....	15
4	Quartis inferior e superior, dispersão dos quartis., e "limites críticos para outliers".....	17
5	Comportamento ideal para homogeneidade de variâncias.....	19
6	Variância aumenta à medida que $\hat{y}_{ij}$ aumenta.....	19
7	Variância diminui à medida que $\hat{y}_{ij}$ aumenta.....	19
8	Variância aumenta para valores médios de $\hat{y}_{ij}$	19
9	Variância diminui para valores médios de $\hat{y}_{ij}$	19
10	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 1 (região de 1º de Maio).....	35
11	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 2 (região de 1º de Maio).....	35

FIGURA		Página
12	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 3 (região de 1º de Maio).....	35
13	Gráfico $d_i \times 100 \cdot [i-0.5]/n$ no papel probabilístico para o ensaio 1 (região de 1º de Maio).....	35
14	Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5]/n$ no papel probabilístico para o ensaio 2 (região de 1º de Maio).....	37
15	Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5]/n$ no papel probabilístico para o ensaio 3 (região de 1º de Maio).....	37
16	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 1 (região de 1º de Maio).....	38
17	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 2 (região de 1º de Maio).....	39
18	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 3 (região de 1º de Maio).....	39
19	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 1 segundo a transformação $Y = \sqrt{X}$ (região de 1º de Maio).....	46
20	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 2 segundo a transformação $Y = \sqrt{X}$ (região de 1º de Maio).....	46
21	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 3 segundo a transformação $Y = \sqrt{X}$ (região de 1º de Maio).....	47

FIGURA

Página

22	Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5]/n$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ para o ensaio 1 (região de 1º de Maio).....	48
23	Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5]/n$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ para o ensaio 2 (região de 1º de Maio).....	49
24	Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5]/n$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ para o ensaio 3 (região de 1º de Maio).....	49
25	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 1 (região de 1º de Maio).....	51
26	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 2 (região de 1º de Maio).....	51
27	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 3 (região de 1º de Maio).....	52
28	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 1 (região de Jacareí).....	67
29	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 2 (região de Jacareí).....	67

FIGURA

Página

30	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 3 (região de Jacareí).....	68
31	Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5]/n$ no papel probabilístico para o ensaio 1 (região de Jacareí).....	69
32	Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5]/n$ no papel probabilístico para o ensaio 2 (região de Jacareí).....	70
33	Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5]/n$ no papel probabilístico para o ensaio 3 (região de Jacareí).....	70
34	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 1 (região de Jacareí).....	71
35	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 2 (região de Jacareí).....	72
36	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 3 (região de Jacareí).....	72
37	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 1 segundo a transformação $Y = \sqrt{X}$ (região de Jacareí).....	79
38	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 2 segundo a transformação $Y = \sqrt{X}$ (região de Jacareí).....	79
39	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 3 segundo a transformação $Y = \sqrt{X}$ (região de Jacareí).....	79

FIGURA

Página

40	Gráfico $d_i \times 100 \left[\frac{i-0.5}{n} \right]$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ para o ensaio 1 (região de Jacareí).....	81
41	Gráfico $d_i \times 100 \left[\frac{i-0.5}{n} \right]$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ para o ensaio 2 (região de Jacareí).....	81
42	Gráfico $d_i \times 100 \left[\frac{i-0.5}{n} \right]$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ para o ensaio 3 (região de Jacareí).....	82
43	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 1 (região de Jacareí)	83
44	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 2 (região de Jacareí)	83
45	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 3 (região de Jacareí)	84
46	Desenho esquemático "BOXPLOT" para a região de São Fidelis.....	99
47	Gráfico $d_i \times 100 \left[\frac{i-0.5}{n} \right]$ no papel probabilístico Normal para a região de São Fidelis.....	100
48	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para a região de São Fidelis.....	101

FIGURA

Página

49	Desenho esquemático "BOXPLOT" para o ensaio da região de São Fidelis segundo a transformação $Y = \sqrt{X}$	107
50	Gráfico $d_i \times 100 [(i-0.5)/n]$ no papel probabilístico para a região de São Fidelis utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$	108
51	Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$ para a região de São Fidelis.....	109

ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS DE INCIDÊNCIA DA DOENÇA
CARVÃO DA CANA-DE-AÇÚCAR (Ustilago Scitaminea Sydow)

Autora: CARMEN SILVIA VON ZUBEN

Orientador: PROF. DR. ROBERTO S. MORAES

RESUMO

A análise exploratória de dados é considerada como um método informal, apenas visual do comportamento dos dados, que abrange também a análise gráfica dos resíduos, auxiliando no reconhecimento de "outliers".

O objetivo desse trabalho é de encontrar um método de classificação das variedades da cana-de-açúcar para sua liberação para o plantio.

Tentando atingir o objetivo, utilizando-se da técnica da análise de variância, mais precisamente, do método das comparações múltiplas há necessidade de verificação das hipóteses para a validade da mesma.

Apresentou-se a análise exploratória para a verificação das suposições de normalidade, não-aditividade e homogeneidade, que a análise de variância exige.

Como foram violadas as suposições, tentou-se encontrar uma transformação que satisfizesse às condições exigidas. Utilizando-se da técnica de regressão linear simples, onde pelo coeficiente angular determinou-se a transformação, no caso $Y = \sqrt{X}$. Foram reaplicadas as técnicas da análise exploratória e as condições exigidas

foram satisfeitas.

Finalmente, utilizando o método das comparações múltiplas, classificaram-se as variedades em quatro classes de resistência.

EXPLORATORY ANALYSIS IN DATA OF INCIDENCE WITH COAL
DISEASE IN SUGAR CANE (Ustilago Scitaminea Sydow)

Author: CARMEN SILVIA VON ZUBEN

Adviser: PROF. DR. ROBERTO S. MORAES

SUMMARY

The exploratory data analysis is considered to be an informal and only visual method of the data conduct that also encloses the graphic residual analysis, helping in distinguishing the outliers.

The objective of this work is to find out a method of classifying the sugar cane varieties, in order to liberate to the plantation.

Trying to achieve the objective, using the variance analysis technics, more accurately, the multiple comparison method, it is necessary to verify those hypothesis to consider them effective.

The exploratory analysis was introduced to verify the normality, non-additivity, and homogeneity assumptions, which are demanded by the variance analysis.

As the assumptions were violated, it was tried to find out a transformation which satisfy the demanded conditions. Using the simply linear regression, where by the angular coefficient the transformation was determined, as $Y = \sqrt{x}$. The exploratory analysis technics

were reapplied and the demanded conditions were satisfied.

Finally, using the multiple comparison method for the means, four classes of resistance were classified.

1. INTRODUÇÃO

O carvão da cana-de-açúcar é extremamente perigoso ao setor sucroalcooleiro.

Com a finalidade de analisar os dados de incidência da doença, avaliando novas variedades para sua liberação para o plantio, a Comissão de Controle do Carvão da cana-de-açúcar do Estado de São Paulo instalou uma série de ensaios. Procura-se então, fazer um estudo das mesmas, através das técnicas da análise exploratória dos dados, visto haver uma grande variabilidade dos mesmos.

Estas técnicas auxiliam na verificação das hipóteses necessárias para a validade da análise de variância, ajudando a compreender melhor o comportamento dos dados, como por exemplo, detectando assimetrias, espalhamento e a presença de "outliers".

Para isso, utiliza-se das seguintes técnicas exploratórias: esquema de cinco números, desenho esquemático - "BOXPLOT", análise dos resíduos em papel normal de probabilidade para verificação da normalidade e gráficos de resíduos para homogeneidade. Sendo violadas as suposições necessárias para análise de variância, tentaremos o uso de transformações.

Para a obtenção da transformação que melhor se adapta aos dados, utiliza-se o coeficiente angular do modelo de regressão linear simples, conforme BARBOSA(1983).

Através das comparações múltiplas entre as médias das variedades, procura-se classificar as variedades em classes de resistência.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Sabe-se que a análise de variância desenvolvida por R.A. Fischer, considerando a estrutura de erros $\epsilon \sim N(\emptyset, I\sigma^2)$, é uma das principais técnicas estatísticas utilizada na análise dos dados resultantes da pesquisa agrônômica. No entanto, para que seja utilizada de maneira correta, há certas suposições já conhecidas e que precisam ser verificadas. Neste trabalho, procura-se verificar cada uma delas, utilizando as técnicas exploratórias e a confirmação formal através dos testes existentes para normalidade, homogeneidade de variâncias, etc.

Uma apresentação bem detalhada das técnicas exploratórias é feita por TUKEY (1977) e exemplos bem simples, mas muito ilustrativos da filosofia de fases exploratórias, são apresentadas por MOSTELLER e TUKEY (1977).

Os testes existentes para verificação das exigências de um modelo são descritos pelos seguintes autores:

TUKEY (1949) descreve um teste para não-aditividade em uma tabela de classificação dupla.

GHOSH e SHARMA (1963) também estudaram o problema da não-aditividade em uma tabela de classificação dupla.

Afirmam que o poder de um teste pode ser

determinado através da função:

$$\mu_{ij} = \mu + a_i + b_j + ca_i b_j$$

$$i = 1, 2, \dots, p$$

$$j = 1, 2, \dots, q$$

e acrescentam que a estatística de TUKEY (1949) para não-aditividade é menos poderosa do que a estatística de Snedecor "F" para valores pequenos de

$$\sum_{i=1}^p \frac{a_i^2}{\sigma^2} = \sum_{j=1}^q \frac{b_j^2}{\sigma^2}$$

mas para valores grandes desses parâmetros a estatística de TUKEY é a melhor.

Segundo ROJAS (1973), o teste de TUKEY para aditividade é equivalente ao teste do coeficiente de regressão. Este teste é, em geral, aplicado em delineamentos como blocos casualizados completos e incompletos e quadrado latino.

LILLIEFORS (1967), apresentou um teste para verificação da normalidade, que nada mais é do que uma modificação do teste de Kolmogorov-Smirnov, em que a média e a variância são estimadas através da amostra.

Box et alli, Neter e Wasserman citados por PARENTE (1984), mostram uma maneira visual e informal de se estudar a normalidade através de gráficos com todos os resíduos (construção de histogramas ou de gráficos de folhas) aos quais dão o nome de "plot" total e, observam

se eles se comportam como uma curva normal centrada em zero.

Uma outra forma de verificação gráfica de normalidade pode ser obtida através do uso do papel normal de probabilidade.

Seber, citado por PARENTE (1984) diz que, se $d_{(1)} < d_{(2)} < \dots < d_{(n)}$ representam n resíduos padronizados ordenados e, para n moderadamente grande, um gráfico $d_{(i)}$ contra $[i - (1/2)] / n$ no papel probabilístico detectará uma acentuada ausência de normalidade. Quando os dados são normais, esses pontos devem estar dispersos em torno de uma reta $Y = x$.

Um teste para se verificar a homogeneidade de variâncias é descrito por HARTLEY (1950), que se baseia unicamente na maior variância amostral, denotada por $\max (S^2_{\bar{i}})$ e a menor variância amostral, denotada por $\min (S^2_{\bar{i}})$ onde o teste estatístico é dado por:

$$H_C = \frac{\max (S^2_{\bar{i}})}{\min (S^2_{\bar{i}})}$$

e compara com o valor $H_{(K, R-1)}$ da tabela 31 de PEARSON e HARTLEY (1956), onde:

K = número de grupos

R = número de dados

Se $H_C > H_{(K, R-1)}$ rejeita-se a condição de que existe homogeneidade, caso contrário aceita-se.

Um outro teste para verificar a condição de homogeneidade de variâncias, no caso de ensaios em blocos casualizados é apresentado por HAN (1969), que

descreve um método, o qual nada mais é do que uma aproximação do teste de Hartley (1950) , quando se considera o modelo:

$$Y_{ij} = \mu + a_i + b_j + e_{ij}, i = 1, 2, \dots, t$$

$$j = 1, 2, \dots, n \quad n > t$$

onde, a restrição deste teste exige $n > t$, que nem sempre se encontra em experimentos de campo.

Entretanto, ANDERSON e MCLEAN (1974), dizem que um modelo para delineamento em blocos ao acaso pode ser analisado como inteiramente ao acaso, sendo a mudança não perigosa, desde que os blocos sejam aleatórios.

No caso, o bloco seria considerado como uma restrição à casualização e não como um fator a ser estudado.

No modelo em blocos (completos) casualizados é introduzido o erro de restrição na casualização, ficando da seguinte forma:

$$Y_{ij} = \mu + B_i + \sigma_{(i)} + T_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

onde:

Y_{ij} = valor da ij -ésima observação

μ = média geral

B_i = efeito do i -ésimo bloco

$\sigma_{(i)}$ = i -ésimo erro de restrição

T_j = efeito do j -ésimo tratamento

ε_{ij} = erro experimental, NID $(0, \sigma^2)$

Na tabela a seguir é ilustrado a esperança dos quadrados médios e os graus de liberdade associados , resultante da equação (1).

CAUSAS DE VARIAÇÃO	G.L.	E(Q.M.)
Blocos	$b - 1$	$\sigma_{\epsilon}^2 + t\sigma_{\delta}^2 + t\theta(B)$
Erro de restrição	0	$\sigma_{\epsilon}^2 + t\sigma_{\delta}^2$
Tratamentos	$t - 1$	$\sigma_{\epsilon}^2 + b\theta(T)$
Erro experimental	$(b-1)(t-1)$	σ_{ϵ}^2
T O T A L	$bt - 1$	

Nota-se que σ_{δ}^2 não é zero, então, não existe nenhum testador para blocos. Assim, em alguns casos pode-se deixar de lado esse efeito.

COCHRAN (1947) apresenta um teste para homogeneidade de variâncias que consiste em calcular o quociente:

$$C_C = \frac{S^2_{(\text{máx})}}{\sum_{i=1}^K S_i^2}$$

e comparar com valores tabelados $C_{(K, R-1)}$.

A hipótese de nulidade $H_0 : \sigma_1^2 = \dots = \sigma_K^2$ será rejeitada se $C_C > C_{(K, R-1)}$.

BARTLETT (1937) também apresenta um teste e muito conhecido, para verificação da homogeneidade de variâncias.

NETER e WASSERMAN (1974) descrevem que o teste de Bartlett e o teste de Bartley são sensíveis à ausência da suposição de normalidade dos dados.

Uma técnica da análise exploratória muito simples e importante para detectar a presença de heterogeneidade é através da análise gráfica dos resíduos, apresentada por DRAPER e SMITH (1966), NETER e WASSERMAN (1974), SEBER (1977) e BOX et alli (1978).

DRAPER e SMITH (1966) , NETER e WASSERMAN (1974) , indicam os testes do sinal e o de Durbin- Watson para a verificação da não independência dos erros, somente nos casos de uso de regressão em dados obtidos em sequência de tempo.

Neter e Wasserman, segundo PARENTE (1984), afirmam que a análise gráfica é a técnica mais apropriada para a verificação da independência dos erros.

Sendo detectados a não validade das suposições do modelo, podemos tentar contorná-los através das várias técnicas alternativas, como transformações, mínimos quadrados ponderados, etc.

O uso de transformação para contornar a violação da suposição de homogeneidade tem dado resultados em muitos casos. Por isso, dá-se maior ênfase às mesmas.

COCHRAN (1940) discute detalhadamente os fundamentos teóricos do uso das transformações, raiz quadrada e arco seno, na análise de dados, em que os erros experimentais seguem as distribuições de Poisson e Binomial, respectivamente.

BARTLETT (1947) apresenta as transformações que podem ser utilizadas quando a média e a variância são conhecidas.

ANSCOMBE (1948) apresenta a teoria das transformações usadas em dados que seguem as funções da distribuições: Binomial, Poisson e Binomial Negativa.

FREEMAN e TUKEY (1950), propuseram a transformação angular: $\text{arc sen } \sqrt{x/(n+1)}$ e $\text{arc sen } \sqrt{(x+1)/(n+1)}$ para dados que seguem a distribuição de Poisson. Ainda,

apresentam teste de significância e gráfico para melhor visualizar a transformação mais adequada.

BOX e COX (1964) definiram uma família de transformações de grande utilidade em várias situações, inclusive em problemas de estabilização de variância em regressão.

Essa família, indexada por λ , é contínua, e constituída por:

$$z = \begin{cases} (y^\lambda - 1) / \lambda & \lambda \neq 0 \\ \log_e y & \lambda = 0 \end{cases}$$

sendo que a transformação $\log_e y$ é um membro natural da família; pois $\lim_{\lambda \rightarrow 0} [(y^\lambda - 1) / \lambda] = \log_e y$.

SCHLESSELMAN (1973) apresenta um método de escolha de uma transformação para dados em tabelas de classificação dupla; de maneira que, as suposições fundamentais para a análise de variância sejam satisfeitas. O autor faz também uma comparação entre o método proposto por ele e o proposto por BOX e COX (1964).

DEMÉTRIO (1978) procurou dar uma orientação sobre a transformação, ou não, dos dados a serem analisados, onde verificou os efeitos de cada tipo de transformação sobre os resultados obtidos na análise de variância.

ZONTA, et alli (1979) descrevem a teoria geral da transformação de dados, visando a homogeneizar as variâncias.

STEEL e TORRIE (1960) classificaram a heterogeneidade do erro como regular e irregular.

Definem a heterocedasticidade irregular, como sendo caracterizada por certos tratamentos possuírem maior variabilidade que outros, sem que haja necessaria-

mente uma relação entre a média e a variância.

O tipo regular geralmente decorre da falta de normalidade dos dados, existindo uma certa relação entre a média e a variância dos vários tratamentos.

Se a distribuição de probabilidade dos dados é conhecida, a relação entre a média e a variância dos tratamentos também o é.

Neste caso, os dados podem ser transformados, de modo que passem a ter distribuição aproximadamente normal e médias e variâncias se tornem independentes, resultando em variâncias homogêneas.

HOAGLIN, et alii (1983) descrevem os propósitos e razões para o uso das transformações. Uma das razões é que a transformação facilita a interpretação dos dados de um modo geral, eliminando-se assimetrias muito grandes, etc. Descrevem também a forma do poder das transformações do seguinte modo:

$$T_p(x) = \begin{cases} ax^p + b & (p \neq 0) \\ c \log x + d & (p = 0) \end{cases}$$

onde a, b, c, d e p são números reais e arbitrários.

Outro fator que deve ser levado em consideração na análise de dados é a presença de dados discrepantes ou "outliers", que afetarão nos processos para se verificar a ausência de normalidade, não-aditividade removível e heterogeneidade das variâncias.

A presença de "outliers" influenciam também nos resultados dos experimentos, nas estimativas e testes de significância.

CZERMAINSKI (1986) apresenta um levantamento dos métodos mais significativos da teoria dos "outliers", visando sua divulgação entre profissionais da pesquisa agropecuária.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Material

Os dados que serão analisados foram obtidos de experimentos em blocos casualizados, instalados pela Comissão de Controle do Carvão da Cana-de-Açúcar, do Estado de São Paulo, nos seguintes Estados: São Paulo, Paraná e Rio de Janeiro, medindo a intensidade de incidência do carvão em variedades de cana-de-açúcar inoculadas por imersão, através da relação de número de colmos atacados por número total de colmos.

Nas tabelas 1, 2, 3, 4, 5, 6 e 7 do apêndice, são apresentados os resultados (número de colmos atacados/ número total de colmos) em 3 ensaios nas regiões 1ª de maio - Pa, Jacareí - S.P., S. Fidelis - R.J.

Nos ensaios 1 e 2, um total de 42 variedades em 4 blocos são testadas e no ensaio 3, um total de 45 variedades em 4 blocos.

3.2. Métodos

Em delineamentos em blocos casualizados o modelo linear de Gauss-Markov tem a seguinte forma:

$$Y_{ij} = m + t_i + b_j + \varepsilon_{ij}, \text{ onde:}$$

Y_{ij} = valor da ij -ésima observação

(relação do número de colmos atacados por número total de colmos)

m = média geral

t_i = efeito da i -ésima variedade de cana-de-açúcar

b_j = efeito do j -ésimo bloco

ε_{ij} = erro experimental, associado à ij -ésima observação, $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$.

Devido a maneira que foi instalado o experimento, o efeito do fator blocos é aleatório, e conforme descrito na revisão bibliográfica por ANDERSON E MCLEAN (1974), considera-se b_j como um erro da restrição a casualização e não como um fator a ser estudado.

Dessa maneira, o fator bloco não pode ser testado, razão pela qual o mesmo não será levado em consideração na análise exploratória.

Para a análise e interpretação dos dados experimentais, R.A. Fischer, desenvolveu uma técnica, a análise de variância, que se constitui hoje na principal ferramenta estatística da pesquisa agropecuária.

Embora tenha grande amplitude de aplicação, nem sempre a análise de variância tem validade. Para que essa técnica seja usada racionalmente, proporcionando validade e nível de significância correto aos testes e estimativas dos parâmetros, é necessário que sejam observadas as seguintes condições:

- a) Os erros experimentais devem ter uma distribuição normal.
- b) Os parâmetros fixos e aleatórios do modelo devem ser aditivos.

- c) Os erros experimentais devem ter uma variância comum , ou seja, deve haver homogeneidade das variâncias.
- d) Os erros experimentais devem ser independentes (não correlacionados entre si); ϵ_{ij} ser NID (0, σ^2).

Para verificação das condições de uma maneira informal, ou seja, visual, utiliza-se técnicas da análise exploratória e análise de resíduos . A confirmação formal será feita através de testes.

3.2.1. Técnicas da análise exploratória

Algumas das técnicas exploratórias fundamentais para detectar a presença de valores espúrios (outliers), afastamentos importantes da suposição de normalidade, heteroscedasticidade, etc., são apresentadas.

3.2.1.1. Esquema de cinco números

Segundo DACHS (1978), uma maneira possível de resumir um conjunto de valores numéricos é através do esquema de cinco números, onde serão utilizados:

- a mediana;
- os quartis ou juntas;
- e os extremos inferior e superior , que serão o menos e o maior valores.

Para explicar o método, utilizaremos o exemplo citado por DACHS (1978), onde considera as populações dos estados brasileiros em 1970, em milhões de habitantes:

Tabela A1. População dos estados brasileiros em 1970 , em milhões de habitantes.

Estados	População	Estados	População
Acre	218	Bahia	7.583
Amazonas	961	Minas Gerais	11.645
Pará	2.197	Espírito Santo	1.618
Maranhão	3.037	Rio de Janeiro	9.110
Piauí	1.735	São Paulo	17.959
Ceará	4.492	Paraná	6.998
R.G. do Norte	1.612	Santa Catarina	2.930
Paraíba	2.445	R.G. do Sul	6.755
Pernambuco	5.253	Goiás	2.998
Alagoas	1.606	Mato Grosso	1.624
Sergipe	911		

O esquema de cinco números apresentado em duas formas é o seguinte:

	21	
extremo inferior	*	0.218
junta inferior	J	1.606
mediana	M	2.930
junta superior	J	6.998
extremo superior	*	17.959

	21	
M	2.930	
J	1.606	6.998
*	0.218	17.959

Figura 1 : Esquema de cinco números 1ª forma de apresentação

Figura 2: Esquema de cinco números 2ª forma de apresentação

Nas duas formas de apresentação, Figuras 1 e 2, têm-se informações suficientes sobre o comportamento do conjunto como um todo, como por exemplo indicações de assimetria dos valores e o espalhamento dos valores.

3.2.1.2. Desenho esquemático -

" Boxplot "

A maneira de traduzir em um desenho a informação do esquema de cinco números é descrito pelo Desenho Esquemático.

A representação é mostrada na figura 3:

Figura 3 : Desenho Esquemático

No retângulo central estão representadas as juntas e a mediana. A partir do retângulo, para cima e para baixo, seguem linhas pontilhadas (ou tracejadas) que continuam até:

- encontrar um valor extremo
- um comprimento d_j (diferença das juntas)
- encontrar pontos que estão além das juntas.

Pontos que estão a mais de uma d_j da junta correspondente e até uma d_j e meia, são chamados pontos externos e pontos que estão a mais de uma d_j e meia da respectiva junta são chamados pontos soltos.

3.2.1.3. Identificação de "outliers"

O critério que utilizaremos para identificar "outliers" é baseado na dispersão-F.

ALVES (1987) aborda a regra prática de maneira simples. A regra designa certos valores como " fora dos limites". Usamos a dispersão do quartis, d_F , como uma medida de distância e posição de um múltiplo, especificamente $1\frac{1}{2}$, de seu ascendente de F_S e descendente de F_I . Devemos observar com atenção os " fora dos limites" que são fortes candidatos a "outliers".

A figura 4 mostra os quartis e os "limites críticos".

Figura 4 : Quartis inferior e superior, dispersão dos quartis, e "limites críticos para outliers".

Conforme visto no item anterior, 3.2.1.2., os pontos considerados soltos são os pontos "fora dos limites", que poderão ser "outliers".

Tendo encontrado um valor discrepante ; ou seja, fora dos limites críticos para "outliers", temos que tomar uma decisão: descartá-lo simplesmente, ou descobrir sua origem e estudar se não seria importante incluí-los.

3.2.2. Resíduos

Serão utilizadas técnicas simples de análises de resíduos para verificar as suposições de normalidade e homogeneidade das variâncias.

3.2.2.1. Suposição de Normalidade

As ferramentas mais apropriadas para ajudar na determinação, se a suposição de normalidade é satisfeita de forma satisfatória, são os chamados gráficos normal e meio normal.

O enfoque teórico do processo de construção do gráfico não será apresentado aqui, pois pode ser encontrado na bibliografia citada.

Conforme SEBER (1977), se :

$d_{(1)} < d_{(2)} < \dots < d_{(n)}$, representam n resíduos padronizados ordenados e para n moderadamente grande; um gráfico de $d_{(i)}$ ($i=1,2,\dots,n$) contra $100x[i-0.5]/n$ no papel probabilístico detectará uma acentuada ausência de normalidade. Quando os dados são normais, esses pontos devem ficar exatamente sobre uma reta.

3.2.2.2. Suposição de homogeneidade

Para verificar a homogeneidade de variância pode ser utilizada a análise gráfica dos resíduos.

DRAPER e SMITH (1966), NETER e WASSERMAN (1974), SEBER (1977) e Box et alli (1978), dentre outros, citam que uma maneira de verificar a homogeneidade é através dos,

$$d_{ij} = \frac{e_{ij}}{\sqrt{QMRES}}$$

que são chamados de resíduos padronizados, variando em torno de $(-3, 3)$.

A representação gráfica ideal, conforme os mesmos, no caso em que todas as exigências do modelo linear são satisfeitas, apresenta o comportamento mostrado na Figura 5.

Figura 5 : Comportamento ideal para homogeneidade de variâncias

A não homogeneidade de variâncias, poderá ser detectada no gráfico, dos resíduos padronizados contra o valor ajustado $\hat{y}_{ij}$, apresentando os comportamentos mostrados nas Figuras 6, 7, 8 e 9.

Figura 6 : Variância aumenta à medida que $\hat{y}_{ij}$ aumenta

Figura 7: Variância diminui à medida que $\hat{y}_{ij}$ aumenta

Figura 8 : Variância aumenta para valores médios de $\hat{y}_{ij}$

Figura 9: Variância diminui para valores médios de $\hat{y}_{ij}$

Os $\hat{y}_{ij}$ são calculados da seguinte maneira:

$$\hat{y}_{ij} = \frac{T_i}{J} + \frac{B_j}{I} - \hat{m}$$

onde:

T_i = total do tratamento i

$i = 1, 2, \dots, I$

B_j = total do bloco j

$j = 1, 2, \dots, J$

$\hat{m}$ = estimativa da média geral.

3.2.3. Testes formais

3.2.3.1. Teste de Tukey para não-aditividade

A aplicação desse teste é feita para verificar se os efeitos são aditivos.

Se os efeitos não são aditivos o modelo é:

$$y_{ij} = m + t_i + b_j + \lambda tb_{ij} + e_{ij} \quad \begin{matrix} i=1,2,\dots,I \\ j=1,2,\dots,J \end{matrix}$$

O teste de não-aditividade verifica as hipóteses:

$H_0 : \lambda = 0$ (modelo aditivo)

$H_1 : \lambda \neq 0$ (modelo não-aditivo)

Na análise de variância a interação blocos X tratamentos somente será resíduo se tivermos $\lambda = 0$.

A soma de quadrados para não-aditividade nada mais é do que uma "interação dos efeitos lineares de blocos e tratamentos", dada da seguinte maneira:

$$SQ \text{ Não-Aditividade} = \frac{(\sum_{ij} y_{ij} z_{ij})^2}{\sum_{ij} z_{ij}^2}$$

onde:

$$z_{ij} = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}) (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..}) = \text{estimativa da contribuição blocos versus tratamentos}$$

$$\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..} = \text{estimativa do efeito do tratamento } i$$

$$\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..} = \text{estimativa do efeito do bloco } j$$

Na aplicação do teste de Tukey para não-aditividade para um experimento com K tratamentos e R blocos, tendo uma observação por parcela, a análise de variância tem a seguinte forma:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.
Não-aditividade	1	SQ Não-aditividade
Novo-resíduo	$(K-1)(R-1)-1$	SQ Novo-resíduo
Resíduo	$(K-1)(R-1)$	SQ Resíduo

onde:

$$SQ \text{ Novo Resíduo} = SQ \text{ Res} - SQ \text{ Não-Aditividade}$$

$$SQ \text{ Resíduo} = SQ \text{ Total} - SQ \text{ Tratamentos} - SQ \text{ Blocos}$$

A não-aditividade pode ser testada pelos testes:

$$F = \frac{QM \text{ Não-Aditividade}}{QM \text{ Novo Resíduo}} = F_{(1, KR - K - R)}$$

ou:

$$t = \sqrt{\frac{QM \text{ Não-Aditividade}}{QM \text{ Novo Resíduo}}} = t \text{ com } KR - K - R \text{ Graus de liberdade}$$

A presença de não-aditividade nos dados resulta em heterogeneidade do erro, quando nenhuma transformação é feita antes da análise. Consequentemente, a utilização de um erro médio (variância residual) pode levar a estimativas viciadas dos efeitos de tratamentos e dar níveis de significância falsos para os testes.

3.2.3.2. Teste de Lilliefors para normalidade

O teste é bilateral, onde:

H_0 : É razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

H_1 : Não é razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

Conforme CAMPOS (1983), define-se:

$$D = \sup_{z_i} |F(z_i) - S(z_i)| \text{ ou de } |F(z_i) - S(z_{i-1})|$$

onde:

$$\begin{aligned} \sup_{z_i} &= \text{supremo em relação a } z_i \\ z_i &= \text{erros padronizados; ou seja, } z_i = \frac{y_i - \hat{m}}{s} \end{aligned}$$

$F(z_i)$ = proporção de valores esperados $\leq z_i$; valor obtido a partir da tabela de distribuição normal reduzida.

$S(z_i)$ = proporção de valores obtidos $\leq z_i$; isto é, $S(z_i) = \frac{k}{n}$; onde k é o número de valores obtidos a partir dos observados $\leq z_i$; e n é o número de observações da amostra.

Rejeita-se a hipótese de nulidade, a um nível α de probabilidade, quando $D \geq d$. O valor d é encontrado na Tabela 6 de CAMPOS (1983).

3.2.3.3. Testes para verificação da homogeneidade das variâncias

No caso de experimentos inteiramente ao acaso, existem vários testes que podem ser aplicados para verificar a homogeneidade de variâncias. Os mais usados são: Teste de COCHRAN, Teste de BARTLETT, Teste "F" - Máximo ou de HARTLEY.

Quando se tem ensaios em blocos casualizados, conforme DEMÉTRIO (1984), estes testes não podem ser utilizados; pois, as variâncias amostrais não são mais independentes. Sendo assim, os testes que podem ser utiliza-

dos quando tem-se número de repetições grandes , são:

- uma aproximação do teste " F - Máximo" feita por HAN (1969);
- o teste λ proposto por SHUKLA ((1972);

E, sem necessariamente ter número grande de repetições, pode-se aplicar o teste de correlação múltipla.

A restrição para estes testes é que não podem ser utilizadas quando o número de blocos for menor do que o número de tratamentos.

Portanto, a verificação da homogeneidade será feita visualmente através da análise gráfica dos resíduos já descrita no item 3.2.2.2.

3.2.4. Transformações dos dados

Seja σ_x^2 uma função conhecida que pode ser obtida em função da média μ da variável aleatória , ou seja:

$$\sigma_x^2 = \sigma(\mu)$$

Então, podemos encontrar a transformação dos dados que faz com que a variância seja independente da média, baseado no seguinte:

BARTLETT (1947) partindo da formula de Taylor (aproximação até 2º termo); numa vizinhança de $a=\mu$, ou seja:

$$Y \simeq f(\mu) + f'(\mu) \cdot (X - \mu)$$

temos:

$$E(Y) \simeq f(\mu) + f'(\mu) \cdot E(X - \mu)$$

Desde que $E(X - \mu) = 0$, temos $E(Y) \simeq f(\mu)$.

Com a mesma aproximação, temos que a variância de Y é:

$$\sigma_Y^2 = E \{ Y - f(\mu) \}^2 = E \{ Y^2 - 2Yf(\mu) + f^2(\mu) \}$$

$$\sigma_Y^2 = E \{ [f(\mu) + f'(\mu) \cdot (X - \mu)]^2 - 2Yf(\mu) + f^2(\mu) \}$$

Calculando-se os quadrados e fazendo as substituições $E(Y) \simeq f(\mu)$ e $E(X - \mu) = 0$, temos:

$$\sigma_Y^2 = \{ f'(\mu) \}^2 \cdot \sigma_X^2$$

Portanto, temos:

$$\sigma_Y^2 = \{ f'(\mu) \}^2 \cdot \varnothing(\mu) \quad (1)$$

Entretanto, para que σ^2 seja independente de μ , é preciso escolher $f(\mu)$ de modo que o termo do lado direito da igualdade (1) seja constante; ou seja:

$$\sigma_Y^2 = c \text{ (constante)}$$

logo:

$$\{ f'(\mu) \}^2 \cdot \varnothing(\mu) = c$$

$$f'(\mu) = \sqrt{\frac{c}{\varnothing(\mu)}}$$

$$f(\mu) = \int \frac{\sqrt{c}}{\sqrt{\varnothing(\mu)}} d\mu \quad (2)$$

ou

$$f(x) = \int \frac{c}{\sqrt{\phi(x)}} dx \quad (3)$$

De maneira que, tomando-se o valor de c (constante) adequada, define-se uma nova variável aleatória $Y = f(x)$, independente da média.

Agora, supondo-se que X seja uma variável aleatória que segue a distribuição de Poisson de média μ , então:

$$\sigma_X^2 = \phi(\mu) = \mu$$

assim:

$$f(\mu) = \int \frac{\sqrt{c}}{\sqrt{\mu}} d\mu = c_1 \sqrt{\mu} + c_2$$

Logo, a escala da transformação a ser usada é a raiz quadrada dos dados; ou seja, $Y = \sqrt{X}$.

Então, a variância será aproximadamente:

$$\sigma_Y^2 = [f'(\mu)]^2 \cdot \sigma_X^2 = \left(\frac{1}{2\sqrt{\mu}} \right)^2 \mu = \frac{1}{4}$$

Supondo-se que $X = \frac{Z}{N}$ variável aleatória com distribuição binomial de média μ , sabe-se que:

$$\sigma_X^2 = \phi(\mu) = \frac{\mu(1-\mu)}{N}$$

logo:

$$f(\mu) = \int \frac{\sqrt{NC}}{\sqrt{\mu(1-\mu)}} d\mu = c_1 \arcsin \sqrt{\mu} + c_2$$

Portanto, a transformação $y = \arcsin \sqrt{x}$,

onde x são dados em porcentagem....

Então, a variância de Y :

$$\sigma_Y^2 = \left[f'(\mu) \right]^2 \cdot \sigma_X^2 = \left[\frac{1}{\sqrt{1-\mu}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{\mu}} \right]^2 \frac{\mu(1-\mu)}{N} = \frac{1}{4N}$$

se Y foi obtido em graus e,

$$\sigma_Y^2 = \frac{821}{N} \quad \text{se foi obtido em radianos.}$$

No caso em que a variável X de média μ tem variância $\sigma_Y^2 = \mu^2$, então:

$$f(\mu) = \int \frac{\sqrt{c}}{\sqrt{\mu^2}} d\mu = c_1 \log \mu + c_2$$

sendo a transformação $y = \log x$.

Neste caso:

$$\sigma_Y^2 = \left[\frac{1}{\mu} \right]^2 \mu^2 \approx 1$$

Em análise de dados de contagens é muito comum a relação entre a média e variância dada pela expressão:

$$S_X^2 = a \bar{x}^{-b}$$

ou ainda:

$$\log S_X^2 = \log a + b \log \bar{x}$$

Substituindo-se $S_X^2 = a \bar{x}^{-b}$ em (2), temos:

$$f(\bar{x}) = \int \frac{c}{\sqrt{a \bar{x}^{-b}}} dx$$

ou em (3):

$$f(x) = \frac{c}{\sqrt{a}} \cdot \int \frac{dx}{x^{b/2}}$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{c}{a(1-b/2)} x^{(1-b/2)}, & \text{se } b \neq 2 \\ \frac{c}{a} \log x & , \text{ se } b = 2 \end{cases}$$

onde b é obtido, plotando $\log S_x^2$ contra $\log \bar{x}$.

Tomando-se o valor de c adequado, apresentamos na tabela a seguir as transformações potências mais frequentemente usadas:

Tabela A2. Transformações potências

Relação entre S_x^2 e $\bar{x}$	Valores de b	$1 - b/2$	Transformação
$S_x^2 = c \cdot \bar{x}$	0	1	$y = x$
$S_x^2 = \bar{x}$	1	1/2	$y = \sqrt{x}$
$S_x^2 = \bar{x}^{-2}$	2	0	$y = \log x$
$S_x^2 = \bar{x}^{-3}$	3	-1/2	$y = \frac{1}{\sqrt{x}}$
$S_x^2 = \bar{x}^{-4}$	4	-1	$y = \frac{1}{x}$

3.2.5. Utilização de programa e sistemas computacionais

Para atingir o objetivo deste trabalho foi feito um programa em BASIC, que se encontra no apêndice 2 com a finalidade de verificar as hipóteses necessárias para a utilização da análise de variância; ou seja, teste de Tukey para não-aditividade, e teste de Lilliefors para normalidade.

Foram também utilizados os seguintes sistemas:

SANEST (Sistema de Análise Estatística) para análise exploratória dos dados, Análises de Variâncias, e Comparações Múltiplas e CHART - apresentação gráfica da análise de resíduos para verificação da hipótese de homogeneidade de variâncias.

3.2.6. Comparações múltiplas

Para comparações de médias de tratamentos, será utilizado o teste de Tukey. A sua expressão é:

$$\Delta = q \cdot \frac{s}{\sqrt{r}} \quad \text{ou} \quad \Delta = q \cdot \sqrt{\frac{QMRes}{r}}$$

onde:

q = amplitude total estudentizada e é obtido em tabelas com n = número de tratamentos e n' = número de graus de liberdade do resíduo, geralmente aos

níveis $\alpha = 0,05$ ou $0,01$ de probabilidade.

$$s = \sqrt{QMRes}$$

r = número de repetições iguais para todos os tratamentos.

O teste consiste em testar as hipóteses:

$$H_0 : \hat{\gamma} = 0$$

$$H_1 : \hat{\gamma}_i \neq 0$$

onde:

$$\hat{\gamma}_i = \hat{m}_i - \hat{m}_{i'},$$

Rejeita-se a hipótese H_0 , se $\hat{\gamma}_i > \Delta$; ou seja, existe diferença significativa entre as médias dos tratamentos i e i' .

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Região de Primeiro de Maio - Pa

Os dados dos ensaios 1, 2 e 3 encontram-se no apêndice, nas tabelas 1, 2 e 3, respectivamente. Antes de aplicar qualquer método de análise, verifica-se que muitas das variedades podem ser consideradas resistentes à doença pois, apresentaram nos quatro blocos valores nulos de incidência. Usando o bom senso, exclue-se essas variedades, pois as mesmas tem incidência nula da doença.

As mesmas considerações serão feitas para as demais regiões.

Nas tabelas 8, 9 e 10 do apêndice, apresentamos os dados originais dos ensaios 1, 2 e 3, respectivamente, sem os tratamentos nulos nos quatro blocos.

4.1.1. Aplicação das Técnicas da análise exploratória

4.1.1.1. Esquema de cinco números

Os valores para o resumo de cinco números são encontrados utilizando-se o Sistema Computacional Estatístico - SANEST.

Apresentaremos o esquema do resumo de cinco números apenas no primeiro ensaio. Para os demais, somente o resumo.

O esquema para o ensaio 1 é o seguinte:

	número de observações: 96		
Mediana	0.0114		
QI-Quartil Inferior	0.0000	0.0257	Quartil Superior-QS
EI-Extremo Inferior	0.0000	0.4701	Extremo Superior-ES

Antes de calcularmos os limites críticos para "outliers", precisamos calcular a dispersão dos Quartis (d_F). O método para o cálculo dos limites e dispersão foi apresentado no item 3.2.1.3. Aplicando-o temos:

$$d_F = 0.0257 \Rightarrow 1.5 d_F = 0.0386$$

Limites críticos para "outliers":

-0.0386 e 0.0643

Para os ensaios 2 e 3 temos os seguintes resultados:

Resumo	Ensaio 2	Ensaio 3
Nº de observações	124	96
Mediana	0.0083	0.0151
QI	0.0000	0.0000
QS	0.0305	0.0584

Resumo	Ensaio 2	Ensaio 3
EI	0.0000	0.0000
ES	0.6624	0.5259
d_F	0.0305	0.0584
$1.5 d_F$	0.0458	0.0876
limites críticos para	-0.0458	-0.0876
"outliers"	0.0763 _e	0.1460 _e

Além do esquema resumo de cinco números o sistema SANEST apresenta outras informações que nos serão úteis. As informações são as seguintes:

ensaio estatísticas	1	2	3
média	0.0384	0.0369	0.0497
variância	0.0072	0.0091	0.0093
amplitude	0.4701	0.6624	0.5259
dif. de Quartis	0.0257	0.0305	0.0584
coef. Var (%)	221.079	257.849	193.530
coef. Assimetria	3.470	4.915	3.553
coef. Curtose	14.741	28.789	15.981

Pelo esquema de cinco números, temos uma boa quantidade de informações sobre o comportamento do conjunto como um todo. No caso dos três ensaios, tivemos:

- A amplitude (que é a diferença de extremos) é bem maior do que a diferença de quar-

tis.

- A mediana está mais próxima do quartil inferior do que do quartil superior.

Essas duas observações são fortes indicações da assimetria para valores grandes e do grande espalhamento dos valores em si. Os coeficientes de variação e de assimetria nos confirmam a variabilidade dos dados e a assimetria.

Pelos limites críticos para "outliers", as variedades candidatas a "outliers" seriam:

Ensaio	Variedades ("outliers")
1	IAC66-6, RB71-5400, SP73-1296, CB68-164
2	IAC66-6, RB71-5400
3	IAC66-6, RB71-5400

Observação: Consideramos como candidatos a "outliers", apenas as variedades que apresentaram valores fora dos limites, em dois ou mais blocos.

4.1.1.2. Desenho Esquemático -

"BOXPLOT"

O desenho esquemático foi feito utilizando-se também o sistema SANEST, que é apresentado nas Figuras 10, 11 e 12 para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente.

Figura 10-Desenho Esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 1

Figura 11-Desenho Esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 2

Figura 12-Desenho Esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 3

O desenho esquemático "BOXPLOT" mostra de maneira mais clara, as informações do esquema de cinco números.

Nas Figuras 10, 11 e 12 para os 3 ensaios, verifica-se nitidamente os pontos soltos ou candidatos a "outliers". Estes pontos não foram retirados, pois a maior parte deles provêm de variedades padrões; ou seja, variedades com níveis de resistência conhecidas e colocadas nos ensaios com o fim comparativo.

4.1.2. Aplicação da técnica de análise gráfica dos resíduos para normalidade:

Os gráficos no papel probabilístico são apresentados nas Figuras 13, 14 e 15; para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente.

Figura 13 - Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5] / n$ no papel probabilístico para o ensaio 1.

Figura 14 - Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5] / n$
no papel probabilístico para o
ensaio 2

Figura 15 - Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5] / n$
no papel probabilístico para o
ensaio 3

Verifica-se pelas Figuras 13, 14 e 15 que os valores não se apresentam exatamente sobre uma reta do tipo $Y = x$. Notamos caudas nos extremos dos gráficos; portanto, não se pode considerar que os valores, ou seja, os resíduos padronizados ordenados, seguem a distribuição Normal.

4.1.3. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade

Para verificar se a suposição de homogeneidade é satisfeita utiliza-se a ferramenta da análise gráfica dos resíduos. Os gráficos apresentam-se nas Figuras 16, 17 e 18 para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente.

Figura 16 - Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 1

Figura-17-Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 2

Figura 18-Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 3

Nas Figuras 16, 17 e 18 nota-se uma grande concentração para valores baixos. Portanto, se tem forte evidência de que a suposição de homogeneidade de variâncias não foi satisfeita.

4.1.4. Aplicação dos testes formais

Conforme descrito no item 3.2.3.3., não será aplicado teste para verificação da homogeneidade de variâncias. As aplicações do teste de Tukey para não-aditividade e Lilliefors para normalidade foram feitas através do programa elaborado em BASIC, apresentado no apêndice. Os resultados foram os seguintes:

4.1.4.1. Teste de Tukey para não-aditividade

As análises de variância para aplicação do teste para os ensaios 1, 2 e 3 são as seguintes:

Ensaio 1:

Causas de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1.Não-aditividade	1	0.004	0.004	4.025
2.Novo Resíduo	68	0.072	0.001	
Resíduo	69	0.076	0.001	

O valor de $F_{1,68} \approx 7.03$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Ensaio 2:

Causas de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.065	0.065	68.043
2. Novo Resíduo	89	0.085	0.001	
Resíduo	90	0.151	0.002	

O valor de $F_{1,89} \approx 6.93$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, rejeita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Ensaio 3:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.002	0.002	3.723
2. Novo Resíduo	68	0.041	0.001	
Resíduo	69	0.043	0.001	

O valor de $F_{1,68} \approx 7.03$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

4.1.4.2. Teste de Lilliefors para normalidade

O teste é bilateral, onde:

H_0 : É razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

H_1 : Não é razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

Os resultados apresentados pelo programa em BASIC para os três ensaios são os seguintes:

Ensaio	$D_{\text{calculado}}$	$D_{\text{tabelado}} \quad (\alpha = 1\%)$
1	0.2104	0.1052
2	0.2239	0.0926
3	0.1443	0.1052

Nos três ensaios rejeita-se H_0 , ou seja, não é razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

4.1.5. Aplicação de transformação aos dados

Como verifica-se, algumas das hipóteses para aplicação da análise de variância não são satisfeitas.

tas. Diante deste impasse, temos que tomar uma decisão . Uma alternativa é tentar o uso de transformações . Utilizando-se a técnica descrita no item 3.2.4. para os dados de contagens, com auxílio do SANEST, temos:

$\log s^2 = a + b \log \bar{x}$, onde os valores de a e b para os três ensaios são os seguintes:

Ensaio	a	b	coef. de determinação
1	-3.162	1.322	0.8493
2	-2.208	1.479	0.9507
3	-3.907	1.198	0.8143

Para os três ensaios consideramos $b \approx 1$. Apesar de que no 2º ensaio b está bem mais próximo de 1.5. Mas, como nos outros dois ensaios apresentaram $b \approx 1$, ou seja, a transformação adequada é $Y = \sqrt{x}$, tentaremos também utilizá-la no ensaio 2.

Reaplicando-se as técnicas dos itens 4.1.1, 4.1.2, 4.1.3 e 4.1.4, temos:

4.1.5.1. Esquema de cinco números

O esquema de cinco números para o ensaio 1 utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$ é o seguinte:

nº de observações: 96

Mediana	0.1067	
QI-Quartil Inferior	0.0000	0.1602
EI-Extremo Inferior	0.0000	0.6856
	Quartil Superior-QS	
	Extremo Superior-ES	

A dispersão dos Quartis (d_F) e os limites críticos para "outliers" são os seguintes:

$$d_F = 0.1602 \Rightarrow 1.5 d_F = 0.2403$$

Limites críticos para "outliers":

-0.2403 e 0.4005

Para os ensaios 2 e 3 temos os seguintes resultados:

Resumo	Ensaio 2	Ensaio 3
Nº de observações	124	96
Mediana	0.0911	0.1228
QI	0.0000	0.0000
QS	0.1746	0.2416
EI	0.0000	0.0000
ES	0.8139	0.7252
d_F	0.1746	0.2416
$1.5 d_F$	0.2619	0.3624
Limites críticos para	-0.2619	-0.3624
"outliers"	0.4365 ^e	0.6040 ^e

Além do esquema de cinco números temos:

Ensaio	1		2		3	
Estatísticas	C*	S**	C*	S**	C*	S**
Média	0.1312	0.0384	0.1228	0.0369	0.1564	0.0497
Variância	0.0214	0.0072	0.0220	0.0091	0.0255	0.0093
Amplitude	0.6856	0.4701	0.8139	0.6624	0.7252	0.5259
Dif.Quartis	0.1602	0.0257	0.1746	0.0305	0.3624	0.0584
Coef.Var.(%)	111.342	221.079	120.795	257.849	102.167	193.530
Coef.Assim.	1.888	3.470	2.230	4.915	1.476	3.553
Coef.Curtose	6.857	14.741	9.676	28.789	5.677	15.981

* C - Dados com transformação

** S - Dados sem transformação

Notamos com a transformação, o seguinte:

- A amplitude continua ainda, bem maior do que a diferença de quartis.
- A mediana para o ensaio 1 passou a ficar mais próxima do quartil superior; enquanto, que para os ensaios 2 e 3 está situada quase que no meio.

Pode-se considerar que houve uma melhora na assimetria e espalhamento dos valores, verificado também através dos coeficientes de assimetria e de variação.

Pelos limites críticos para "outliers", as variedades candidatas a "outliers" seriam:

Ensaio	Variedades - "outliers"	
	com transformação	sem transformação
1	IAC66-6, SP73-1296	IAC66-6, RB-71-5400, SP73-1296, CB68-164
2	IAC66-6	IAC66-6, RB71-5400
3	IAC66-6	IAC66-6, RB71-5400

4.1.5.2. Desenho Esquemático "BOXPLOT"

Utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$, temos nas Figuras 19, 20 e 21 para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente, os seguintes desenhos esquemáticos:

Figura 19-Desenho Esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 1 segundo a transformação $Y = \sqrt{x}$

Figura 20-Desenho Esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 2 segundo a transformação $Y = \sqrt{x}$

Figura 21-Desenho Esquemático
 "BOXPLOT" para o en-
 saio 3 segundo a
 transformação $Y = \sqrt{X}$

Nota-se nas figuras 19, 20 e 21, que muitos dos valores considerados externos sem a transformação, Figuras 10, 11 e 12, não apareceram mais nos gráficos e a mediana passou a se encontrar praticamente no meio dos Quartis, levando-se a constatar que a transformação melhorou o resultado, ou seja, diminuindo-se as assimetrias e grandes variações entre os valores.

4.1.5.3. Aplicação da técnica de análise gráfica de resíduos para normalidade

Os gráficos no papel probabilístico são apresentados nas Figuras 22, 23 e 24; para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente, utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$.

Figura 22 - Gráfico $d_i \times 100 \cdot [i - 0.5] / n$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$ para o ensaio 1.

Figura 23 - Gráfico $d_i \times 100 \cdot [i - 0.5] / n$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ para o ensaio 2

Figura 24 - Gráfico $d_i \times 100 \cdot [i - 0.5] / n$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ para o ensaio 3

Aplicando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$, notamos pelas Figuras 22, 23 e 24, comparando-se com as Figuras 13, 14 e 15, respectivamente, que houve uma melhora estando os resíduos quase que em torno de uma reta $Y = x$, diminuindo a presença das caudas nos extremos.

Pode-se considerar então, que a transformação melhorou o resultado, ou seja, os resíduos seguem aproximadamente a distribuição normal.

No item 4.1.5.5.2, mais adiante, aplica-se o teste para normalidade.

4.1.5.4. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade

Utilizando-se a análise gráfica dos resíduos para verificar se a suposição de homogeneidade é satisfeita após o uso da transformação $Y = \sqrt{X}$, nos ensaios 1, 2 e 3, temos respectivamente nas Figuras 25, 26 e 27, os gráficos:

Figura 25- Gráfico $\hat{Y}_{ij}$ x d_{ij} com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 1

Figura 26- Gráfico $\hat{Y}_{ij}$ x d_{ij} com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 2

Figura 27- Gráfico $\hat{Y}_{ij}$ x d_{ij} com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio ij 3

Nas Figuras 25, 26 e 27 verifica-se uma melhora nos dados comparados com as Figuras 16, 17 e 18, sem transformação. Os resíduos estão menos concentrados para valores pequenos e menos dispersos para valores grandes, indicando certa homogeneidade de variâncias.

4.1.5.5. Aplicação dos testes formais

Pelo mesmo motivo descrito no item 4.1.4. não utilizaremos testes para verificação da homogeneidade de variância. Utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$, temos os seguintes resultados para os testes:

4.1.5.5.1. Teste de Tukey para não-aditividade

As análises de variâncias para aplicação do teste para os ensaios 1, 2 e 3 são os seguintes:

Ensaio 1:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.004	0.004	0.708
2. Novo Resíduo	68	0.370	0.005	
Resíduo	69	0.374	0.005	

O valor de $F_{1,68} \approx 7.03$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Ensaio 2:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.003	0.003	0.579
2. Novo Resíduo	89	0.507	0.006	
Resíduo	90	0.511	0.006	

O valor de $F_{1,89} \approx 6.93$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Ensaio 3:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.012	0.012	2.439
2. Novo Resíduo	68	0.325	0.005	
Resíduo	69	0.336	0.005	

O valor de $F_{1,68} \approx 7.03$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Logo, a transformação tornou o modelo aditivo para o ensaio 3 e continuou aditivo para os ensaios 1 e 2, diminuindo-se o valor de "F" calculado.

4.1.5.5.2. Teste de Lilliefors para normalidade

Os resultados apresentados pelo programa em BASIC, utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ nos 3 ensaios são os seguintes:

Ensaio	sem transf.	com transf.	$D_{\text{Tabelado}} (\alpha=1\%)$
	$D_{\text{Calculado}}$	$D_{\text{Calculado}}$	
1	0.2104	0.0961	0.1052
2	0.2239	0.0862	0.0926
3	0.1443	0.1107	0.1052

Logo, com a transformação, segundo o teste de Lilliefors, leva-se a concluir que os resíduos seguem aproximadamente a distribuição normal. No caso do ensaio 3, como a diferença de $D_{\text{Calculado}}$ é mínima de D_{Tabelado} , aceitamos mesmo assim a hipótese de normalidade.

4.1.6. Análise de variância e comparações entre médias de tratamentos com e sem transforma- ções

4.1.6.1. Quadro da análise de variância

O quadro da análise de variância do deli-

neamento em blocos ao acaso segue o seguinte esquema:

Causas de Variação	G.L.
Variedades	I-1
Blocos	J-1
Resíduos	(I-1)(J-1)
TOTAL	IJ-1

o de utilizando o sistema computacional SANEST , encontramos:

	Região de Primeiro de Maio					
	Ensaio 1		Ensaio 2		Ensaio 3	
	C*	S**	C*	S**	C*	S**
Teste F	13.12	23.84	12.83	19.15	18.41	58.61
Média Geral	0.1312	0.0384	0.1228	0.0369	0.1564	0.0497
Coef.Var.(%)	56.09	86.47	61.36	110.88	44.65	50.84
Prob. > F	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001

C* - Dados com transformação

S**- Dados sem transformação

Nota-se que ao nível $\alpha = 1\%$ já rejeitamos a hipótese de que as médias dos tratamentos são iguais tanto para dados com transformação, como para dados sem transformação.

Observa-se também, que a transformação $Y = \sqrt{X}$ diminuiu o valor de "F" calculado e diminuiu também a va-

riação dos dados para os 3 ensaios, visto pelo coeficiente de variação.

4.1.6.2. Comparações Múltiplas

As comparações entre médias de tratamentos serão feitas, utilizando-se o teste de Tukey. Para os dados da região de Primeiro de Maio; ensaios 1, 2 e 3 sem transformação, as tabelas das comparações são respectivamente os seguintes:

A3. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 1, sem transformação da região 1º de Maio.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.3791	a	13	SP74-5117	0.0099	c
2	SP73-1296	0.1745	b	14	SP70-1484	0.0098	c
3	RB71-5400	0.0650	c	15	RB73-5201	0.0094	c
4	CB68-164	0.0509	c	16	SP71-345	0.0091	c
5	RB5600	0.0361	c	17	IAC-1001	0.0084	c
6	RB73-8168	0.0317	c	18	RB72-5025	0.0073	c
7	IAC1006	0.0274	c	19	RB72-5564	0.0070	c
8	CO421	0.0262	c	20	SP74-5201	0.0045	c
9	IAC74-272	0.0181	c	21	NA56-79	0.0027	c
10	CP51-21	0.0154	c	22	RB72-454	0.0022	c
11	SP74-8355	0.0136	c	23	SP74-5009	0.0013	c
12	IAC1002	0.0102	c	24	SP74-3042	0.0010	c

* A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$, é $\Delta = 0.0894$.

Tabela A4. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 2, sem transformação da região 1º de Maio.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.4967	a	17	CB56-37	0.0099	c
2	RB71-5400	0.1251	b	18	SP74-1057	0.0096	c
3	CO421	0.0621	bc	19	SP71-6163	0.0073	c
4	IAC1005	0.0612	bc	20	SP74-1065	0.0066	c
5	IAC74-153	0.0597	bc	21	SP74-11	0.0049	c
6	RB73-5630	0.0470	bc	22	H66-2857	0.0039	c
7	SP74-5193	0.0430	bc	23	MEX56-18	0.0035	c
8	SP70-1484	0.0378	bc	24	NA56-79	0.0034	c
9	RB73-5323	0.0306	bc	25	SP74-1003	0.0028	c
10	SP74-1034	0.0247	bc	26	IAC74-471	0.0017	c
11	CB61-99	0.0207	bc	27	CB68-160	0.0013	c
12	CB49-260	0.0186	bc	28	SP73-1086	0.0013	c
13	CB68-135	0.0175	bc	29	RB73-5070	0.0012	c
14	IAC1003	0.0151	bc	30	CB65-4	0.0009	c
15	SP70-4796	0.0132	bc	31	RB73-8029	0.0008	c
16	SP74-131	0.0122	c				

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si do nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$, é $\Delta = 0.1123$.

Tabela A5. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 3, sem transformação da região 1ª de Maio.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.4678	a	13	IAC74-622	0.0172	cde
2	RB71-5400	0.1365	b	14	IAC74-589	0.0153	de
3	TUC67-24	0.0840	bc	15	IAC1004	0.0116	e
4	IAC71-1001	0.0819	bcd	16	RB73-5259	0.0080	e
5	CO421	0.0643	cde	17	RB73-5064	0.0052	e
6	SP74-5053	0.0520	cde	18	IAC-1007	0.0049	e
7	RB72-158	0.0507	cde	19	H68-2271	0.0048	e
8	SP74-1103	0.0502	cde	20	UCW54/65	0.0030	e
9	SP74-1072	0.0420	cde	21	H63-4342	0.0024	e
10	SP70-1484	0.0338	cde	22	NA56-79	0.0013	e
11	TUC68-19	0.0309	cde	23	SP73-356	0.0013	e
12	IAC74-497	0.0230	cde	24	RB73-5259	0.0007	e

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$ é: $\Delta = 0.0672$.

Para os 3 ensaios, procurou-se distribuir os tratamentos em 3 grupos, de classe de incidência:

Grupos	Nº dos trat. do ensaio 1	Nº dos trat. do ensaio 2	Nº dos trat. do ensaio 3
1. Alta Incidência	1	1	1 e 2
2. Média Incidência	2	2	3 e 4
3. Baixa Incidência	3 a 24	3 a 31	5 a 24

Utilizando-se os dados transformados $Y=\sqrt{x}$, para a região Primeiro de Maio dos ensaios 1, 2 e 3 temos respectivamente, as seguintes tabelas das comparações múltiplas:

Tabela A6. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 1, com transformação da região de 1º de Maio.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.6137	a	13	IAC-1002	0.0849	cd
2	SP73-1296	0.3940	b	14	RB73-5201	0.0815	cd
3	RB71-5400	0.2189	bc	15	RB72-5025	0.0723	cd
4	CB68-164	0.2083	bcd	16	SP71-345	0.0672	cd
5	RB73-5600	0.1831	cd	17	IAC1001	0.0643	cd
6	RB73-8168	0.1760	cd	18	RB72-5564	0.0558	cd
7	CO421	0.1595	cd	19	SP74-5117	0.0496	cd
8	IAC1006	0.1503	cd	20	Na56-79	0.0369	cd

Tabela A6. cont.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
9	IAC74-272	0.1285	cd	21	SP74-5201	0.0336	cd
10	CP51-21	0.1194	cd	22	RB72-454	0.0235	cd
11	SP74-8355	0.0983	cd	23	SP74-5009	0.0177	d
12	SP70-1484	0.0968	cd	24	SP74-3042	0.0160	d

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha=5\%$ é: $\Delta = 0.1985$.

Tabela A7. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 2, com transformação da Região de 1º de Maio.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.6939	a	17	SP74-1057	0.0837	cde
2	RB71-5400	0.3465	b	18	SP71-6163	0.0805	cde
3	IAC74-153	0.2377	bc	19	SP70-4796	0.0732	cde
4	IAC1005	0.2345	bcd	20	SP74-1065	0.0563	cde
5	CO421	0.2329	bcd	21	SP74-1003	0.0447	cde
6	SP74-5193	0.2019	bcde	22	H66-2857	0.0436	cde
7	RB73-5630	0.2010	bcde	23	MEX56-18	0.0406	cde
8	SP70-1484	0.1655	bcde	24	SP74-11	0.0350	cde
9	RB73-5323	0.1644	bcde	25	NA56-79	0.0289	de
10	SP74-1034	0.1287	cde	26	IAC74-471	0.0206	e
11	CB49-260	0.1160	cde	27	CB68-160	0.0179	e
12	CB68-135	0.1120	cde	28	SP73-1086	0.0177	e

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
13	IAC1003	0.1101	cde	29	RB73-5070	0.0175	e
14	CB61-99	0.0955	cde	30	CB65-4	0.0150	e
15	SP74-131	0.0921	cde	31	RB73-8029	0.0144	e
16	CB56-37	0.0840	cde				

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha=5\%$ é: $\Delta = 0.2068$.

Tabela A8. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 3, com transformação da região de 1º de Maio.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.6834	a	13	IAC74-497	0.1069	cdef
2	RB71-5400	0.3651	b	14	IAC-1004	0.1024	cdef
3	TUC67-24	0.2882	bc	15	RB73-5259	0.0923	def
4	IAC71-1001	0.2739	bcd	16	IAC74-589	0.0618	ef
5	C0421	0.2525	bcd	17	RB73-5064	0.0499	ef
6	RB72-158	0.2199	bcde	18	IAC-1007	0.0489	ef
7	SP74-1103	0.2178	bcde	19	UCW54/65	0.0387	ef
8	SP74-5053	0.1899	bcdef	20	H68-2271	0.0346	ef
9	SP70-1484	0.1810	bcdef	21	H63-4342	0.0343	ef
10	SP70-1072	0.1711	cdef	22	NA56-79	0.0182	f
11	TUC68-19	0.1666	cdef	23	SP73-356	0.0180	f
12	IAC74-622	0.1251	cdef	24	RB73-5198	0.0127	f

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha=5\%$ é: $\Delta = 0.1883$.

Portanto, após a transformação chegamos à seguinte conclusão:

Grupos	Nº dos trat. do ensaio 1	Nº dos trat. do ensaio 2	Nº dos trat. do ensaio 3
1. Alta Incidência	1	1	1 e 2
2. Média Incidência	2 a 4	2 a 5	2 a 9
3. Baixa Incidência	5 a 24	6 a 31	10 a 24

4.2. Região de Jacareí - S.P.

Os dados dos ensaios 1, 2 e 3 encontram-se no apêndice nas tabelas 4, 5 e 6, respectivamente. O mesmo critério do item 4.1 será adotado para a região de Jacareí; ou seja, as variedades que apresentarem nos quatro blocos valores nulos serão considerados imunes à doença.

Nas tabelas 11, 12 e 13 do apêndice, apre-

sentamos os dados originais dos ensaios 1, 2 e 3, respectivamente, sem os tratamentos nulos nos quatro blocos.

4.2.1. Aplicação das técnicas da análise exploratória

4.2.1.1. Esquema de cinco números

Apresentaremos o esquema para o resumo de cinco números apenas para o primeiro ensaio. Para os outros dois apresentaremos apenas os valores sem o esquema.

No caso do Ensaio 1 temos o seguinte esquema de cinco números:

Nº de observações: 112			
Mediana	0.0318		
QI-Quartil Inferior	0.0077	0.0915	Quartil Superior-QS
EI-Extremo Inferior	0.0000	0.6738	Extremo Superior-ES

Antes de calcularmos os limites críticos para "outliers", precisamos calcular a dispersão dos Quartis (d_F). O método para o cálculo dos limites e dispersão foi apresentado no item 3.2.1.3. Aplicando o método temos:

$$d_F = 0.0838 \Rightarrow 1.5 d_F \Rightarrow 0.1257$$

Limites críticos para "outliers"
- 0.1180 e 0.2172

Para os ensaios 2 e 3 temos os seguintes resultados:

Resumo	Ensaio 2	Ensaio 3
nº de observações	112	100
mediana	0.0346	0.0287
QI	0.0092	0.0000
QS	0.1012	0.0849
EI	0.0000	0.0000
ES	0.5918	0.5909
d_F	0.0920	0.0849
$1.5 \cdot d_F$	0.1380	0.1274
limites críticos para	0.1288	0.1274
"outliers"	0.2392^e	0.2123^e

Além do esquema resumo de cinco números o sistema SANEST nos apresenta outras informações que serão úteis. As informações são as seguintes:

ensaios estatísticas	1	2	3
média	0.0758	0.0764	0.0734
variância	0.0152	0.0124	0.0126
amplitude	0.6738	0.5918	0.5909
dif. de Quartis	0.0838	0.0920	0.0849
coef. de Var. (%)	162.574	145.657	152.799
coef. de Assimetria	2.930	2.758	2.475
coef. de Curtose	12.458	11.443	9.896

Pelo esquema de cinco números para os 3 ensaios, temos as seguintes informações:

- A amplitude (que é a diferença de extremos) é bem maior do que a diferença de quartis.
- A mediana está mais próxima do quartil inferior do que do quartil superior.

Essas duas observações são fortes indicações da assimetria para valores grandes e do grande espalhamento dos valores em si. Os coeficientes de variação e de assimetria nos confirma a variabilidade dos dados e a assimetria.

Pelos limites críticos para "outliers", as variedades candidatas a "outliers" seriam:

Ensaio	Variedades("outliers")
1	IAC66-6, SP73-1296, CB68-164
2	IAC66-6
3	IAC66-6, IAC71-1001

Observação: Como na região de Primeiro de Maio, consideramos também como candidatas a "outliers" apenas as variedades que apresentaram valores fora dos limites, em dois ou mais blocos.

4.2.1.2. Desenho Esquemático -

"BOXPLOT"

O desenho esquemático é apresentado nas Figuras 28, 29 e 30 para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente.

Figura 28- Desenho Esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 1

Figura 29- Desenho Esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 2

Figura 30- Desenho Esquemático "BOXPLOT" para o ensaio 3

O desenho esquemático - "BOXPLOT" mostra de maneira mais clara (graficamente) as informações do esquema de cinco números. Nas Figuras 28, 29 e 30 para os 3 ensaios, verifica-se nitidamente os pontos soltos ou candidatos a "outliers". Aqui também, como na região de Primeiro de Maio, não considera-se estes pontos como "excepcionais".

4.2.2. Aplicação da técnica de análise gráfica dos resíduos para normalidade

Os gráficos no papel probabilístico são apresentados nas Figuras 31, 32 e 33; para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente.

Figura 31 - Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5] / n$ no papel probabilístico para o ensaio 1.

Figura 32 - Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5] / n$ no papel probabilístico para o ensaio 2.

Figura 33 - Gráfico $d_i \times 100 [i-0.5] / n$ no papel probabilístico para o ensaio 3.

Verifica-se pelas Figuras 31, 32 e 33 que os valores não se apresentam exatamente sobre uma reta do tipo $Y = x$. Nota-se caudas leves nos extremos dos gráficos das quais não se pode considerar que os valores ou seja, os resíduos padronizados ordenados, seguem a distribuição Normal.

4.2.3. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade

Para verificar se a suposição de homogeneidade é satisfeita, utiliza-se a ferramenta da análise gráfica dos resíduos. Os gráficos apresentam-se nas Figuras 34, 35 e 36 para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente.

Figura 34 - Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 1

Figura 35-Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 2

Figura 36-Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ para o ensaio 3

Nas Figuras 34, 35 e 36 nota-se uma grande concentração para valores baixos. Portanto, tem-se forte evidência de que a suposição de homogeneidade de variâncias não foi satisfeita.

4.2.4. Aplicação dos testes formais

Conforme descrito no item 3.2.3.3., não será aplicado teste para verificação da homogeneidade de variâncias. As aplicações do teste de Tukey para não-aditividade e Lilliefors para normalidade foram feitas através do programa elaborado em BASIC, apresentado no apêndice. Os resultados foram os seguintes:

4.2.4.1. Teste de Tukey para não-aditividade

As análises de variâncias para aplicação do teste para os ensaios 1, 2 e 3 são as seguintes:

Ensaio 1:

Causas de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.019	0.019	9.167
2. Novo Resíduo	80	0.165	0.002	
Resíduo	81	0.184	0.002	

O valor de $F_{1,80} \approx 6.96$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, rejeita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Ensaio 2:

Causas de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.000	0.000	0.145
2. Novo Resíduo	80	0.208	0.003	
Resíduo	81	0.208	0.003	

O valor de $F_{1,80} \approx 6.96$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Ensaio 3:

Causas de variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.000	0.000	0.100
2. Novo Resíduo	71	0.276	0.004	
Resíduo	72	0.277	0.004	

O valor de $F_{1,80} \approx 7.01$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, também aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

4.2.4.2. Teste de Lilliefors para a normalidade

O teste é bilateral, onde:

H_0 : É razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

H_1 : Não é razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

Os resultados apresentados pelo programa em BASIC para os três ensaios são os seguintes:

Ensaio	$D_{\text{Calculado}}$	$D_{\text{Tabelado}} (\alpha = 1\%)$
1	0.1524	0.0974
2	0.1307	0.0974
3	0.1621	0.0886

Nos três ensaios rejeita-se H_0 , ou seja, não é razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

4.2.5. Aplicação de transformação dos dados

Como verifica-se, algumas das hipóteses para aplicação da análise de variância não são satisfeitas. Seguindo o mesmo raciocínio do item 4.1.5 e a mesma técnica descrita no item 3.2.4, temos:

$\log s^2 = a + b \log \bar{x}$, onde os valores de a e b para os três ensaios são os seguintes:

Ensaio	a	b	coef. de determinação
1	-2.99	1.25	0.8819
2	-2.84	1.32	0.7675
3	-2.85	1.24	0.7954

Nos três ensaios consideraremos $b = -1$. Logo, a transformação adequada é $Y = \sqrt{x}$.

Reaplicando-se as técnicas dos itens 4.1.1, 4.1.2, 4.1.3 e 4.1.4, temos:

4.2.5.1. Esquema de cinco números

O esquema de cinco números para o ensaio 1 utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$ é o seguinte:

Nº de observações: 112

Mediana	0.1785	
QI-Quartil Inferior	0.0880	0.3023
EI-Extremo Inferior	0.0000	0.8209
	Quartil Superior-QS	
	Extremo Superior-ES	

A dispersão dos Quartis (d_F) e os limites críticos para "outliers" são os seguintes:

$$d_F = 0.2143 \Rightarrow 1.5 d_F = 0.3214$$

Limites críticos para "outliers":

- 0.2334 e 0.6237

Para os ensaios 2 e 3 temos os seguintes resultados:

Resumo	Ensaio 2	Ensaio 3
Nº de Observações	112	100
Mediana	0.1859	0.1692
QI	0.0958	0.0000
QS	0.3180	0.2913
EI	0.0000	0.0000
ES	0.7693	0.7687
d_F	0.2222	0.2913
$1.5 d_F$	0.3333	0.4370
Limites críticos para	-0.2375	-0.4370
"outliers"	0.6513 ^e	0.7283 ^e

Além do esquema de cinco números, temos:

Ensaio	1		2		3	
	C*	S**	C*	S**	C*	S**
Estatísticas						
Média	0.2066	0.0758	0.2148	0.0764	0.1963	0.0734
Variância	0.0333	0.0152	0.0305	0.0124	0.0352	0.0126
Amplitude	0.8208	0.6738	0.7693	0.5918	0.7687	0.5909
Dif.Quartis	0.2143	0.0838	0.2222	0.0920	0.2913	0.0849
Coef.Var.(%)	88.394	162.574	81.309	145.657	95.620	152.799
Coef.Assim.	1.152	2.930	0.896	2.758	0.853	2.475
Coef.Curtose	4.353	12.458	3.886	11.443	3.236	9.896

* C - Dados com transformação

** S - Dados sem transformação

Nota-se com a transformação o seguinte:

- A amplitude continua, ainda bem maior do que a diferença de quartis.
- A mediana passou a ficar quase que no meio dos quartis.

Verifica-se pois, uma melhora na assimetria e espalhamento dos valores através dos coeficientes de assimetria e de variação, nos quais houve reduções.

Pelos limites críticos para "outliers" as variedades candidatas a "outliers" seriam:

Ensaio	Variedades - "outliers"	
	com transformação	sem transformação
1	IAC66-6	IAC66-6, SP73-1296, CB68-164
2	IAC66-6	IAC66-6
3	IAC66-6	IAC66-6, IAC71-1001

4.2.5.2. Desenho Esquemático - "BOXPLOT"

Utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$, temos nas Figuras 37, 38 e 39 para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente, os seguintes desenhos esquemáticos:

Figura 37-Desenho Esquemático
"BOXPLOT" para o en-
saio 1 segundo a
transformação $Y = \sqrt{x}$

Figura 38-Desenho Esquemático
"BOXPLOT" para o en-
saio 2 segundo a
transformação $Y = \sqrt{x}$

Figura 39-Desenho Esquemático
"BOXPLOT" para o en-
saio 3 segundo a
transformação $Y = \sqrt{x}$

Nota-se nas Figuras 37, 38 e 39 que os valores considerados externos sem a transformação, Figuras 28, 29 e 30, não apareceram mais nos gráficos e a mediana passou a se encontrar praticamente no meio do quartis, levando-nos a constatar que a transformação melhorou o resultado, ou seja, diminuem-se as assimetrias e as grandes variações entre os valores.

4.2.5.3. Aplicação da técnica de análise gráfica de resíduos para normalidade

Os gráficos no papel probabilístico são apresentados nas Figuras 40, 41 e 42; para os ensaios 1, 2 e 3, respectivamente, utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$.

Figura 40 - Gráfico $d_i \times 100 \cdot [i-0.5] / n$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y=\sqrt{X}$ para o ensaio 1.

Figura 41 - Gráfico $d_i \times 100 \cdot [i-0.5] / n$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y=\sqrt{X}$ para o ensaio 2.

Figura 42 - Gráfico $d_i \times 100 \left[\frac{i-0.5}{n} \right]$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y=\sqrt{x}$ para o ensaio 3.

Aplicando-se a transformação $Y=\sqrt{x}$, notamos pelas Figuras 40, 41 e 42, em comparação com as Figuras 31, 32 e 33, que houve uma melhora, estando os resíduos quase que em torno de uma reta $Y = x$, diminuindo a presença das caudas nos extremos. Podemos considerar, então, que a transformação melhorou o resultado, ou seja, os resíduos seguem aproximadamente a distribuição Normal.

4.2.5.4. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade

Figura 43 - Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 1.

Figura 44 - Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$ nos dados do ensaio 2

Figura 45 - Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y=\sqrt{x}$ nos dados do ensaio 3

Nas Figuras 43, 44 e 45 verifica-se uma melhora nos dados comparados com as Figuras 34, 35 e 36 sem transformação. Os resíduos estão menos concentrados para valores pequenos e menos dispersos para valores grandes, indicando certa homogeneidade de variâncias.

4.2.5.5. Aplicação dos testes formais

Pelo mesmo motivo descrito no item 4.1.4 não utilizaremos testes para verificação da homogeneidade

de variâncias. Utilizando-se a transformação $Y=\sqrt{x}$, temos os seguintes resultados para os testes:

4.2.5.5.1. Teste de Tukey para não-aditividade

As análises de variâncias para aplicação do teste para os ensaios 1, 2 e 3 são os seguintes:

Ensaio 1:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.000	0.000	0.029
2. Novo Resíduo	80	0.721	0.009	
Resíduo	81	0.721	0.009	

O valor de $F_{1,80} \approx 6.96$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Ensaio 2:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.000	0.000	0.005
2. Novo Resíduo	80	0.804	0.010	
Resíduo	81	0.804	0.010	

O valor de $F_{1,80} \approx 6.96$ (tabelado ao nível

$\alpha = 1\%$). Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Ensaio 3:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não -aditividade	1	0.002	0.002	0.161
2. Novo Resíduo	71	0.842	0.012	
Resíduo	72	0.844	0.012	

O valor de $F_{1,71} \approx 7.01$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

4.2.5.5.2. Teste de Lilliefors para normalidade

Os resultados apresentados pelo programa computacional em linguagem BASIC, utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ nos 3 ensaios são os seguintes:

Ensaio	sem transf.	com transf.	$D_{\text{Tabelado}} (\alpha = 1\%)$
	$D_{\text{Calculado}}$	$D_{\text{Calculado}}$	
1	0.1524	0.0768	0.0974
2	0.1307	0.0898	0.0974
3	0.1621	0.0939	0.1031

Logo, com a transformação dos dados, aplicando-se o teste de Lilliefors conclui-se que os resíduos seguem aproximadamente a distribuição Normal.

4.2.6. Análise de variância e comparações entre médias de tratamentos com e sem transformações

4.2.6.1. Quadro da análise de variância

O quadro da análise de variância do delineamento em blocos ao acaso segue o esquema já apresentado no item 4.1.6.1 para a região de Primeiro de Maio.

Utilizando o sistema computacional SANEST, obtivemos os seguintes resultados:

	Região de Jacareí					
	Ensaio 1		Ensaio 2		Ensaio 3	
	C*	S*	C*	S*	C*	S*
Teste F	12.27	24.41	9.30	16.58	9.34	10.46
Média Geral	0.2066	0.0758	0.2149	0.0764	0.1963	0.0734
Coef.de Var.(%)	45.65	62.85	46.36	66.32	55.15	84.44
Prob. > F	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001

C* - Dados com transformação

S* - Dados sem transformação

Verifica-se que ao nível $\alpha = 1\%$ já se rejeita a hipótese de que as médias dos tratamentos são iguais, tanto para dados com transformação como sem transformação. Nota-se também, que a transformação $Y = \sqrt{X}$ diminuiu o valor de "F" calculado e diminuiu também a variação dos dados para os 3 ensaios, visto pelo coeficiente de variação.

4.2.6.2. Comparações múltiplas

As comparações entre médias de tratamentos serão feitas, utilizando-se o teste de Tukey. Para os dados da região de Jacareí, ensaios 1, 2 e 3 sem transformação, as tabelas das comparações são respectivamente os seguintes:

Tabela A9. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 1, sem transformação da região de Jacareí.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.5737	a	15	CO421	0.0394	cd
2	CB68-164	0.2577	b	16	IAC-1002	0.0246	cd
3	SP73-1296	0.2529	b	17	SP74-8355	0.0245	cd
4	RB73-5600	0.1346	bc	18	IAC-1001	0.0213	cd
5	SP74-5117	0.0955	cd	19	SP74-3061	0.0173	cd
6	IAC-1006	0.0923	cd	20	RB72-5564	0.0171	cd
7	SP70-1484	0.0879	cd	21	SP74-5169	0.0129	cd
8	TRITON	0.0840	cd	22	RB72-5025	0.0126	cd
9	SP74-5201	0.0741	cd	23	RB72-454	0.0108	cd
10	IAC74-272	0.0699	cd	24	NA56-79	0.0097	cd
11	RB71-5400	0.0594	cd	25	CP51-21	0.0095	cd
12	SP71-345	0.0468	cd	26	SP74-3214	0.0028	d
13	RB73-8168	0.0455	cd	27	SP74-23	0.0020	d d
14	RB73-5201	0.0395	cd	28	IAC74-379	0.0024	d

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$ é: $\Delta = 0.1302$.

Tabela A10. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 2, sem transformação da região de Jacareí.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.5305	a	15	CO421	0.0579	cd
2	RB73-5630	0.1971	b	16	CB61-99	0.0540	cd
3	SP74-5193	0.1892	bc	17	CB56-37	0.0389	d
4	SP74-11	0.1393	bcd	18	IAC74-471	0.0304	d
5	SP70-1484	0.1166	bcd	19	NA56-79	0.0234	d
6	IAC74-153	0.1069	bcd	20	IAC1003	0.0214	d
7	SP74-131	0.0874	bcd	21	CB65-4	0.0160	d
8	SP74-1034	0.0756	bcd	22	SP71-6163	0.0155	d
9	SP74-1057	0.0737	bcd	23	CB68-160	0.0134	d
10	RB73-5323	0.0721	bcd	24	SP74-51	0.0110	d
11	IAC1005	0.0683	bcd	25	MEX56-18	0.0091	d
12	RB71-5400	0.0624	bcd	26	SP74-1003	0.0051	d
13	CB49-260	0.0612	bcd	27	CB61-76	0.0026	d
14	H66-2857	0.0597	bcd	28	CB68-135	0.0013	d

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$ é: $\Delta = 0.1386$.

Tabela All. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 3, sem transformação da região de Jacareí.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.4467	a	14	IAC1004	0.0226	c
2	SP74-1072	0.2052	b	15	NA56-79	0.0214	c
3	IAC71-1001	0.2006	b	16	SP71-6154	0.0136	c
4	RB72-158	0.1697	bc	17	RB74-5464	0.0132	c
5	SP70-1484	0.1373	bc	18	IAC74-589	0.0113	c
6	UCW54/65	0.1128	bc	19	H63-4342	0.0096	c
7	RB71-5400	0.1033	bc	20	RB73-5064	0.0077	c
8	TUC67-24	0.0878	bc	21	IAC-1007	0.0075	c
9	IAC74-622	0.0764	bc	22	SP73-5327	0.0073	c
10	SP74-1103	0.0549	bc	23	IAC74-497	0.0059	c
11	RB73-5259	0.0449	bc	24	SP74-3329	0.0034	c
12	CO421	0.0434	bc	25	SP73-356	0.0031	c
13	TUC68-19	0.0260	c				

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$ é: $\Delta = 0.1669$.

Para os 3 ensaios, procurou-se distribuir os tratamentos em 3 grupos de classe de incidência:

Grupos	Nº dos trat. do ensaio 1	Nº dos trat. do ensaio 2	Nº dos trat. do ensaio 3
1. Alta Incidência	1	1	1
2. Média Incidência	2 a 4	2 e 3	2 e 3
3. Baixa Incidência	5 a 28	4 a 28	4 a 25

Utilizando-se os dados transformados $Y = \sqrt{X}$ para a região de Jacareí dos ensaios 1, 2 e 3; temos respectivamente as seguintes tabelas das comparações múltiplas:

Tabela A12. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 1, com transformação da região de Jacareí.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.7545	a	15	SP71-345	0.1698	cde
2	CB68-164	0.5028	ab	16	IAC-1002	0.1485	cde
3	SP73-1296	0.4962	b	17	IAC-1001	0.1303	cde
4	RB73-5600	0.3622	bc	18	SP74-8355	0.1295	cde
5	SP74-5117	0.2922	bcd	19	SP74-3061	0.1221	cde
6	IAC-1006	0.2806	bcde	20	RB72-5564	0.1115	cde
7	SP70-1484	0.2803	bcde	21	SP74-5169	0.0977	de
8	IAC74-272	0.2568	bcde	22	RB72-5025	0.0913	de
9	SP74-5201	0.2545	bcde	23	RB72-454	0.0692	de
10	TRITON	0.2486	bcde	24	CP51-21	0.0668	de
11	RB73-8168	0.2046	cde	25	NA56-79	0.0661	de
12	RB71-5400	0.2046	cde	26	SP74-3214	0.0264	e
13	RB73-5201	0.1978	cde	27	SP74-23	0.0252	e
14	CO421	0.1706	cde	28	IAC74-379	0.0246	e

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$ é: $\Delta = 0.2579$.

Tabela A13. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 2, com transformação da região de Jacareí.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.7275	a	15	IAC-1005	0.1981	bcdef
2	RB73-5630	0.4329	b	16	RB73-5323	0.1870	bcdef
3	SP74-5193	0.4293	b	17	CB56-37	0.1849	bcdef
4	SP74-11	0.3439	bc	18	NA56-79	0.1470	cdef
5	SP70-1484	0.3370	bc	19	IAC1003	0.1454	cdef
6	IAC74-153	0.3092	bcd	20	SP71-6163	0.0880	cdef
7	SP74-131	0.2918.	bcde	21	CB65-4	0.0874	cdef
8	SP74-1034	0.2621	bcdef	22	IAC74-471	0.0871	cdef
9	SP74-1057	0.2610	bcdef	23	SP74-51	0.0852	cdef
10	RB71-5400	0.2459	bcdef	24	MEX56-18	0.0820	cdef
11	C0421	0.2380	bcdef	25	CB68-160	0.0817	cdef
12	CB49-260	0.2366	bcdef	26	SP74-1003	0.0499	def
13	CB61-99	0.2231	bcdef	27	CB61-76	0.0254	ef
14	H66-2857	0.2104	bcdef	28	CB68-135	0.0182	f

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$ é: $\Delta = 0.2724$.

Tabela A14. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio 3, com transformação da região de Jacareí.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.6608	a	14	NA56-79	0.1261	cde
2	SP74-1072	0.4455	ab	15	IAC1004	0.1061	cde
3	IAC71-1001	0.4369	ab	16	RB74-5464	0.0812	de
4	RB72-158	0.3829	abc	17	SP71-6154	0.0783	de
5	SP70-1484	0.3446	bcd	18	IAC-1007	0.0610	de
6	RB71-5400	0.3052	bcde	19	SP73-5327	0.0604	de
7	TUC67-24	0.2926	bcde	20	IAC74-589	0.0532	e
8	UCW54/65	0.2855	bcde	21	H63-4342	0.0491	e
9	IAC74-622	0.2760	bcde	22	RB73-5064	0.0437	e
10	SP74-1103	0.2272	bcde	23	IAC74-497	0.0383	e
11	CO421	0.1903	bcde	24	SP74-3329	0.0293	e
12	RB73-5259	0.1677	bcde	25	SP73-356	0.0276	e
13	TUC68-19	0.1381	cde				

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$ é: $\Delta = 0.2914$.

Portanto, após a transformação chegamos à seguinte conclusão:

Grupos	Nº dos trat. do ensaio 1	Nº dos trat. do ensaio 2	Nº dos trat. do ensaio 3
1. Alta Incidência	1 a 3	1	1
2. Média Incidência	4 a 10	2 a 7	2 a 5
3. Baixa Incidência	11 a 28	8 a 28	6 a 25

4.3. Região de São Fidelis - RJ

Na região de São Fidelis foi conduzido apenas um ensaio cujos dados encontram-se no apêndice na tabela 7. O mesmo critério utilizado nos itens 4.1 e 4.2 será aqui adotado.

Na tabela 14 do apêndice, apresenta-se os dados originais sem os tratamentos nulos nos quatro blocos.

4.3.1. Aplicação das técnicas da análise exploratória

4.3.1.1. Esquema de cinco números

O esquema de cinco números para o ensaio da região de São Fidelis é o seguinte:

Nº de observações: 60

Mediana	0.0000	
QI-Quartil Inferior	0.0000	0.0430
EI-Extremo Inferior	0.0000	0.2857
	Quartil Superior-QS	
	Extremo Superior-ES	

Aplicando-se o método descrito no item 3.2.1.3, temos:

$$d_F = 0.0430 \Rightarrow 1.5 d_F = 0.0645$$

Limites críticos para "outliers" :

- 0.0645 e 0.1075

Logo, as variedades candidatas à "outliers" são: IAC66-6 e SP74-5201, levando em consideração apenas as variedades que apresentaram valores fora dos limites em 2 ou mais blocos.

As outras informações fornecidas pelo SANEST são as seguintes:

Estatísticas	Ensaio 1
média	0.0348
variância	0.0045
amplitude	0.2857
dif.de Quartis	0.0430
coef.de Var.(%)	221.079
coef.de Assimetria	3.470
coef.de Curtose	14.741

Pelo esquema de cinco números e pelas estatísticas fornecidas pelo SANEST, observamos que:

- A amplitude (que é a diferença de extremos) é bem maior do que a diferença de quartis.
- A mediana coincidiu com o quartil inferior com valor nulo.

Essas duas observações nos indicam assimetria para valores grandes e do grande espalhamento dos valores em si. O coeficiente de variação e o coeficiente de assimetria nos confirma a variabilidade dos dados e a assimetria, respectivamente.

4.3.1.2. Desenho Esquemático - "BOXPLOT"

O desenho esquemático é o seguinte:

Figura 46 - Desenho Esquemático
"BOXPLOT"

O desenho esquemático - "BOXPLOT" mostra de maneira mais clara (graficamente) as informações do esquema de cinco números.

4.3.2. Aplicação da técnica de análise gráfica dos resíduos para normalidade

O gráfico no papel probabilístico é o seguinte:

Figura 47 - Gráfico $d_i \times 100 \cdot [i - 0.5] / n$
no papel probabilístico Normal

Verifica-se pela Figura 47, que os valores não se apresentam exatamente sobre uma reta do tipo $Y = x$. Nota-se cauda no gráfico, no extremo inferior. Logo, não se pode aceitar a hipótese de normalidade dos dados.

4.3.3. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade

Verifica-se a suposição de homogeneidade graficamente. O gráfico é o seguinte:

Figura 48 - Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$

Na Figura 48, nota-se uma pequena concentração para valores menores. Portanto, temos certa evidência de que a suposição de homogeneidade de variâncias não foi satisfeita.

4.3.4. Aplicação dos testes formais

Conforme descrito no ítem 3.2.3.3, não será aplicado teste para verificação da homogeneidade de variâncias. As aplicações do teste de Tukey para não-aditividade e Lilliefors para normalidade foram feitas através do programa elaborado em BASIC, apresentado no apêndice . Os resultados foram os seguintes:

4.3.4.1. Teste de Tukey para não-aditividade

A análise de variância para aplicação do teste para o ensaio 1, é a seguinte:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.026	0.026	23.242
2. Novo Resíduo	41	0.047	0.001	
Resíduo	42	0.073	0.002	

O valor de $F_{1,41} \cong 7,29$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$). Portanto, rejeita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

4.3.4.2. Teste de Lilliefors para normalidade

O teste é bilateral, onde:

H_0 : É razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

H_1 : Não é razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

O resultado apresentado pelo programa em BASIC é o seguinte:

$$D_{(\text{calculado})} = 0.1399$$

Como $D_{(\text{calculado})} = 0.1399$ é maior do que o valor de $D_{(\text{tabelado})} = 0.1331$ ao nível $\alpha = 1\%$, rejeita-se H_0 , ou seja, não é razoável estudar os dados através da distribuição Normal.

4.3.5. Aplicação de transformação aos dados

Como viu-se as hipóteses para aplicação da análise de variância não foram satisfeitas. Diante deste impasse, temos que tomar uma decisão. Uma alternativa conforme já vimos nos itens 4.1.5 e 4.2.5, é tentar o uso de transformações. Utilizando-se a técnica descrita no item 3.2.4 para dados de contagens, com auxílio do SANEST, te-

mos:

$\log s^2 = a + b \log \bar{x}$ onde os valores de a e b para o ensaio 1 da região de São Fidelis - RJ são os seguintes:

$$a \approx -1.513$$

$$b \approx 1.480$$

$$\text{coeficiente de determinação} = 0.9401$$

Nota-se que o valor de b está bem mais próximo de 1.5 do que 1. Entretanto, como na região Primeiro de Maio - SP, ensaio 2, considera-se $b \approx 1$ e aconteceu a mesma coisa; ou seja, $b \approx 1.5$ e a transformação $Y = \sqrt{x}$ deu resultado; tenta-se também utilizá-la na região de São Fidelis - RJ.

Reaplicando-se as técnicas dos itens 4.1.1, 4.1.2, 4.1.3 e 4.1.4, temos:

4.3.5.1. Esquema de cinco números

O esquema de cinco números para o ensaio 1, utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$ é o seguinte:

Nº de observações: 60

Mediana	0.0000	
QI-Quartil Inferior	0.0000	0.2075
EI-Extremo Inferior	0.0000	0.5345
	Quartil Superior-QS	
	Extremo Superior-ES	

A dispersão dos quartis (d_F) e os limites críticos para "outliers" são os seguintes:

$$d_F = 0.2075 \Rightarrow 1.5 d_F = 0.3113$$

Limites críticos para "outliers":

- 0.2075 e 0.5188

Além do esquema de cinco números, temos:

Estatísticas	E n s a i o	
	C*	S**
média	0.1106	0.0348
variância	0.0230	0.0045
amplitude	0.5345	0.2857
dif.Quartis	0.2075	0.0430
coef.Var.(%)	136.996	192.446
coef.Assim.	1.277	2.511
coef.Curtose	3.730	8.728

* C - Dados com transformação

** S - Dados sem transformação

Notamos com a transformação o seguinte:

- A amplitude continua ainda bem maior do que a diferença de quartis.
- A mediana continua coincidindo com o quartil inferior com valor nulo.

Pode-se considerar que houve uma melhora na assimetria e espalhamento dos valores verificados através dos coeficientes de assimetria e de variação, nos quais houve reduções.

Pelos limites críticos "outliers" as variedades candidatas a "outliers" seriam:

	Variedades -("outliers")	
	com transformação	sem transformação
Ensaio	-	IAC66-6 e SP74-5201

Logo, com a transformação, não houve nenhuma variedade que pode ser considerada como "outliers".

4.3.5.2. Desenho Esquemático - "BOXPLOT"

Utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$, temos na Figura 49 o seguinte desenho esquemático:

Figura 49 - Desenho Esquemático
"BOXPLOT" para o en-
saio da região São
Fidelis segundo a
transformação $Y = \sqrt{X}$.

Comparando-se a Figura 49, dados com trans-
formação, com a Figura 46, dados sem transformação veri-
fica-se que a mediana continuou nula e houve um aumento
na diferença de quartis para os dados com transformação.

4.3.5.3. Aplicação da técnica de análise gráfica de resíduos para normalidade

O gráfico no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$ é apresentado na Figura 50.

Figura 50 - Gráfico $d_i \times 100 \lfloor i-0.5 \rfloor / n$ no papel probabilístico utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$.

Aplicando-se a transformação $Y = \sqrt{x}$ nota-se pela Figura 50, em comparação com a Figura 47 dados sem transformação, que houve uma melhora, estando os resíduos quase que em torno de uma reta $Y=x$ eliminando a presença da cauda no extremo inferior.

Podemos considerar, então, que a transformação parece ter dado resultado, ou seja, os resíduos seguem aproximadamente a distribuição Normal.

4.3.5.4. Aplicação da técnica gráfica dos resíduos para homogeneidade

Utilizando-se a análise gráfica dos resíduos para verificar se a suposição de homogeneidade é satisfeita após o uso da transformação $Y = \sqrt{X}$, temos na Figura 51 o gráfico:

Figura 51 - Gráfico $\hat{y}_{ij} \times d_{ij}$ com transformação $Y = \sqrt{X}$.

Comparando-se a Figura 51 com a Figura 48 sem transformação, verifica-se que houve uma melhora ; ou

seja, os resíduos estão menos concentrados para valores pequenos, indicando certa homogeneidade de variâncias.

4.3.5.5. Aplicação dos testes formais

Pelo mesmo motivo descrito no item 4.1.4 não utilizaremos teste para verificação da homogeneidade de variâncias. Utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$, temos os seguintes resultados para os testes:

4.3.5.5.1. Teste de Tukey para não-aditividade

A análise de variância para aplicação do teste é a seguinte:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
1. Não-aditividade	1	0.073	0.073	6.739
2. Novo Resíduo	41	0.446	0.011	
Resíduo	42	0.520	0.012	

O valor de $F_{1,41} \approx 7.29$ (tabelado ao nível $\alpha = 1\%$).

Portanto, aceita-se a hipótese de que o modelo é aditivo.

Logo, a transformação tornou o modelo aditivo.

4.3.5.5.2. Teste de Lilliefors para Normalidade

O resultado apresentado pelo programa em Basic, utilizando-se a transformação $Y = \sqrt{X}$ é o seguinte:

	sem transf.	com transf.	$D_{\text{Tabelado}} (\alpha=1\%)$
	$D_{\text{Calculado}}$	$D_{\text{Calculado}}$	
Ensaio	0.1399	0.0858	0.1331

Logo, a transformação, segundo o teste de Lilliefors pode-se concluir que os resíduos seguem aproximadamente a distribuição Normal.

4.3.6. Análise de variância e comparações entre médias de tratamentos com e sem trans- formações

4.3.6.1. Quadro da análise de variância

O quadro da análise de variância do delineamento em blocos do acaso, já apresentado no item 4.1.6.1 para a região Primeiro de Maio é o seguinte:

Causas de Variação	G.L.
Variedades	I-1
Blocos	J-1
Resíduos	(I-1)(J-1)
TOTAL	IJ - 1

onde utilizando o sistema computacional SANEST, encontramos:

	Região de São Fidelis	
	C*	S*
Teste F	4.30	7.31
Média Geral	0.1106	0.0348
Coef.de Var(%)	100.57	119.80
Prob>F	0.00023	0.00001

C* - Dados com transformação

S* - Dados sem transformação

Nota-se que a transformação $Y = \sqrt{X}$ diminuiu também a variação dos dados. Verifica-se também, que a hipótese de igualdade entre as médias das variedades é re-

jeitada ao nível $\alpha = 1\%$; ou seja, existe pelo menos uma diferença entre as médias das variedades. O valor de "F" foi diminuído com a transformação.

4.3.6 2. Comparações múltiplas

As comparações entre médias de tratamentos serão feitas, utilizando-se o teste de Tukey. Os quadros das comparações múltiplas sem e com transformação são respectivamente os seguintes:

Tabela A15 Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio sem transformação da região de S. Fidelis.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.2208	a	9	TRITON	0.0109	b
2	SP74-5201	0.0715	b	10	SP73-1296	0.0074	b
3	SP71-345	0.0714	b	11	SP70-1484	0.0062	b
4	RB73-5600	0.0406	b	12	IAC1002	0.0036	b
5	IAC1006	0.0264	b	13	SP74-8355	0.0028	b
6	CB68-164	0.0243	b	14	SP74-3042	0.0025	b
7	SP74-5117	0.0179	b	15	C0421	0.0021	b
8	H68-0093	0.0139	b				

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$ é: $\Delta = 0.1063$.

Tabela A16. Comparações múltiplas entre médias de variedades do ensaio com transformação da região de S. Fidelis.

Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*	Nº	Nome do Tratamento	Médias	5%*
1	IAC66-6	0.4575	a	9	SP70-1434	0.0553	b
2	SP71-345	0.2206	ab	10	TRITON	0.0521	b
3	SP74-5201	0.1879	ab	11	SP73-1296	0.0429	b
4	RB73-5600	0.1667	b	12	IAC1002	0.0301	b
5	IAC1006	0.1358	b	13	SP74-8355	0.0265	b
6	CB68-164	0.1100	b	14	SP74-3042	0.0251	b
7	SP74-5117	0.0668	b	15	C0421	0.0229	b
8	H68-0093	0.0589	b				

* Médias seguidas por letras distintas diferem entre si ao nível de significância indicado. A diferença mínima significativa (Δ) ao nível $\alpha = 5\%$ é: $\Delta = 0.2836$.

Logo, chegamos à seguinte conclusão:

Grupos	Dados sem Transformação	Dados com Transformação
1. Alta Incidência	1	1
2. Média Incidência	-	-
3. Baixa Incidência	2 a 15	2 a 15

5. CONCLUSÕES

a) A técnica da análise de variância não pode ser utilizada devido às suposições necessárias não serem satisfeitas, ou seja:

- O teste para normalidade e a análise gráfica rejeitaram a hipótese de que os dados seguem a distribuição normal.
- O teste para não-aditividade rejeitou em alguns dos ensaios, que o modelo é aditivo.
- A homogeneidade de variâncias, utilizando-se a análise gráfica dos resíduos foi rejeitada em todos os ensaios.

b) Com a transformação $Y = \sqrt{X}$, as condições necessárias para aplicação da análise de variância foram satisfeitas.

c) Aplicando-se a técnica de comparações múltiplas entre as médias das variedades com e sem transformação, os resultados foram diferentes.

d) Usando-se os dados transformados, através das comparações múltiplas entre as médias, classifi-

camos as variedades da cana-de-açúcar como:

- Alta incidência à doença;
- Média incidência à doença;
- Baixa incidência;
- Incidência nula.

A distribuição das variedades nos quatro grupos encontram-se no capítulo de resultados e discussão, item 4.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVES, M.I.F., 1987. Introdução à análise exploratória de dados. Seminário de Estatística e Experimentação Agronômica, Piracicaba, ESALQ/USP, 39p. (Mimiografado).
- ANDERSON, V.L. e R.A. MCLEAN, 1974. Restriction errors : Another Dimension in Teaching Experimental Statistics. The American Statistician, 28(4): 145 - 152.
- ANSCOMBE, F.J., 1948. The transformation of Poisson, binomial and negative-binomial data. Biometrika, Cambridge, 35: 246-254.
- BARBOSA, J.C., 1983. O problema da heterocedasticidade, na análise de variância. Seminário de Estatística e Experimentação Agronômica, Piracicaba, ESALQ/USP, 14p. (Mimeografado).
- BARNETT, V e T. LEWIS, 1978. Outliers is Statistical Data, Belfast, John Wiley & Sons, Inc. 365p.
- BARTLETT, M.S., 1937. Properties of sufficiency and Statistical testes. Journal of the Royal Statistical Society (série A), London, 160: 268 - 282.
- BARTLETT, M.S., 1947. The use of transformations. Biometrics, Raleigh, 3: 39 - 52.

- BOX, G.E.P. e R.D. COX, 1964. An analysis of transformation. Journal of the Royal Statistical Society, Londres, 26(2): 211 - 252.
- BOX, G.E.P., W.G. HUNTER JR. e J.S. HUNTER, 1978. Statistics for Experimenters: An Introduction to Design Data Analysis and Model Building. John Wiley, New York, 653p.
- CAMPOS, H.de, 1983. Estatística Experimental não-paramétrica, 4ª edição, Piracicaba, ESALQ/USP, 343p.
- COCHRAN, W.G., 1940. The analysis of variance when experimental errors follow the Poisson or Binomial laws, Annals of Mathematical Statistics, Baltimore, 11: 335 - 347.
- COCHRAN, W.G., 1947. Some consequences when the assumptions for the analysis of variance are not satisfied. Biometrics. Raleigh, 3: 22 - 38.
- CZERMAINSKI, A.B.C., 1986. Análise Exploratória de Dados. Identificação de um único "outlier" em dados de experimentos delineados em blocos casualizados. Piracicaba, ESALQ/USP, 134p. (Dissertação de Mestrado).
- DACHS, J.N.W., 1978. Análise de dados e regressão. Campinas, IMECC-UNICAMP, 125p. (Apostila).
- DACHS, J.N.W. e J.F. CARVALHO, 1984. Diagnóstico em Regressão. In: 6º Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística, Rio de Janeiro, 85p.

- DEMÊTRIO, C.G.B., 1978. Transformação de dados . Efeitos sobre a análise de variância. Piracicaba,ESALQ/USP,113 p. (Dissertação de Mestrado).
- DEMÊTRIO, C.G.B., 1984. Testes de homogeneidade de variâncias para ensaio em blocos casualizados. Seminário de Estatística e Experimentação Agronômica, Piracicaba , ESALQ/USP, 10p. (Mimiografado).
- DRAPER, N.R. e H. SMITH, 1966. Applied Regression Analysis. John Wiley, New York, 407p.
- FREEMAN, M.F.e J.W. TUKEY, 1950. Transformation related to angular and the square root. Annals of Mathematical Statistics, Baltimore, 21: 607-611.
- GENTLEMAN, J.F. e M.B. WILK, 1975a. Detecting outliers in a two-way table: I. Statistical behavior of residuals. Technometrics. Washington, 17: 1-14.
- GENTLEMAN, J.F. e M.B. WILK, 1975b. Detecting outliers . II. Supplementing the direct analysis of residuals . Biometrics. Washington, 31: 387-410.
- GROSH, M.N. e D. SHARMA, 1963. Power of Tukey's test for non-additivity. Journal of the Royal Statistical Society, Londres, 25: 213-219.
- HAN, C.P. 1969. Testing the homogeneity of variances in a two-way classifications. Biometrics, Raleigh, 25(1) : 153-158.

- HARTLEY, H.O., 1950. The Maximum F-Ratio as a Short-Cut Test for Heterogeneity of Variance. Biometrika. Cambridge, 37: 308-312.
- HOAGLIN, D.C.; F. MOSTELLER e J.W. TUKEY, 1983. Understanding Robust and Exploratory Data Analysis. Nova York, Wiley, 447p.
- KEMPTHORNE, O., 1952. The Design and Analysis of Experiments. John Wiley, New York, 631 p.
- LILLIEFORS, H.W., 1967. On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. Journal of the American Statistical Association, Washington, 62: 399-402.
- MOSTELLER, F. e J.W. TUKEY, 1977, Data Analysis and Regression, Addison-Wesley Publ. Co., Reading Mass, 588 p.
- NETER, J. e W. WASSERMAN, 1974. Applied Linear Statistical Models - Regression Analysis of Variance and Experimental Designs. Richard D. Irwin, Inc., Illinois, 842 p.
- PARENTE, R.C.P., 1984. Aspectos da Análise de Resíduos. Piracicaba, ESALQ/USP, 139p. (Dissertação de Mestrado).
- PEARSON, E.S. e H.O. HARTLEY, 1956. Biometrika Tables for Statisticians. 1ª ed., Cambridge, The University Press,

238p.

ROJAS, B.A., 1973. On Tukey's test of additivity. Biometrics, Raleigh, 29: 45 - 52.

SCHLESSELMAN, J.J., 1973. Data transformation in two-way analysis of variance. Journal of the American Statistical Association, Washington, 68(342): 369 - 377.

SEBER, G.A.F., 1977. Linear Regression Analysis. John Wiley, New York, 465p.

SHUKLA, G.K., 1972. An invariant test for the homogeneity of variance in a two-way classification. Biometrics, Raleigh, 28(4): 1063 - 1072.

SNEDECOR, G.W. e W.G. COCHRAN, 1967. Statistical Methods. 6ª ed., Ames, Iowa, The Iowa State University Press, 593p.

STEEL, R.G. e J.H. TORRIE, 1960. Principles and procedures in statistics. McGraw Hill Book Company, Inc. New York, 481p.

TUKEY, J.W., 1949. On degree of freedom for non-additivity. Biometrics, Raleigh, 5: 232 - 242.

TUKEY, J.W., 1977. Exploratory Data Analysis. Addison-Wesley Publ. Co., Reading Mass, 687p.

ZONTA, E.P.; SILVA, J.B. da e JÚNIOR, P.S., 1979. Pres-suposições da Análise de Variação e transformação de Dados. (Redação Preliminar). Universidade Federal de Pelotas, Pelotas-RS, 24p. (Mimeografado).

APÊNDICE 1

TABELA 1 - Dados Originais da região de Primeiro de Maio - Paraná

do ensaio 1

123.

VARIEDADES	Bloco 1			Bloco 2			Bloco 3			Bloco 4		
	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹
1. IAC66-6	57	189	0.3016	45	127	0.3543	110	234	0.4701	64	164	0.3902
2. CO421	4	239	0.0167	8	217	0.0369	8	247	0.0324	5	268	0.0187
3. RB71-5400	15	186	0.0806	25	213	0.1174	0	143	0.0000	9	145	0.0621
4. SP70-1484	4	269	0.0149	3	250	0.0120	1	221	0.0045	2	258	0.0078
5. CB41-76	0	136	0.0000	0	238	0.0000	0	236	0.0000	0	251	0.0000
6. NA56-79	1	170	0.0059	0	146	0.0000	0	135	0.0000	1	202	0.0050
7. SP71-345	0	274	0.0000	5	326	0.0153	4	190	0.0211	0	262	0.0000
8. SP73-1296	57	226	0.2522	7	176	0.0398	20	186	0.1075	74	248	0.2984
9. SP73-3267	0	148	0.0000	0	140	0.0000	0	142	0.0000	0	142	0.0000
10. SP74-23	0	35	0.0000	0	27	0.0000	0	0	0.0000	0	0	0.0000
1. SP74-3042	0	372	0.0000	0	232	0.0000	0	265	0.0000	1	245	0.0041
2. SP74-3061	0	287	0.0000	0	265	0.0000	0	280	0.0000	0	296	0.0000
3. SP74-3214	0	208	0.0000	0	208	0.0000	0	157	0.0000	0	153	0.0000
4. SP74-5009	0	195	0.0000	0	169	0.0000	1	202	0.0050	0	160	0.0000
5. SP74-5058	0	194	0.0000	0	257	0.0000	0	208	0.0000	0	225	0.0000
6. SP74-5075	0	163	0.0000	0	188	0.0000	0	154	0.0000	0	163	0.0000
7. SP74-5169	0	190	0.0000	0	170	0.0000	0	237	0.0000	0	242	0.0000
8. SP74-5117	0	122	0.0000	0	166	0.0000	0	166	0.0000	8	203	0.0394
9. SP74-5201	0	197	0.0000	0	187	0.0000	0	167	0.0000	4	221	0.0181
10. SP74-5203	0	217	0.0000	0	234	0.0000	0	216	0.0000	0	203	0.0000
11. SP74-8355	0	254	0.0000	5	214	0.0234	4	172	0.0233	2	260	0.0077
12. IAC74-82	0	207	0.0000	0	231	0.0000	0	237	0.0000	0	254	0.0000
13. IAC74-272	5	319	0.0157	7	228	0.0307	1	222	0.0045	4	187	0.0214
14. IAC74-349	0	170	0.0000	0	150	0.0000	0	120	0.0000	0	132	0.0000
15. IAC74-379	0	251	0.0000	0	187	0.0000	0	245	0.0000	0	220	0.0000
16. IAC1001	0	334	0.0000	4	302	0.0132	0	332	0.0000	7	346	0.0202
17. IAC1002	2	255	0.0078	3	296	0.0101	0	359	0.0000	8	352	0.0227
18. IAC1006	2	337	0.0059	7	498	0.0141	7	348	0.0201	22	316	0.0696
19. RB72-454	0	216	0.0000	0	183	0.0000	2	226	0.0088	0	120	0.0000
20. RB72-5025	1	225	0.0044	2	185	0.0108	3	213	0.0141	0	210	0.0000
1. RB72-5346	0	437	0.0000	0	326	0.0000	0	322	0.0000	0	319	0.0000
2. RB72-5564	1	190	0.0053	6	266	0.0226	0	266	0.0000	0	211	0.0000
3. RB73-5201	2	249	0.0080	2	241	0.0083	4	189	0.0212	0	183	0.0000
4. RB73-5600	4	207	0.0193	5	228	0.0219	7	219	0.0320	14	197	0.0711
5. RB73-8016	0	284	0.0000	0	236	0.0000	0	240	0.0000	0	304	0.0000
6. RB73-8168	13	278	0.0468	7	216	0.0324	4	202	0.0198	6	215	0.0279
7. CB68-164	13	182	0.0714	1	152	0.0066	5	157	0.0318	18	192	0.0938
8. H68-0093	0	98	0.0000	0	98	0.0000	0	105	0.0000	0	107	0.0000
9. TUC67-27	0	391	0.0000	0	305	0.0000	0	261	0.0000	0	294	0.0000
10. R397	0	232	0.0000	0	156	0.0000	0	133	0.0000	0	134	0.0000
11. TRITON	0	0	0.0000	0	0	0.0000	0	0	0.0000	0	0	0.0000
12. CP51-21	4	170	0.0235	2	196	0.0102	4	177	0.0226	1	190	0.0053

¹

1 - Número de colmos atacados

2 - Número total de colmos

1/2 - Número de colmos atacados dividido pelo
número total de colmos

TABELA 2 - Dados originais da região de Primeiro de Maio - Paraná
do ensaio 2

124.

VARIEDADES	Bloco 1			Bloco 2			Bloco 3			Bloco 4		
	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹
1. IAC66-6	155	234	0.6624	146	274	0.5328	48	202	0.2376	103	186	0.5538
2. CO421	7	226	0.0310	6	223	0.0269	9	210	0.0429	26	176	0.1477
3. RB71-5400	11	131	0.0840	36	196	0.1837	29	178	0.1629	11	158	0.0696
4. SP70-1484	6	215	0.0279	0	304	0.0000	15	284	0.0528	23	327	0.0703
5. CB41-76	0	219	0.0000	0	301	0.0000	0	200	0.0000	0	267	0.0000
6. NA56-79	0	209	0.0000	2	149	0.0134	0	130	0.0000	0	137	0.0000
7. SP70-4796	0	201	0.0000	0	198	0.0000	6	128	0.0469	1	173	0.0058
8. SP71-6163	1	316	0.0032	4	392	0.0102	1	410	0.0024	5	375	0.0133
9. SP73-327	0	304	0.0000	0	260	0.0000	0	243	0.0000	0	233	0.0000
10. SP73-1086	0	310	0.0000	0	271	0.0000	0	320	0.0000	1	202	0.0050
11. SP74-11	2	102	0.0196	0	122	0.0000	0	93	0.0000	0	118	0.0000
12. SP74-51	0	145	0.0000	0	185	0.0000	0	78	0.0000	0	227	0.0000
13. SP74-60	0	198	0.0000	0	240	0.0000	0	218	0.0000	0	254	0.0000
14. SP74-131	5	216	0.0231	4	199	0.0201	0	129	0.0000	1	180	0.0056
15. SP74-1003	0	375	0.0000	1	393	0.0025	2	324	0.0062	1	408	0.0025
16. SP74-1034	2	107	0.0187	2	130	0.0154	8	124	0.0645	0	118	0.0000
17. SP74-1057	6	336	0.0179	0	258	0.0000	3	363	0.0083	3	247	0.0121
18. SP74-1065	0	226	0.0000	4	214	0.0187	0	140	0.0000	2	258	0.0078
19. SP74-1116	0	355	0.0000	0	262	0.0000	0	219	0.0000	0	289	0.0000
20. SP74-5088	0	279	0.0000	0	267	0.0000	0	176	0.0000	0	286	0.0000
21. SP74-5193	17	283	0.0601	6	256	0.0234	12	187	0.0642	6	246	0.0244
22. SP74-5252	0	204	0.0000	0	233	0.0000	0	151	0.0000	0	228	0.0000
23. SP74-8340	0	190	0.0000	0	252	0.0000	0	283	0.0000	0	206	0.0000
24. IAC74-153	12	256	0.0469	22	202	0.1089	7	224	0.0313	6	116	0.0517
25. IAC74-214	0	188	0.0000	0	176	0.0000	0	250	0.0000	0	185	0.0000
26. IAC74-471	0	234	0.0000	0	314	0.0000	0	279	0.0000	2	294	0.0068
27. IAC1003	2	406	0.0049	1	434	0.0023	13	382	0.0340	7	366	0.0191
28. IAC1005	14	419	0.0334	16	320	0.0500	63	470	0.1340	11	402	0.0274
29. RB73-5070	0	137	0.0000	0	200	0.0000	1	203	0.0049	0	164	0.0000
30. RB73-5323	14	212	0.0660	6	264	0.0227	2	240	0.0083	6	238	0.0252
31. RB73-5630	23	208	0.1106	3	227	0.0132	5	197	0.0254	7	180	0.0389
32. RB73-8029	1	305	0.0033	0	275	0.0000	0	316	0.0000	0	298	0.0000
33. CB49-260	0	283	0.0000	3	227	0.0132	7	227	0.0308	10	331	0.0302
34. CB56-37	3	192	0.0156	0	64	0.0000	1	163	0.0061	2	113	0.0177
35. CB61-15	0	207	0.0000	0	176	0.0000	0	187	0.0000	0	131	0.0000
36. CB61-76	0	183	0.0000	0	183	0.0000	0	184	0.0000	0	174	0.0000
37. CB61-99	0	169	0.0000	0	184	0.0000	4	270	0.0148	16	236	0.0678
38. CB65-4	0	203	0.0000	1	280	0.0036	0	284	0.0000	0	232	0.0000
39. CB68-135	6	296	0.0203	6	163	0.0368	0	212	0.0000	3	232	0.0129
40. CB68-160	0	206	0.0000	0	259	0.0000	1	196	0.0051	0	263	0.0000
41. H66-2857	0	167	0.0000	0	142	0.0000	1	174	0.0057	1	102	0.0098
42. MEX56-18	2	207	0.0097	0	230	0.0000	1	245	0.0041	0	218	0.0000

1

1 - Número de colmos atacados

2 - Número total de colmos

1/2 - Número de colmos atacados dividido pelo
número total de colmos

VARIEDADES	Bloco 1			Bloco 2			Bloco 3			Bloco 4		
	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹
1. IAC66-6	114	241	0.4730	56	129	0.4341	99	226	0.4381	142	270	0.5259
2. CO421	13	195	0.0667	14	266	0.0526	19	229	0.0830	13	237	0.0549
3. RB71-5400	15	209	0.0718	30	200	0.1500	32	206	0.1553	37	219	0.1689
4. SP70-1484	9	335	0.0269	13	291	0.0447	11	243	0.0453	5	272	0.0184
5. CB41-76	0	364	0.0000	0	268	0.0000	0	263	0.0000	0	257	0.0000
6. NA56-79	0	231	0.0000	1	190	0.0053	0	156	0.0000	0	203	0.0000
7. SP71-6154	0	234	0.0000	0	182	0.0000	0	163	0.0000	0	214	0.0000
8. SP73-277	0	166	0.0000	0	125	0.0000	0	176	0.0000	0	155	0.0000
9. SP73-28	0	238	0.0000	0	303	0.0000	0	261	0.0000	0	258	0.0000
10. SP73-356	0	224	0.0000	1	194	0.0052	0	138	0.0000	0	218	0.0000
11. SP73-507	0	165	0.0000	0	163	0.0000	0	227	0.0000	0	185	0.0000
12. SP73-1141	0	353	0.0000	0	215	0.0000	0	220	0.0000	0	245	0.0000
13. SP73-5327	0	178	0.0000	0	320	0.0000	0	231	0.0000	0	195	0.0000
14. SP74-37	0	160	0.0000	0	180	0.0000	0	116	0.0000	0	136	0.0000
15. SP74-1072	24	265	0.0906	17	307	0.0554	0	341	0.0000	7	319	0.0219
16. SP74-1103	38	410	0.0927	19	412	0.0461	8	280	0.0286	11	329	0.0334
17. SP74-1104	0	109	0.0000	0	124	0.0000	0	130	0.0000	0	169	0.0000
18. SP74-3009	0	197	0.0000	0	216	0.0000	0	234	0.0000	0	215	0.0000
19. SP74-3031	0	210	0.0000	0	218	0.0000	0	256	0.0000	0	254	0.0000
20. SP74-3329	0	317	0.0000	0	248	0.0000	0	238	0.0000	0	265	0.0000
21. SP74-5022	0	443	0.0000	0	385	0.0000	0	342	0.0000	0	404	0.0000
22. SP74-5053	0	171	0.0000	13	197	0.0660	18	156	0.1154	5	188	0.0266
23. SP74-8242	0	148	0.0000	0	148	0.0000	0	269	0.0000	0	150	0.0000
24. IAC71-1001	28	307	0.0912	32	270	0.1185	36	359	0.1003	8	454	0.0176
25. IAC74-370	0	157	0.0000	0	196	0.0000	0	115	0.0000	0	128	0.0000
26. IAC74-497	7	178	0.0393	8	152	0.0526	0	163	0.0000	0	198	0.0000
27. IAC74-589	6	98	0.0612	0	251	0.0000	0	182	0.0000	0	262	0.0000
28. IAC74-622	9	257	0.0350	2	217	0.0092	2	250	0.0080	5	305	0.0164
29. IAC1004	5	351	0.0142	1	504	0.0020	4	280	0.0143	5	315	0.0159
30. IAC1007	2	280	0.0071	0	283	0.0000	0	260	0.0000	2	161	0.0124
31. RB72-158	14	204	0.0686	6	184	0.0326	4	150	0.0267	18	240	0.0750
32. RB72-5602	0	215	0.0000	0	146	0.0000	0	191	0.0000	0	221	0.0000
33. RB73-5064	3	212	0.0142	0	235	0.0000	1	154	0.0065	0	187	0.0000
34. RB73-5145	0	392	0.0000	0	317	0.0000	0	302	0.0000	0	266	0.0000
35. RB73-5198	1	379	0.0026	0	310	0.0000	0	244	0.0000	0	254	0.0000
36. RB73-5259	2	266	0.0075	2	341	0.0059	4	284	0.0141	2	264	0.0076
37. RB74-5464	0	193	0.0000	0	164	0.0000	0	162	0.0000	0	204	0.0000
38. CB47-296	0	241	0.0000	0	130	0.0000	0	256	0.0000	0	223	0.0000
39. CB62-38	0	252	0.0000	0	283	0.0000	0	277	0.0000	0	258	0.0000
40. H63-4342	0	168	0.0000	1	219	0.0046	1	210	0.0048	0	208	0.0000
41. H66-0569	0	314	0.0000	0	163	0.0000	0	103	0.0000	0	140	0.0000
42. H68-2271	4	208	0.0192	0	113	0.0000	0	109	0.0000	0	100	0.0000
43. TUC67-24	16	272	0.0588	27	253	0.1067	25	303	0.0825	21	239	0.0879
44. TUC68-19	14	242	0.0579	2	276	0.0072	8	232	0.0345	6	249	0.0241
45. UCW54/65	1	182	0.0055	0	127	0.0000	1	155	0.0065	0	167	0.0000

1

1 - Número de colmos atacados

2 - Número total de colmos

1/2 - Número de colmos atacados dividido pelo
número total de colmos

TABELA 4 - Dados originais da região de Jacareí - São Paulo
do ensaio 1

126.

VARIEDADES	Bloco 1			Bloco 2			Bloco 3			Bloco 4		
	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹
1. IAC66-6	68	110	0.6182	48	115	0.4174	95	141	0.6738	79	135	0.5852
2. CO421	4	114	0.0351	0	108	0.0000	9	146	0.0616	7	115	0.0609
3. RB71-5400	11	143	0.0769	12	95	0.1263	3	87	0.0345	0	83	0.0000
4. SP70-1484	30	193	0.1554	7	192	0.0365	5	156	0.0321	27	212	0.1274
5. CB41-76	0	188	0.0000	0	93	0.0000	0	145	0.0000	0	135	0.0000
6. NA56-79	0	130	0.0000	0	77	0.0000	4	129	0.0310	1	129	0.0078
7. SP71-345	24	190	0.1263	1	107	0.0093	9	174	0.0517	0	163	0.0000
8. SP73-1296	24	110	0.2182	34	98	0.3469	44	145	0.3034	16	112	0.1429
9. SP73-3267	0	188	0.0000	0	105	0.0000	0	105	0.0000	0	98	0.0000
10. SP74-23	1	98	0.0102	0	95	0.0000	0	87	0.0000	0	89	0.0000
11. SP74-3042	0	181	0.0000	0	216	0.0000	0	164	0.0000	0	142	0.0000
12. SP74-3061	1	130	0.0077	1	96	0.0104	5	117	0.0427	1	118	0.0085
13. SP74-3214	0	120	0.0000	0	128	0.0000	1	89	0.0112	0	152	0.0000
14. SP74-5009	0	142	0.0000	0	138	0.0000	0	96	0.0000	0	157	0.0000
15. SP74-5058	0	115	0.0000	0	104	0.0000	0	145	0.0000	0	111	0.0000
16. SP74-5075	0	159	0.0000	0	100	0.0000	0	112	0.0000	0	95	0.0000
17. SP74-5169	1	83	0.0120	0	98	0.0000	2	94	0.0213	2	109	0.0183
18. SP74-5117	11	76	0.1447	6	95	0.0632	16	105	0.1524	2	93	0.0215
19. SP74-5201	2	155	0.0129	11	115	0.0957	20	145	0.1379	6	120	0.0500
20. SP74-5203	0	143	0.0000	0	165	0.0000	0	142	0.0000	0	110	0.0000
21. SP74-8355	11	189	0.0582	2	166	0.0120	5	179	0.0279	0	149	0.0000
22. IAC74-82	0	123	0.0000	0	146	0.0000	0	135	0.0000	0	106	0.0000
23. IAC74-272	10	86	0.1163	5	123	0.0407	6	163	0.0368	9	105	0.0857
24. IAC74-349	0	88	0.0000	0	69	0.0000	0	88	0.0000	0	99	0.0000
25. IAC74-379	0	149	0.0000	1	103	0.0097	0	175	0.0000	0	115	0.0000
26. IAC1001	4	194	0.0206	9	167	0.0539	1	184	0.0054	1	193	0.0052
27. IAC1002	10	195	0.0513	4	207	0.0193	5	244	0.0205	2	275	0.0073
28. IAC1006	18	224	0.0804	11	127	0.0866	3	257	0.0117	28	147	0.1905
29. RB72-454	0	97	0.0000	0	89	0.0000	1	127	0.0079	3	85	0.0353
30. RB72-5025	1	113	0.0088	1	132	0.0076	4	118	0.0339	0	126	0.0000
31. RB72-5346	0	122	0.0000	0	147	0.0000	0	164	0.0000	0	159	0.0000
32. RB72-5564	3	194	0.0155	0	104	0.0000	2	105	0.0190	6	178	0.0337
33. RB73-5201	3	95	0.0316	4	105	0.0381	4	115	0.0348	6	112	0.0536
34. RB73-5600	19	148	0.1284	29	138	0.2101	13	132	0.0985	15	148	0.1014
35. RB73-8016	0	123	0.0000	0	145	0.0000	0	129	0.0000	0	113	0.0000
36. RB73-8168	3	121	0.0248	6	122	0.0492	15	172	0.0872	3	145	0.0207
37. CB68-164	37	205	0.1805	31	112	0.2768	46	125	0.3680	22	107	0.2056
38. H68-0093	0	74	0.0000	0	68	0.0000	0	62	0.0000	0	59	0.0000
39. TUC67-27	0	198	0.0000	0	120	0.0000	0	144	0.0000	0	163	0.0000
40. R397	0	78	0.0000	0	104	0.0000	0	110	0.0000	0	97	0.0000
41. TRITON	0	106	0.0000	8	112	0.0714	19	135	0.1407	14	113	0.1239
42. CP51-21	0	140	0.0000	0	119	0.0000	1	102	0.0098	3	106	0.0283

1

1 = Número de colmos atacados

2 = Número total de colmos

1/2 = Número de colmos atacados dividido pelo
número total de colmos

TABELA 5 - Dados originais da região de Jacareí - São Paulo
do ensaio 2.

127.

VARIEDADES	Bloco 1			Bloco 2			Bloco 3			Bloco 4		
	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹
1. IAC66-6	66	146	0.4521	58	98	0.5918	45	83	0.5422	45	84	0.5357
2. CO421	13	152	0.0855	9	178	0.0506	8	142	0.0563	6	154	0.0390
3. RB71-5400	4	92	0.0435	5	97	0.0515	5	97	0.0515	10	97	0.1031
4. SP70-1484	32	173	0.1850	13	152	0.0855	10	107	0.0935	22	215	0.1023
5. CB41-76	0	185	0.0000	0	148	0.0000	0	145	0.0000	0	138	0.0000
6. NA56-79	2	94	0.0213	2	131	0.0153	1	94	0.0106	7	151	0.0464
7. SP70-4796	0	121	0.0000	0	122	0.0000	0	88	0.0000	0	126	0.0000
8. SP71-6163	6	198	0.0303	0	169	0.0000	0	145	0.0000	5	158	0.0316
9. SP73-327	0	188	0.0000	0	143	0.0000	0	146	0.0000	0	103	0.0000
10. SP73-1086	0	166	0.0000	0	183	0.0000	0	143	0.0000	0	207	0.0000
1. SP74-11	5	68	0.0735	2	77	0.0260	25	82	0.3049	13	85	0.1529
2. SP74-51	1	164	0.0061	3	102	0.0294	1	120	0.0083	0	128	0.0000
3. SP74-60	0	104	0.0000	0	95	0.0000	0	98	0.0000	0	102	0.0000
4. SP74-131	10	126	0.0794	18	135	0.1333	16	191	0.0838	5	94	0.0532
5. SP74-1003	0	208	0.0000	2	163	0.0123	1	126	0.0079	0	192	0.0000
6. SP74-1034	2	78	0.0256	6	91	0.0659	4	69	0.0580	13	85	0.1529
7. SP74-1057	24	212	0.1132	17	164	0.1037	8	146	0.0548	3	131	0.0229
8. SP74-1065	0	165	0.0000	0	115	0.0000	0	110	0.0000	0	89	0.0000
9. SP74-1116	0	107	0.0000	0	115	0.0000	0	164	0.0000	0	140	0.0000
10. SP74-5088	0	105	0.0000	0	98	0.0000	0	73	0.0000	0	99	0.0000
11. SP74-5193	16	142	0.1127	25	134	0.1866	36	127	0.2835	20	115	0.1739
12. SP74-5252	0	122	0.0000	0	105	0.0000	0	96	0.0000	0	98	0.0000
13. SP74-8340	0	65	0.0000	0	106	0.0000	0	69	0.0000	0	71	0.0000
14. IAC74-153	21	117	0.1795	1	54	0.0185	15	138	0.1087	7	58	0.1207
15. IAC74-214	0	99	0.0000	0	78	0.0000	0	99	0.0000	0	78	0.0000
16. IAC74-471	13	107	0.1215	0	114	0.0000	0	77	0.0000	0	84	0.0000
17. IAC1003	6	241	0.0249	4	232	0.0172	6	223	0.0269	4	242	0.0165
18. IAC1005	18	242	0.0744	1	151	0.0066	45	234	0.1923	0	202	0.0000
19. RB73-5070	0	83	0.0000	0	109	0.0000	0	108	0.0000	0	95	0.0000
20. RB73-5323	14	146	0.0959	0	148	0.0000	20	104	0.1923	0	85	0.0000
1. RB73-5630	25	77	0.3247	7	63	0.1111	14	60	0.2333	8	67	0.1194
2. RB73-8029	0	106	0.0000	0	103	0.0000	0	99	0.0000	0	81	0.0000
3. CB49-260	5	185	0.0270	9	154	0.0584	16	129	0.1240	4	113	0.0354
4. CB56-37	5	189	0.0265	8	88	0.0909	2	94	0.0213	2	120	0.0167
5. CB61-15	0	98	0.0000	0	67	0.0000	0	109	0.0000	0	101	0.0000
6. CB61-76	0	113	0.0000	1	97	0.0103	0	93	0.0000	0	84	0.0000
7. CB61-99	6	178	0.0337	9	90	0.1000	6	98	0.0612	2	95	0.0211
8. CB65-4	5	112	0.0446	0	99	0.0000	2	104	0.0192	0	82	0.0000
9. CB68-135	0	134	0.0000	1	189	0.0053	0	149	0.0000	0	129	0.0000
10. CB68-160	3	129	0.0233	0	99	0.0000	3	99	0.0303	0	95	0.0000
11. H66-2857	10	118	0.0847	0	109	0.0000	7	122	0.0574	9	93	0.0968
1. MEX56-18	1	97	0.0103	0	92	0.0000	1	99	0.0101	2	126	0.0159

1

1 = Número de colmos atacados

2 = Número total de colmos

1/2 = Número de colmos atacados dividido pelo
número total de colmos

TABELA 6 - Dados originais da região de Jacareí - São Paulo
do ensaio 3.

128.

VARIEDADES	Bloco 1			Bloco 2			Bloco 3			Bloco 4		
	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹
1. IAC66-6	50	90	0.5556	52	88	0.5909	27	98	0.2755	27	74	0.3649
2. CO421	2	134	0.0149	9	114	0.0789	1	121	0.0083	7	98	0.0714
3. RB71-5400	4	68	0.0588	13	69	0.1884	12	89	0.1348	3	96	0.0313
4. SP70-1484	15	142	0.1056	3	139	0.0216	52	187	0.2781	21	146	0.1438
5. CB41-76	0	111	0.0000	0	186	0.0000	0	111	0.0000	0	136	0.0000
6. NA56-79	2	85	0.0235	3	114	0.0263	3	84	0.0357	0	85	0.0000
7. SP71-6154	1	89	0.0112	0	69	0.0000	4	93	0.0430	0	74	0.0000
8. SP73-277	0	95	0.0000	0	93	0.0000	0	88	0.0000	0	94	0.0000
9. SP73-28	0	126	0.0000	0	97	0.0000	0	128	0.0000	0	143	0.0000
10. SP73-356	1	82	0.0122	0	78	0.0000	0	108	0.0000	0	122	0.0000
11. SP73-507	0	81	0.0000	0	69	0.0000	0	107	0.0000	0	68	0.0000
12. SP73-1141	0	99	0.0000	0	137	0.0000	0	157	0.0000	0	172	0.0000
13. SP73-5327	2	127	0.0157	0	112	0.0000	2	148	0.0135	0	118	0.0000
14. SP74-37	0	60	0.0000	0	97	0.0000	0	83	0.0000	0	78	0.0000
15. SP74-1072	17	105	0.1619	19	143	0.1329	49	145	0.3379	22	117	0.1880
16. SP74-1103	7	187	0.0374	10	144	0.0694	3	128	0.0234	15	168	0.0893
17. SP74-1104	0	91	0.0000	0	90	0.0000	0	66	0.0000	0	98	0.0000
18. SP74-3009	0	82	0.0000	0	84	0.0000	0	83	0.0000	0	88	0.0000
19. SP74-3031	0	118	0.0000	0	68	0.0000	0	130	0.0000	0	88	0.0000
20. SP74-3329	0	93	0.0000	0	127	0.0000	0	99	0.0000	1	73	0.0137
21. SP74-5022	0	117	0.0000	0	184	0.0000	0	152	0.0000	0	104	0.0000
22. SP74-5053	0	90	0.0000	0	78	0.0000	0	79	0.0000	0	65	0.0000
23. SP74-8242	0	118	0.0000	0	127	0.0000	0	106	0.0000	0	82	0.0000
24. IAC71-1001	52	173	0.3006	35	181	0.1934	11	140	0.0786	54	235	0.2298
25. IAC74-370	0	90	0.0000	0	96	0.0000	0	68	0.0000	0	59	0.0000
26. IAC74-497	0	59	0.0000	0	75	0.0000	0	69	0.0000	2	85	0.0235
27. IAC74-589	0	85	0.0000	7	155	0.0452	0	83	0.0000	0	81	0.0000
28. IAC74-622	6	90	0.0667	7	95	0.0737	6	78	0.0769	6	68	0.0882
29. IAC1004	5	105	0.0476	0	111	0.0000	0	145	0.0000	6	141	0.0426
30. IAC1007	0	112	0.0000	2	154	0.0130	0	168	0.0000	2	118	0.0169
31. RB72-158	20	109	0.1835	8	78	0.1026	42	117	0.3590	3	89	0.0337
32. RB72-5602	0	54	0.0000	0	72	0.0000	0	55	0.0000	0	83	0.0000
33. RB73-5064	3	98	0.0306	0	94	0.0000	0	87	0.0000	0	95	0.0000
34. RB73-5145	0	98	0.0000	0	135	0.0000	0	96	0.0000	0	103	0.0000
35. RB73-5198	0	116	0.0000	0	148	0.0000	0	147	0.0000	0	127	0.0000
36. RB73-5259	1	134	0.0075	0	118	0.0000	11	109	0.1009	11	155	0.0710
37. RB74-5464	0	65	0.0000	2	77	0.0260	2	75	0.0267	0	98	0.0000
38. CB47-296	0	101	0.0000	0	98	0.0000	0	135	0.0000	0	108	0.0000
39. CB62-38	0	94	0.0000	0	148	0.0000	0	85	0.0000	0	97	0.0000
40. H63-4342	4	104	0.0385	0	79	0.0000	0	74	0.0000	0	106	0.0000
41. H66-0569	0	72	0.0000	0	124	0.0000	0	93	0.0000	0	65	0.0000
42. H68-2271	0	65	0.0000	0	82	0.0000	0	51	0.0000	0	72	0.0000
43. TUC67-24	12	89	0.1348	12	147	0.0816	14	178	0.0787	5	89	0.0562
44. TUC68-19	0	65	0.0000	4	88	0.0455	3	80	0.0375	2	95	0.0211
45. UCW54-65	5	65	0.0769	0	76	0.0000	13	72	0.1806	12	62	0.1935

¹

1 = Número de colmos atacados

2 = Número total de colmos

1/2 = Número de colmos atacados dividido pelo
número total de colmos

TABELA 7 - Dados originais da região de São Fidelis
do ensaio 1

129.

VARIEDADES	Bloco 1			Bloco 2			Bloco 3			Bloco 4		
	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹	1	2	1/2 ¹
1. IAC66-6	5	67	0.0746	8	32	0.2500	4	14	0.2857	9	33	0.2727
2. CO421	0	67	0.0000	0	101	0.0000	1	119	0.0084	0	88	0.0000
3. RB71-5400	0	7	0.0000	0	50	0.0000	0	37	0.0000	0	17	0.0000
4. SP70-1484	0	68	0.0000	0	72	0.0000	1	102	0.0098	1	67	0.0149
5. CB41-76	0	35	0.0000	0	4	0.0000	0	28	0.0000	0	31	0.0000
6. NA56-79	0	63	0.0000	0	13	0.0000	0	74	0.0000	0	41	0.0000
7. SP71-345	0	62	0.0000	10	57	0.1754	4	107	0.0372	7	96	0.0729
8. SP73-1296	0	0	0.0000	0	8	0.0000	0	42	0.0000	1	34	0.0294
9. SP73-3267	0	42	0.0000	0	1	0.0000	0	38	0.0000	0	29	0.0000
10. SP74-23	0	13	0.0000	0	8	0.0000	0	17	0.0000	0	6	0.0000
11. SP74-3042	0	99	0.0000	0	7	0.0000	0	78	0.0000	1	99	0.0101
12. SP74-3061	0	29	0.0000	0	12	0.0000	0	4	0.0000	0	29	0.0000
13. SP74-3214	0	28	0.0000	0	55	0.0000	0	24	0.0000	0	0	0.0000
14. SP74-5009	0	58	0.0000	0	4	0.0000	0	11	0.0000	0	2	0.0000
15. SP74-5058	0	24	0.0000	0	13	0.0000	0	85	0.0000	0	52	0.0000
16. SP74-5075	0	25	0.0000	0	7	0.0000	0	36	0.0000	0	6	0.0000
17. SP74-5169	0	36	0.0000	0	2	0.0000	0	31	0.0000	0	3	0.0000
18. SP74-5117	0	25	0.0000	1	14	0.0714	0	11	0.0000	0	61	0.0000
19. SP74-5201	0	0	0.0000	7	40	0.1750	1	9	0.1111	0	18	0.0000
20. SP74-5203	0	46	0.0000	0	35	0.0000	0	78	0.0000	0	2	0.0000
21. SP74-8355	0	7	0.0000	0	27	0.0000	1	89	0.0112	0	30	0.0000
22. IAC74-82	0	70	0.0000	0	43	0.0000	0	49	0.0000	0	6	0.0000
23. IAC74-272	0	14	0.0000	0	12	0.0000	0	18	0.0000	0	16	0.0000
24. IAC74-349	0	20	0.0000	0	24	0.0000	0	40	0.0000	0	52	0.0000
25. IAC74-379	0	49	0.0000	0	37	0.0000	0	40	0.0000	0	74	0.0000
26. IAC1001	0	47	0.0000	0	10	0.0000	0	45	0.0000	0	85	0.0000
27. IAC1002	0	47	0.0000	0	20	0.0000	0	48	0.0000	1	69	0.0145
28. IAC1006	7	144	0.0486	6	136	0.0441	0	77	0.0000	1	79	0.0127
29. RB72-454	0	31	0.0000	0	48	0.0000	0	28	0.0000	0	55	0.0000
30. RB72-5025	0	2	0.0000	0	63	0.0000	0	68	0.0000	0	14	0.0000
31. RB72-5346	0	44	0.0000	0	128	0.0000	0	128	0.0000	0	29	0.0000
32. RB72-5564	0	75	0.0000	0	11	0.0000	0	77	0.0000	0	24	0.0000
33. RB73-5201	0	49	0.0000	0	15	0.0000	0	67	0.0000	0	64	0.0000
34. RB73-5600	0	54	0.0000	4	94	0.0426	2	92	0.0217	10	102	0.0980
35. RB73-8016	0	57	0.0000	0	45	0.0000	0	113	0.0000	0	8	0.0000
36. RB73-8168	0	33	0.0000	0	33	0.0000	0	65	0.0000	0	85	0.0000
37. CB68-164	0	67	0.0000	4	94	0.0426	6	110	0.0545	0	38	0.0000
38. H68-0093	0	32	0.0000	0	10	0.0000	0	28	0.0000	3	54	0.0556
39. TUC67-27	0	4	0.0000	0	32	0.0000	0	113	0.0000	0	28	0.0000
40. R397	0	36	0.0000	0	31	0.0000	0	68	0.0000	0	33	0.0000
41. TRITON	3	69	0.0435	0	59	0.0000	0	35	0.0000	0	119	0.0000
42. CP51-21	0	59	0.0000	0	67	0.0000	0	54	0.0000	0	36	0.0000

1

1 = Número de colmos atacados

2 = Número total de colmos

1/2 = Número de colmos atacados dividido pelo
número total de colmos.

TABELA 8 - Dados originais (número de colmos atacados / número de colmos totais) da região de Primeiro de Maio - Paraná , do ensaio 1, sem e com transformação $\sqrt{x}$.

130.

VARIEDADES (*)	Bloco 1		Bloco 2		Bloco 3		Bloco 4	
	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.
1. IAC66-6	0.3016	0.5492	0.3543	0.5952	0.4701	0.6858	0.3902	0.6247
2. CO421	0.0167	0.1292	0.0369	0.1921	0.0324	0.1800	0.0187	0.1367
3. RB71-5400	0.0806	0.2839	0.1174	0.3426	0.0000	0.0000	0.0621	0.2492
4. SP70-1484	0.0149	0.1221	0.0120	0.1095	0.0045	0.0671	0.0078	0.0883
5. NA56-79	0.0059	0.0768	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0050	0.0707
6. SP71-345	0.0000	0.0000	0.0153	0.1237	0.0211	0.1453	0.0000	0.0000
7. SP73-1296	0.2522	0.5022	0.0398	0.1995	0.1075	0.3279	0.2984	0.5463
8. SP74-3042	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0041	0.0640
9. SP74-5009	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0050	0.0707	0.0000	0.0000
10. SP74-5117	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0394	0.1985
11. SP74-5201	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0181	0.1345
12. SP74-8355	0.0000	0.0000	0.0234	0.1530	0.0233	0.1526	0.0077	0.0877
13. IAC74-272	0.0157	0.1253	0.0307	0.1752	0.0045	0.0671	0.0214	0.1463
14. IAC1001	0.0000	0.0000	0.0132	0.1149	0.0000	0.0000	0.0202	0.1421
15. IAC1002	0.0078	0.0883	0.0101	0.1005	0.0000	0.0000	0.0227	0.1507
16. IAC1006	0.0059	0.0768	0.0141	0.1187	0.0201	0.1418	0.0696	0.2638
17. RB72-454	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0088	0.0938	0.0000	0.0000
18. RB72-5025	0.0044	0.0663	0.0108	0.1039	0.0141	0.1187	0.0000	0.0000
19. RB72-5564	0.0053	0.0728	0.0226	0.1503	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
20. RB73-5201	0.0080	0.0894	0.0083	0.0911	0.0212	0.1456	0.0000	0.0000
21. RB73-5600	0.0193	0.1389	0.0219	0.1480	0.0320	0.1789	0.0711	0.2666
22. RB73-8168	0.0468	0.2163	0.0324	0.1800	0.0198	0.1407	0.0279	0.1670
23. CB68-164	0.0714	0.2672	0.0066	0.0812	0.0318	0.1783	0.0938	0.3063
24. CP51-21	0.0235	0.1533	0.0102	0.1010	0.0226	0.1503	0.0053	0.0728

(*) Foram excluídas as variedades que apresentavam nos quatro blocos nenhum colmo atacado pela doença do carvão.

TABELA 9 - Dados originais (número de colmos atacados / número de colmos totais) da região de Primeiro de Maio - Paraná, do ensaio 2, sem e com transformação $\sqrt{x}$.

131.

VARIEDADES (*)	Bloco 1		Bloco 2		Bloco 3		Bloco 4	
	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.
1. IAC66-6	0.6624	0.8139	0.5328	0.7299	0.2376	0.4874	0.5538	0.7442
2. CO421	0.0310	0.1761	0.0269	0.1640	0.0429	0.2071	0.1477	0.3843
3. RB71-5400	0.0840	0.2898	0.1837	0.4286	0.1629	0.4036	0.0696	0.2638
4. SP70-1484	0.0279	0.1670	0.0000	0.0000	0.0528	0.2298	0.0703	0.2651
5. NA56-79	0.0000	0.0000	0.0134	0.1158	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
6. SP70-4796	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0469	0.2166	0.0058	0.0762
7. SP71-6163	0.0032	0.0566	0.0102	0.1010	0.0024	0.0490	0.0133	0.1153
8. SP73-1086	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0050	0.0707
9. SP74-11	0.0196	0.1400	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
10. SP74-131	0.0231	0.1520	0.0201	0.1418	0.0000	0.0000	0.0056	0.0748
11. SP74-1003	0.0000	0.0000	0.0025	0.0500	0.0062	0.0787	0.0025	0.0500
12. SP74-1034	0.0187	0.1367	0.0154	0.1241	0.0645	0.2540	0.0000	0.0000
13. SP74-1057	0.0179	0.1338	0.0000	0.0000	0.0083	0.0911	0.0121	0.1100
14. SP74-1065	0.0000	0.0000	0.0187	0.1367	0.0000	0.0000	0.0078	0.0883
15. SP74-5193	0.0601	0.2452	0.0234	0.1530	0.0642	0.2534	0.0244	0.1562
16. IAC74-153	0.0469	0.2166	0.1089	0.3300	0.0313	0.1769	0.0517	0.2274
17. IAC74-471	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0068	0.0825
18. IAC1003	0.0049	0.0700	0.0023	0.0480	0.0340	0.1844	0.0191	0.1382
19. IAC1005	0.0334	0.1828	0.0500	0.2236	0.1340	0.3661	0.0274	0.1655
20. RB73-5070	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0049	0.0700	0.0000	0.0000
21. RB73-5323	0.0660	0.2569	0.0227	0.1507	0.0083	0.0911	0.0252	0.1587
22. RB73-5630	0.1106	0.3326	0.0132	0.1149	0.0254	0.1594	0.0389	0.1972
23. RB73-8029	0.0033	0.0574	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
24. CB49-260	0.0000	0.0000	0.0132	0.1149	0.0308	0.1755	0.0302	0.1738
25. CB56-37	0.0156	0.1249	0.0000	0.0000	0.0061	0.0781	0.0177	0.1330
26. CB61-99	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0148	0.1217	0.0678	0.2604
27. CB65-4	0.0000	0.0000	0.0036	0.0600	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
28. CB68-135	0.0203	0.1425	0.0368	0.1918	0.0000	0.0000	0.0129	0.1136
29. CB68-160	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0051	0.0714	0.0000	0.0000
30. H66-2857	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0057	0.0755	0.0098	0.0990
31. MEX56-18	0.0097	0.0985	0.0000	0.0000	0.0041	0.0640	0.0000	0.0000

(*) Foram excluídas as variedades que apresentavam nos quatro blocos nenhum colmo atacado pela doença do carvão.

TABELA 10 - Dados originais (número de colmos atacados / número de colmos totais) da região de Primeiro de Maio - Paraná, do ensaio 3 , sem e com transformação $\sqrt{x}$. 132.

VARIEDADES (*)	Bloco 1		Bloco 2		Bloco 3		Bloco 4	
	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.
1. IAC66-6	0.4730	0.6877	0.4341	0.6589	0.4381	0.6619	0.5259	0.7252
2. CO421	0.0667	0.2583	0.0526	0.2293	0.0830	0.2881	0.0549	0.2343
3. RB71-5400	0.0718	0.2680	0.1500	0.3873	0.1553	0.3941	0.1689	0.4110
4. SP70-1484	0.0269	0.1640	0.0447	0.2114	0.0453	0.2128	0.0184	0.1356
5. NA56-79	0.0000	0.0000	0.0053	0.0728	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
6. SP73-356	0.0000	0.0000	0.0052	0.0721	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
7. SP74-1072	0.0906	0.3010	0.0554	0.2354	0.0000	0.0000	0.0219	0.1480
8. SP74-1103	0.0927	0.3045	0.0461	0.2147	0.0286	0.1691	0.0334	0.1828
9. SP74-5053	0.0000	0.0000	0.0660	0.2569	0.1154	0.3397	0.0265	0.1631
10. IAC71-1001	0.0912	0.3020	0.1185	0.3442	0.1003	0.3167	0.0176	0.1327
11. IAC74-497	0.0393	0.1982	0.0526	0.2293	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
12. IAC74-589	0.0612	0.2474	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
13. IAC74-622	0.0350	0.1871	0.0092	0.0959	0.0080	0.0894	0.0164	0.1281
14. IAC-1004	0.0142	0.1192	0.0020	0.0447	0.0143	0.1196	0.0159	0.1261
15. IAC-1007	0.0071	0.0843	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0124	0.1114
16. RB72-158	0.0686	0.2619	0.0326	0.1806	0.0267	0.1634	0.0750	0.2739
17. RB73-5064	0.0142	0.1192	0.0000	0.0000	0.0065	0.0806	0.0000	0.0000
18. RB73-5198	0.0026	0.0510	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
19. RB73-5259	0.0075	0.0866	0.0059	0.0768	0.0141	0.1187	0.0076	0.0872
20. H63-4342	0.0000	0.0000	0.0046	0.0678	0.0048	0.0693	0.0000	0.0000
21. H68-2271	0.0192	0.1386	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
22. TUC67-24	0.0588	0.2425	0.1067	0.3266	0.0825	0.2872	0.0879	0.2965
23. TUC68-19	0.0579	0.2406	0.0072	0.0849	0.0345	0.1857	0.0241	0.1552
24. UCW54/65	0.0055	0.0742	0.0000	0.0000	0.0065	0.0806	0.0000	0.0000

(*) Foram excluídas as variedades que apresentavam nos quatro blocos nenhum colmo atacado pela doença do carvão.

TABELA 11 - Dados originais (número de colmos atacados / número de colmos totais) da região de Jacareí - São Paulo, do ensaio 1, sem e com transformação $\sqrt{x}$.

133.

VARIEDADES (*)	Bloco 1		Bloco 2		Bloco 3		Bloco 4	
	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.
1. IAC66-6	0.6182	0.7863	0.4174	0.6461	0.6738	0.8209	0.5852	0.7650
2. CO421	0.0351	0.1873	0.0000	0.0000	0.0616	0.2482	0.0609	0.2468
3. RB71-5400	0.0769	0.2773	0.1263	0.3554	0.0345	0.1857	0.0000	0.0000
4. SP70-1484	0.1554	0.3942	0.0365	0.1910	0.0321	0.1792	0.1274	0.3569
5. NA56-79	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0310	0.1761	0.0078	0.0883
6. SP71-345	0.1263	0.3554	0.0093	0.0964	0.0517	0.2274	0.0000	0.0000
7. SP73-1296	0.2182	0.4671	0.3469	0.5890	0.3034	0.5508	0.1429	0.3780
8. SP74-23	0.0102	0.1010	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
9. SP74-3061	0.0077	0.0877	0.0144	0.1020	0.0427	0.2066	0.0085	0.0922
10. SP74-3214	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0112	0.1058	0.0000	0.0000
11. SP74-5169	0.0120	0.1095	0.0000	0.0000	0.0213	0.1459	0.0183	0.1353
12. SP74-5117	0.1447	0.3804	0.0632	0.2514	0.1524	0.3904	0.0215	0.1466
13. SP74-5201	0.0129	0.1136	0.0957	0.3094	0.1379	0.3713	0.0500	0.2236
14. SP74-8355	0.0582	0.2412	0.0120	0.1095	0.0279	0.1670	0.0000	0.0000
15. IAC74-272	0.1163	0.3410	0.0407	0.2017	0.0368	0.1918	0.0857	0.2927
16. IAC74-379	0.0000	0.0000	0.0097	0.0985	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
17. IAC-1001	0.0206	0.1435	0.0539	0.2322	0.0054	0.0735	0.0052	0.0721
18. IAC-1002	0.0513	0.2265	0.0193	0.1389	0.0205	0.1432	0.0073	0.0854
19. IAC-1006	0.0804	0.2835	0.0866	0.2943	0.0117	0.1082	0.1905	0.4365
20. RB72-454	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0079	0.0889	0.0353	0.1879
21. RB72-5025	0.0088	0.0938	0.0076	0.0872	0.0339	0.1841	0.0000	0.0000
22. RB72-5564	0.0155	0.1245	0.0000	0.0000	0.0190	0.1378	0.0337	0.1836
23. RB73-5201	0.0316	0.1778	0.0381	0.1952	0.0348	0.1865	0.0536	0.2315
24. RB73-5600	0.1284	0.3583	0.2101	0.4584	0.0985	0.3138	0.1014	0.3184
25. RB73-8168	0.0248	0.1575	0.0492	0.2218	0.0872	0.2953	0.0207	0.1439
26. CB68-164	0.1805	0.4249	0.2768	0.5261	0.3680	0.6066	0.2056	0.4534
27. TRITON	0.0000	0.0000	0.0714	0.2672	0.1407	0.3751	0.1239	0.3520
28. CP51-21	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0098	0.0990	0.0283	0.1682

(*) Foram excluídas as variedades que apresentam nos quatro blocos nenhum colmo atacado pela doença do carvão.

TABELA 12 - Dados originais (número de colmos atacados / número de colmos totais) da região de Jacareí - São Paulo, do ensaio 2, sem e com transformação $\sqrt{x}$.

134.

VARIEDADES (*)	Bloco 1		Bloco 2		Bloco 3		Bloco 4	
	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.
1. IAC66-6	0.4521	0.6724	0.5918	0.7693	0.5422	0.7363	0.5357	0.7319
2. CO421	0.0855	0.2924	0.0506	0.2249	0.0563	0.2373	0.0390	0.1975
3. RB71-5400	0.0435	0.2086	0.0515	0.2269	0.0515	0.2269	0.1031	0.3211
4. SP70-1484	0.1850	0.4301	0.0855	0.2924	0.0935	0.3058	0.1023	0.3198
5. NA56-79	0.0213	0.1459	0.0153	0.1237	0.0106	0.1030	0.0464	0.2154
6. SP71-6163	0.0303	0.1741	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0316	0.1778
7. SP74-11	0.0735	0.2711	0.0260	0.1612	0.3049	0.5522	0.1529	0.3910
8. SP74-51	0.0061	0.0781	0.0294	0.1715	0.0083	0.0911	0.0000	0.0000
9. SP74-131	0.0794	0.2818	0.1333	0.3651	0.0838	0.2895	0.0532	0.2307
10. SP74-1003	0.0000	0.0000	0.0123	0.1109	0.0079	0.0889	0.0000	0.0000
11. SP74-1034	0.0256	0.1600	0.0659	0.2567	0.0580	0.2408	0.1529	0.3910
12. SP74-1057	0.1132	0.3365	0.1037	0.3220	0.0548	0.2341	0.0229	0.1513
13. SP74-5193	0.1127	0.3357	0.1866	0.4320	0.2835	0.5324	0.1739	0.4170
14. IAC74-153	0.1795	0.4237	0.0185	0.1360	0.1087	0.3297	0.1207	0.3474
15. IAC74-471	0.1215	0.3486	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16. IAC1003	0.0249	0.1578	0.0172	0.1311	0.0269	0.1640	0.0165	0.1285
17. IAC1005	0.0744	0.2728	0.0066	0.0812	0.1923	0.4385	0.0000	0.0000
18. RB73-5223	0.0959	0.3097	0.0000	0.0000	0.1923	0.4385	0.0000	0.0000
19. RB73-5630	0.3247	0.5698	0.1111	0.3333	0.2333	0.4830	0.1194	0.3455
20. CB49-260	0.0270	0.1643	0.0584	0.2417	0.1240	0.3521	0.0354	0.1881
21. CB56-37	0.0265	0.1628	0.0909	0.3015	0.0213	0.1459	0.0167	0.1292
22. CB61-76	0.0000	0.0000	0.0103	0.1015	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
23. CB61-99	0.0337	0.1836	0.1000	0.3162	0.0612	0.2474	0.0211	0.1453
24. CB65-4	0.0446	0.2112	0.0000	0.0000	0.0192	0.1386	0.0000	0.0000
25. CB68-135	0.0000	0.0000	0.0053	0.0728	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
26. CB68-160	0.0233	0.1526	0.0000	0.0000	0.0303	0.1741	0.0000	0.0000
27. H66-2857	0.0847	0.2910	0.0000	0.0000	0.0574	0.2396	0.0968	0.3111
28. MEX56-18	0.0103	0.1015	0.0000	0.0000	0.0101	0.1005	0.0159	0.1261

(*) Foram excluídas as variedades que apresentam nos quatro blocos nenhum colmo atacado pela doença do carvão.

TABELA 13 - Dados originais (número de colmos atacados / número de colmos totais) da região de Jacareí - São Paulo, do ensaio 3, sem e com transformação $\sqrt{x}$.

135.

VARIEDADES (*)	Bloco 1		Bloco 2		Bloco 3		Bloco 4	
	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.
1. IAC66-6	0.5556	0.7454	0.5909	0.7687	0.2755	0.5249	0.3649	0.6041
2. CO421	0.0149	0.1221	0.0789	0.2809	0.0083	0.0911	0.0714	0.2672
3. RB71-5400	0.0588	0.2425	0.1884	0.4341	0.1348	0.3672	0.0313	0.1769
4. SP70-1484	0.1056	0.3250	0.0216	0.1470	0.2781	0.5274	0.1438	0.3792
5. NA56-79	0.0235	0.1533	0.0263	0.1622	0.0357	0.1889	0.0000	0.0000
6. SP71-6154	0.0112	0.1058	0.0000	0.0000	0.0430	0.2074	0.0000	0.0000
7. SP73-356	0.0122	0.1105	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
8. SP73-5327	0.0157	0.1253	0.0000	0.0000	0.0135	0.1162	0.0000	0.0000
9. SP74-1072	0.1619	0.4024	0.1329	0.3646	0.3379	0.5813	0.1880	0.4336
10. SP74-1103	0.0374	0.1934	0.0694	0.2634	0.0234	0.1530	0.0893	0.2988
11. SP74-3329	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0137	0.1170
12. IAC71-1001	0.3006	0.5483	0.1934	0.4398	0.0786	0.2804	0.2298	0.4794
13. IAC74-497	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0235	0.1533
14. IAC74-589	0.0000	0.0000	0.0452	0.2126	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
15. IAC74-622	0.0667	0.2583	0.0737	0.2715	0.0769	0.2773	0.0882	0.2970
16. IAC1004	0.0476	0.2182	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0426	0.2064
17. IAC1007	0.0000	0.0000	0.0130	0.1140	0.0000	0.0000	0.0169	0.1300
18. RB72-158	0.1835	0.4284	0.1026	0.3203	0.3590	0.5992	0.0337	0.1836
19. RB73-5064	0.0306	0.1749	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
20. RB73-5259	0.0075	0.0866	0.0000	0.0000	0.1009	0.3176	0.0710	0.2665
21. RB74-5464	0.0000	0.0000	0.0260	0.1612	0.0267	0.1634	0.0000	0.0000
22. H63-4342	0.0385	0.1962	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
23. TUC67-24	0.1348	0.3672	0.0816	0.2857	0.0787	0.2805	0.0562	0.2371
24. TUC68-19	0.0000	0.0000	0.0455	0.2133	0.0375	0.1936	0.0211	0.1453
25. UCW54/65	0.0769	0.2773	0.0000	0.0000	0.1806	0.4250	0.1935	0.4399

(*) Foram excluídas as variedades que apresentam nos quatro blocos nenhum colmo atacado pela doença do carvão.

TABELA 14 - Dados originais (número de colmos atacados / número de colmos totais) da região de São Fidelis - Rio de Janeiro, do ensaio 1, sem e com transformação $\sqrt{x}$.

136.

VARIEDADES (*)	Bloco 1		Bloco 2		Bloco 3		Bloco 4	
	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.	sem transf.	com transf.
1. IAC66-6	0.0746	0.2731	0.2500	0.5000	0.2857	0.5345	0.2727	0.5222
2. CO421	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0084	0.0917	0.0000	0.0000
3. SP70-1484	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0098	0.0990	0.0149	0.1221
4. SP71-345	0.0000	0.0000	0.1754	0.4188	0.0374	0.1934	0.0729	0.2700
5. SP73-1296	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0294	0.1715
6. SP74-3042	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0101	0.1005
7. SP74-5117	0.0000	0.0000	0.0714	0.2672	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
8. SP74-5201	0.0000	0.0000	0.1750	0.4183	0.1111	0.3333	0.0000	0.0000
9. SP74-8355	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0112	0.1058	0.0000	0.0000
10. IAC1002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0145	0.1204
11. IAC1006	0.0486	0.2205	0.0441	0.2100	0.0000	0.0000	0.0127	0.1127
12. RB73-5600	0.0000	0.0000	0.0426	0.2064	0.0217	0.1473	0.0980	0.3130
13. CB68-164	0.0000	0.0000	0.0426	0.2064	0.0545	0.2335	0.0000	0.0000
14. H68-0093	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0556	0.2358
15. TRITON	0.0435	0.2086	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

(*) Foram excluídas as variedades que apresentam nos quatro blocos nenhum colmo atacado pela doença do carvão.

APÊNDICE 2

```

10 DEFINT I-N :DEFSTR A-C :DEFDBL Q-Z,D-H
20 REM PROGRAMA PARA VERIFICAR NORMALIDADE E NAO-ADITIVIDADE NUM DELINEAMENTO EM BLOCOS CASUALIZADOS
30 DIM Y(45,10),XMT(45),RES(45,10),YEST(45,10),RNORM(45,10),XMB(10),YORD(450),RNORD(450),F1(450),S(450),
D(450),P(450),RORD(450),Z(45,10),Q(45,10),QEST(45,10),XMTQ(50),XMBQ(50)
40 INPUT "FTABELADO",FTAB
50 WIDTH "LPT1:", 132
60 INPUT "D-TABELADO",DTAB
70 INPUT "NUMERO DO TESTE ",BTESTE
80 INPUT "NUMERO DA REGIAO ",BREG
90 INPUT "NUMERO DO ENSAIO ",BENSA
100 INPUT "NUMERO DE TRATAMENTOS ",NTRAT
110 INPUT "NUMERO DE BLOCOS ",NBLOC
120 OPEN "R",#1,"ARQCARVA.TES",18
130 FIELD #1,2 AS ATESTE,1 AS AREG,2 AS AENSA,2 AS ATRAT,2 AS ABLOC,5 AS ACOLM0,4 AS ACHICOTE
140 GET #1,1 :IRF=VAL(ACOLM0)
150 LPRINT "N. DO TESTE";SPACE$(2);"N. DA REGIAO";SPACE$(2);"N. DO ENSAIO";SPACE$(7);"TRATAM.";
SPACE$(2);"BLOCO";SPACE$(2);"N. COLMOS";SPACE$(2);"N. DE CHICOTES";SPACE$(2);"POR. INF."
160 LPRINT STRING$(120,"-")
170 FOR I=2 TO IRF :GET #1,I
180 IF VAL(ATESTE) (>) VAL(BTESTE) THEN 250
190 IF VAL(AREG) (>) VAL(BREG) THEN 250
200 IF VAL(AENSA) (>) VAL(BENSA) THEN 250
210 IT=VAL(ATRAT) :IJ=VAL(ABLOC)
220 IF VAL(ACOLM0)=0 THEN Y(IT,IJ)=0 :GOTO 240
230 Y(IT,IJ)=VAL(ACHICOTE)/VAL(ACOLM0)
240 LPRINT SPACE$(4);ATESTE;SPACE$(11);AREG;SPACE$(12);AENSA;SPACE$(17);ATRAT;SPACE$(6);ABLOC;
SPACE$(3);ACOLM0;SPACE$(10);ACHICOTE;SPACE$(9);USING "###.###";Y(IT,IJ)
250 NEXT I
255 LPRINT CHR$(12)
260 REM DECOMPOSICAO DOS RESIDUOS
270 X1=0 :X2=0 :XMG=0
280 FOR I=1 TO NTRAT
290 FOR J=1 TO NBLOC
300 X1=X1+Y(I,J)
310 NEXT J
320 XMT(I)=X1/NBLOC
330 X1=0
340 NEXT I
350 FOR J=1 TO NBLOC
360 FOR I=1 TO NTRAT
370 X2=X2+Y(I,J)
380 XMG=XMG+Y(I,J)
390 NEXT I
400 XMB(J)=X2/NTRAT
410 X2=0
420 NEXT J
430 XMG=XMG/(NTRAT*NBLOC)
440 SRES=0

```



```

450 REM OBTENCAO DO YESTIMADO, RES E RES NORMALIZADO
460 FOR I=1 TO NTRAT
470 FOR J=1 TO NBLOC
480 YEST(I,J)=XMT(I)+XMB(J)-XMG
490 RES(I,J)=Y(I,J)-YEST(I,J)
500 SQRES=SQRES+RES(I,J)^2
510 NEXT J
520 NEXT I
530 GLRES=(NTRAT-1)*(NBLOC-1)
540 QMRES=SQRES/GLRES
550 FOR I=1 TO NTRAT
560 FOR J=1 TO NBLOC
570 RNORM(I,J)=RES(I,J)/SQR(QMRES)
580 NEXT J
590 NEXT I
600 REM SUBROTINAS PARA OS TESTES DE NAO-ADITIVIDADE E NORMALIDADE
610 GOSUB 800
620 LPRINT "ESQUEMA DO QUADRO ANOVA PARA O TESTE DE NAO-ADITIVIDADE"
630 LPRINT STRING$(80,"-")
640 LPRINT "C.VARIACAO";SPACE$(10);"G.L.";SPACE$(15);"S.Q.";SPACE$(14);"Q.M.";SPACE$(8);"F";SPACE$(6)
650 LPRINT STRING$(80,"-")
660 LPRINT "NAO-ADITIVIDADE";SPACE$(10);"1";SPACE$(15);USING "##.###";SQMAD;:LPRINT SPACE$(10);
USING "##.###";SQMAD;:LPRINT SPACE$(5);USING "##.###";ESTF
670 LPRINT "NOVO RESIDUO";SPACE$(12);GLNRES;SPACE$(13);
USING "##.###";SQMRE;:LPRINT SPACE$(10);USING "##.###";QMRE
680 LPRINT STRING$(80,"-")
690 LPRINT "RESIDUO";SPACE$(17);GLRES;SPACE$(13);USING "##.###";SQRES;:LPRINT SPACE$(10);USING "##.###";QMRES
700 LPRINT "VALOR F TABELADO=",FTAB
705 LPRINT CHR$(12)
710 GOSUB 1210
720 END
800 REM SUBROTINA PARA O TESTE F PARA NAO-ADITIVIDADE SEGUNDO BOX(1978)
810 X2=0
820 FOR I=1 TO NTRAT
830 FOR J=1 TO NBLOC
840 Q(I,J)=YEST(I,J)^2
850 X2=X2+Q(I,J)
860 NEXT J
870 XMTQ(I)=X2/NBLOC
880 X2=0
890 NEXT I
900 XMGQ=0
910 X3=0
920 FOR J=1 TO NBLOC
930 FOR I=1 TO NTRAT
940 X3=X3+Q(I,J)
950 XMGQ=XMGQ+Q(I,J)

```

```

960 NEXT I
970 XMBQ(J)=X3/NTRAT
980 X3=0
990 NEXT J
1000 XMGQ=XMGQ/(NTRAT*NBLOC)
1010 PCALC=0
1020 QCALC=0
1030 FOR I=1 TO NTRAT
1040 FOR J=1 TO NBLOC
1050 QEST(I,J)=XMTQ(I)+XMBQ(J)-XMGQ
1060 NEXT J
1070 NEXT I
1080 FOR I=1 TO NTRAT
1090 FOR J=1 TO NBLOC
1100 Z(I,J)=Q(I,J)-QEST(I,J)
1110 QCALC=QCALC+Z(I,J)^2
1120 PCALC=PCALC+RES(I,J)*Z(I,J)
1130 NEXT J
1140 NEXT I
1150 SQNAD=(PCALC^2)/QCALC
1160 SQNRE=SQRES-SQNAD
1170 GLNRES=GLRES-1
1180 QMNRE=SQNRE/GLNRES
1190 ESTF=SQNAD/QMNRE
1200 RETURN
1210 REM SUBROTINA PARA O TESTE DE NORMALIDADE
1220 DEFINT I-W :DEFBSL Q-Z,D-H :DEFSTR A-C
1230 REM COLOCACAO DOS RESIDUOS NUM VETOR
1240 K=0
1250 FOR I=1 TO NTRAT
1260 FOR J=1 TO NBLOC
1270 K=K+1
1280 RORD(K)=RES(I,J)
1290 RNORD(K)=RNORM(I,J)
1300 YORD(K)=YEST(I,J)
1310 P(K)=(K-.5)/(NTRAT*NBLOC)
1320 R=K
1330 V=NTRAT*NBLOC
1340 S(K)=R/V
1350 NEXT J
1360 NEXT I
1370 REM ORDENANDO OS RESIDUOS NORMALIZADOS
1380 L=NTRAT*NBLOC
1390 L1=L-1
1400 FOR I=1 TO L1

```

```

1470 L2=I+1
1480 FOR J=L2 TO L
1490 IF RNORD(I)(<=RNORD(J) THEN GOTO 1590
1500 R=RNORD(I)
1510 V=YORD(I)
1520 T=RORD(I)
1530 RNORD(I)=RNORD(J)
1540 YORD(I)=YORD(J)
1550 RORD(I)=RORD(J)
1560 RNORD(J)=R
1570 YORD(J)=V
1580 RORD(J)=T
1590 NEXT J
1600 NEXT I
1610 REM SUBROTINA PARA O TESTE DE NORMALIDADE
1620 ZA1=.436184
1630 ZA2=-.120168
1640 ZA3=.937298
1650 FOR I=1 TO K
1660 X=RNORD(I)
1670 IF X=>0 THEN GOTO 1730
1680 X=ABS(X)
1690 T=1/(1+.3326*X)
1700 F2=.398942*EXP(-.5*X^2)
1710 F1(I)=F2*(ZA1*T+ZA2*(T^2)+ZA3*(T^3))
1720 GOTO 1760
1730 T=1/(1+.3326*X)
1740 F2=.398942*EXP(-.5*X^2)
1750 F1(I)=1-F2*(ZA1*T+ZA2*(T^2)+ZA3*(T^3))
1760 NEXT I
1770 D(1)=ABS(F1(1)-S(1))
1780 FOR I=2 TO K
1790 J=I-1
1800 D1=ABS(F1(I)-S(J))
1810 D2=ABS(F1(I)-S(I))
1820 IF D1<D2 THEN D(I)=D1 :GOTO 1840
1830 D(I)=D2
1840 NEXT I
1850 LPRINT SPACE$(5); "Y ESTIMADO";SPACE$(3); "RES. NOR. ORD.";SPACE$(4); "VALOR DE F";
SPACE$(5); "VALOR DE S";SPACE$(5); "F(X)-S(X)";SPACE$(3)
1860 LPRINT STRING$(80, "-")
1870 FOR I=1 TO K
1880 LPRINT SPACE$(5); USING "##.###"; YORD(I); :LPRINT SPACE$(11); USING "##.###"; RNORD(I); :LPRINT SPACE$(12);
USING "##.###"; F1(I); :LPRINT SPACE$(9); USING "##.###"; S(I); :LPRINT SPACE$(11); USING "##.###"; D(I)
1890 NEXT I
1900 LPRINT STRING$(80, "-")
1910 K1=K-1

```

```
1920 FOR I=1 TO K1
1930 K2=I+1
1940 FOR J=K2 TO K
1950 IF D(I)<=D(J) THEN GOTO 1990
1960 R=D(I)
1970 D(I)=D(J)
1980 D(J)=R
1990 NEXT J
2000 NEXT I
2010 DSUP=D(K)
2020 LPRINT STRING$(80,"-")
2030 LPRINT SPACE$(10);"TESTE DE LILLIEFORS=";DSUP;SPACE$(10);"VALOR D TABELADO=";DTAB;SPACE$(7)
2100 RETURN
2110 END
```

```

10 REM 26/07/88 18:00 HS
15 WIDTH "LPT1:",132
20 REM PROGRAMA PARA CADASTRAR, CORRIGIR E ELIMINAR DADOS DOS ENSAIOS DOS
30 REM TESTES DA COMISSAO DE CARVAO. NOME DO PROGRAMA CADDADOS.CAR
40 DEFSTR A-C:DEFINT I-N:DEFDBL Q-Z
50 CLS
60 LOCATE 2,35:PRINT "MENU"
70 LOCATE 3,35:PRINT "===="
80 PRINT STRING$(80,"-")
90 LOCATE 6,20:PRINT " 1. ABERTURA DE ARQUIVO DE COLMOS/CHICOTES"
100 LOCATE 7,20:PRINT " 2. DIGITACAO DE DADOS DE COLMOS/CHICOTES"
110 LOCATE 8,20:PRINT " 3. CORRECAO DE DADOS DE COLMOS/CHICOTES"
120 LOCATE 9,20:PRINT " 4. ELIMINACAO DE REGISTRO DE COLMOS/CHICOTES"
130 LOCATE 10,20:PRINT " 5. LISTAGEM DO ARQUIVO DE COLMOS/CHICOTES"
140 LOCATE 11,20:PRINT " 6. FIM"
150 PRINT STRING$(80,"-")
160 LOCATE 22,1:INPUT"Qual a opcao desejada ",ICOD
170 IF ICOD=6 THEN 2160
180 OPEN "R",#1,"ARQCARVA.TES!",18
190 FIELD#1,2 AS ATESTE,1 AS AREG,2 AS AENSA,2 AS ATRAT,2 AS ABLOC,5 AS ACOLMO,4 AS ACHICOTE
200 ON ICOD GOTO 210,310,650,940,1620,2160
210 REM ABERTURA DOS ARQUIVOS
220 RSET ATESTE=" "
230 RSET AREG=" "
240 RSET AENSA=" "
250 LSET ATRAT=" "
255 RSET ABLOC=" "
260 RSET ACOLMO="03200"
270 RSET ACHICOTE=" "
280 PUT #1,1
290 CLOSE
300 GOTO 50
310 REM DIGITACAO
320 GET #1,1
330 IR=VAL(ACOLMO)
340 IF IR=0 THEN IR=2:GOTO 390
350 CLS
360 LOCATE 12,20:PRINT "O ARQUIVO DE COLMOS/CHICOTES TEM ";IR;"REGISTROS"
370 LOCATE 21,1:PRINT "Aperte ENTER para continuar":IR= IR+1
380 INPUT BRE
390 CLS
400 LOCATE 1,1:PRINT "PARA MUDAR DE REGIAO F PARA TRAT, ENSAIO F PARA REGIAO, FINALIZAR F PARA ENSAIO"
410 LOCATE 6,35:PRINT "DIGITACAO"
420 LOCATE 8,10:INPUT "Codigo do teste.....",BTESTE
430 IF BTESTE="F" THEN CLOSE:GOTO 50
440 LOCATE 9,10:INPUT "Codigo da regioa.....",BREG

```

```

450 IF BREG("<")F" THEN 480
460 FOR I=9 TO 8 STEP-1:LOCATE I,10:PRINT SPACE$(80):NEXT I
470 GOTO 420
480 LOCATE 10,10:INPUT "Codigo do ensaio.....",BENSA
490 LOCATE 12,10:INPUT "Numero do tratamento.....",BTRAT
500 IF BTRAT("<")F" THEN 520
510 FOR I=12 TO 9 STEP-1: LOCATE I,10:PRINT SPACE$(80):NEXT I:GOTO 440
520 LOCATE 13,10:INPUT "Numero do bloco.....",BBLOC
530 LOCATE 15,10:INPUT "Numero de colmos.....",BCOLMO
540 LOCATE 16,10:INPUT "Numero de chicotes.....",BCHICOTE
550 RSET ATESTE=BTESTE: RSET AREG=BREG: RSET AENSA=BENSA
560 RSET ATRAT=BTRAT: RSET ABLOC=BBLOC
570 B1=CHR$(13)+CHR$(10)
580 RSET ACOLMO=BCOLMO: RSET ACHICOTE=BCHICOTE: PUT#1,IR
590 RSET ATESTE=" ":RSET AREG=" ":RSET AENSA=" "
600 RSET ATRAT=" "
610 RSET ABLOC=" "
620 RSET ACHICOTE=" ": RSET ACOLMO=RIGHT$(STR$(IR+100000!),5)
630 PUT#1,1
640 IR=IR+1:FOR I=15 TO 12 STEP-1:LOCATE I,10:PRINT SPACE$(80):NEXT I:GOTO 470
650 REM CORRECAO DE DADOS
660 CLS
670 LOCATE 10,5:INPUT "NUMERO DO REGISTRO A SER CORRIGIDO ",IR
680 GET#1,IR
690 CLS
700 LOCATE 3,20:PRINT "REGISTRO A SER CORRIGIDO ";IR
710 LOCATE 5,20:PRINT " 1. CODIGO DO TESTE.....";:PRINT " ";ATESTE
720 LOCATE 7,20:PRINT " 2. CODIGO DA REGIAO.....";:PRINT " ";AREG
730 LOCATE 9,20:PRINT " 3. NUMERO DO ENSAIO.....";:PRINT " ";AENSA
740 LOCATE 11,20:PRINT " 4. NUMERO DO TRATAMENTO....";:PRINT " ";ATRAT
750 LOCATE 13,20:PRINT " 5. NUMERO DO BLOCO.....";:PRINT " ";ABLOC
760 LOCATE 15,20:PRINT " 6. NUMERO DE COLMOS.....";:PRINT ACOLMO
770 LOCATE 17,20:PRINT " 7. NUMERO DE CHICOTES.....";:PRINT " ";ACHICOTE
780 LOCATE 23,1:INPUT "Digite a opcao....";ICAMP
790 ON ICAMP GOTO 795,810,830,850,870,890,910
795 IF ICAMP=1 THEN LOCATE 5,50:PRINT " ";:INPUT BTESTE
800 RSET ATESTE=BTESTE:GOTO 930
810 IF ICAMP=2 THEN LOCATE 7,50:PRINT " ";:INPUT BREG
820 RSET AREG=BREG:GOTO 930
830 IF ICAMP=3 THEN LOCATE 9,50:PRINT " ";:INPUT BENSA
840 RSET AENSA=BENSA: GOTO 930
850 IF ICAMP=4 THEN LOCATE 11,50:PRINT " ";:INPUT BTRAT
860 RSET ATRAT=BTRAT: GOTO 930
870 IF ICAMP=5 THEN LOCATE 13,50:PRINT " ";:INPUT BBLOC
880 RSET ABLOC=BBLOC: GOTO 930

```

```

890 IF ICAMP=6 THEN LOCATE 15,50:PRINT " ";:INPUT BCOLMO
900 RSET ACOLMO=BCOLMO: GOTO 730
910 LOCATE 17,50:PRINT " ";:INPUT BCHICOTE
920 RSET ACHICOTE=BCHICOTE
930 PUT#1,IR:CLOSE:GOTO 50
940 REM ELIMINACAO DE REGISTROS DO ARQUIVO DE COLMOS/CHICOTES
950 CLS
960 LOCATE 3,5:PRINT "NUMERO DO REGISTRO DO ARQ. DE COLMOS/CHIC. A SER ELIMINADO";:INPUT IRE
970 GET#1,1:IRF=VAL(ACOLMO):GET#1,IRE
980 LOCATE 5,20:PRINT " 1. CODIGO DO TESTE.....";:PRINT STRING$(3," ");:ATESTE
990 LOCATE 7,20:PRINT " 2. CODIGO DA REGIAO.....";:PRINT STRING$(3," ");:AREG
1000 LOCATE 9,20:PRINT " 3. NUMERO DO ENSAIO.....";:PRINT STRING$(3," ");:AENSA
1010 LOCATE 11,20:PRINT " 4. NUMERO DO TRATAMENTO.....";:ATRAT
1020 LOCATE 13,20:PRINT " 5. NUMERO DO BLOCO.....";:PRINT STRING$(4," ");:ABLOC
1030 LOCATE 15,20:PRINT " 6. NUMERO DE COLMOS.....";:PRINT STRING$(2," ");:ACOLMO
1040 LOCATE 17,20:PRINT " 7. NUMERO DE CHICOTES.....";:PRINT " ";:ACHICOTE
1050 LOCATE 22,2:PRINT "CONFIRMA ELIMINACAO (S/N) ";:INPUT AS: IF AS="N" THEN CLOSE: GOTO 50
1060 LOCATE 23,2:PRINT "ESTOU ELIMINANDO"
1070 FOR I=IRE TO IRF-1
1080 GET#1,I+1 :PUT#1,I :NEXT I
1090 LSET ATESTE=" " :LSET AREG=" " :RSET AENSA=" " :RSET ATRAT=" "
1100 LSET ABLOC=" " :RSET ACHICOTE=" " :RSET ACOLMO=RIGHT$(STR$(IRF-1)+1000000!,5)
1110 PUT#1,1 :CLOSE :GOTO 50
1120 REM IMPRESSAO DOS ARQUIVOS
1130 GET#1,1 :IRP=VAL(ACOLMO)
1140 CLS
1150 LOCATE 4,20:PRINT "MENU"
1160 LOCATE 7,5:PRINT "IMPRESSAO NA TELA.....T"
1170 LOCATE 9,5:PRINT "IMPRESSAO NA IMPRESSORA...I"
1180 LOCATE 14,1:PRINT :INPUT "QUAL A OPCAO DESEJADA";AI
1190 CLS
1200 LOCATE 5,5:PRINT "SE FOR LISTAR O ARQUIVO TODO DIGITE 0 PARA O CODIGO"
      :LOCATE 7,5:PRINT "DO TESTE E 0 PARA O CODIGO DA REGIAO"
1210 LOCATE 9,5:PRINT "DIGITE O CODIGO DO TESTE A SER LISTADO";:INPUT CTESTE
1220 LOCATE 11,5:PRINT "DIGITE O CODIGO DA REGIAO A SER LISTADO ";:INPUT CREG
1230 IF AI(">T" AND AI(">I" THEN 1650
1240 IF AI="I" THEN 1940
1250 REM IMPRESSAO NA TELA
1260 L= 0
1270 IR = IRP
1280 FOR I=2 TO IR
1290 IF L(>)0 THEN 1830
1295 CLS
1300 LOCATE 1,11:PRINT "LISTAGEM DO ARQUIVO DE DADOS DE CARVAO DA CANA-DE-ACUCAR"
1310 LOCATE 5,40:PRINT "                NUMERO DE COLMOS"
1320 LOCATE 6,0:PRINT "REGISTRO";" " ;"TESTE";" " ;"REGIAO";" " ;"ENSAIO";" " ;"TRAT";" " ;"BLOCO";
      " " ;"TOTALS";" " ;"C/CHICOTES":L=1

```

```

1825 PRINT STRING$(89,"-")
1830 GET#1,I
1840 IF VAL(CTESTE)=0 AND VAL(CREG)=0 THEN 1870
1850 IF VAL(CTESTE)<>VAL(ATESTES) THEN 1915
1860 IF VAL(CREG)<>VAL(AREG) THEN 1915
1870 AI=RIGHT$(STR$(10000+I),4) :BTESTE=ATESTES :BREG=AREG :BENSA=AENSA :BTRAT=ATRAT
      :BBLOC=ABLOC :BCOLMO=ACOLMO :BCHICOTE=ACHICOTE
1880 PRINT AI;"      ";BTESTE;"      ";BREG;"      ";BENSA;"      ";BTRAT;"      ";
      BBLOC;"      ";BCOLMO;"      ";BCHICOTE
1890 L=L+1
1900 IF L<13 THEN 1915
1910 L=0 :LOCATE 24,1:PRINT "Digite CR para nova tela" :INPUT BRI
1912 PRINT STRING$(80,"-")
1915 NEXT I
1917 PRINT STRING$(80,"-")
1920 PRINT "Digite CR para voltar ao menu" :INPUT BRI
1930 CLOSE :GOTO 50
1940 REM IMPRESSORA
1950 L=0 :AB="###.##"
1960 IR=IRP
1970 FOR I=2 TO IR
1980 AI=RIGHT$(STR$(10000+I),4)
1990 IF L<>0 THEN 2013
2000 LPRINT "      "; "LISTAGEM DO ARQUIVO DE DADOS DE CARVAO DA CANA-DE-ACUCAR"
2010 LPRINT SPACES(30);"      "; "NUMERO DE COLMOS";"      "; "PORCENTAGEM DE"
2011 LPRINT "      "; "REGISTROS";"      "; "TESTE";"      "; "REGIAO";"      "; "ENSAIO";"      "; "TRAT";
      "      "; "BLOCO";"      "; "TOTAIS";"      "; "C/ CHICOTES";"      "; "INFESTACAO"
2012 LPRINT STRING$(89,"-") :L=1
2013 GET#1,I
2014 IF VAL(ACOLMO)=0 THEN X=0 :GOTO 2016
2015 X=VAL(ACHICOTE)/VAL(ACOLMO)*100
2016 IF VAL(CTESTE)=0 AND VAL(CREG)=0 THEN 2100
2080 IF VAL(CTESTE)<>VAL(ATESTES) THEN 2150
2090 IF VAL(CREG)<>VAL(AREG) THEN 2150
2100 BTESTE=ATESTES :BREG=AREG :BENSA = AENSA :BTRAT=ATRAT :BBLOC=ABLOC :BCOLMO=ACOLMO :BCHICOTE=ACHICOTE
2110 LPRINT "      ";AI;"      ";BTESTE;"      ";BREG;"      ";BENSA;"      ";BTRAT;"      ";
      BBLOC;"      ";BCOLMO;"      ";BCHICOTE;"      "; :LPRINT USING "###.##";X
2120 L=L+1
2130 IF L<51 THEN 2150
2140 LPRINT CHR$(12) :L=0
2150 NEXT I :CLOSE :GOTO 50
2160 STOP

```