TRANSFORMAÇÃO DE DADOS. EFEITOS SOBRE A ANÁLISE DA VARIÂNCIA

CLARICE GARCIA BORGES DEMÉTRIO
Engenheira-Agrônoma

Orientador: Dr. Décio Barbin

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

P I R A C I C A B A
Estado de São Paulo - Brasil
Agosto, 1 9 7 8

A meus pais

A meu marido

A minha filha,

OFEREÇO

AGRADECIMENTOS

Ao Dr. Décio Barbin, Prof. Livre-Docente do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pela valiosa orientação, incentivos e sugestões durante a elaboração do trabalho e ensinamentos que se constituíram em importantes subsídios para nossa formação profissional.

Ao Dr. F. Pimentel Gomes, Professor Catedrático do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelas sugestões e pela leitura do texto.

Ao Dr. Roberto Simionato de Moraes, Professor Assistente Doutor do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelo auxílio prestado na elaboração do programa em linguagem FORTRAN.

Ao Dr. Cássio Roberto de Melo Godoi, Professor Assistente Doutor do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelas sugestões e auxílio na elaboração do SUMMARY.

Ao Dr. Humberto de Campos, Professor Adjunto do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelas sugestões e incentivos.

Ao Dr. Joaquim Teófilo Sobrinho, Chefe da Estação Experimental de Cordeirópolis, do Instituto Agronômico do Estado de São Paulo, e ao Dr. Sinval Silveira Neto, Professor Adjunto do Departamento de Entomologia da ESALQ, pela cessão dos dados experimentais.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelas bolsas concedidas durante os Cursos de Graduação e Pós-Graduação.

A meu esposo, Valdemar Antonio Demétrio, pelo apoio e incentivos.

A todos os Professores do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelos ensinamentos.

À Srta. Maria Izalina Ferreira Alves, à Sra. Djanira Ortolan Forti e ao Sr. Octávio Frassetto, funcionários do Departamento de Matemática e Estatística da ESALQ, pelos serviços prestados.

A todos que, de uma forma ou de outra, colaboraram para a realização do Curso e deste trabalho.

ÍNDICE

Pág.

1. RESUMO 1

2. INTRODUÇÃO 3

3. REVISÃO DE LITERATURA 8

4. FUNDAMENTOS TEÓRICOS 14

4.1 - Condições Para a Validade da Análise da Variância .. 14

4.1.1 - Efeitos de tratamentos e ambientais são aditivos 15

4.1.1.1 - Generalidades 15

4.1.1.2 - Teste de Tukey para não-aditividade 16

4.1.2 - Independência dos erros 20

4.1.3 - Os erros experimentais devem ser normalmente distribuídos 21

4.1.3.1 - Generalidades 21

4.1.3.2 - Testes de normalidade 22

4.1.3.2.1 - Teste de ajustamento - χ^2 23

4.1.3.2.2 - Testes de assimetria .. 25

4.1.3.2.3 - Testes de curtose ... 26

4.1.3.2.4 - Teste de Lilliefors .. 28

4.1.4 - Os erros experimentais devem ter uma variância comum 30

4.1.4.1 - Generalidades 30

Pág.

4.1.4.2 - Testes para homogeneidade de variân cias 32

4.1.4.2.1 - Teste de Bartlett ... 32

4.1.4.2.2 - Teste F Máximo ou "Short-Cut" 34

4.1.4.2.3 - Teste de Cochran 35

4.1.4.3 - Decomposição do número de graus de liberdade do resíduo 36

4.2 - Transformação de Dados 40

4.2.1 - Generalidades 40

4.2.2 - Transformação raiz quadrada 44

4.2.3 - Transformação logarítmica 46

4.2.4 - Transformação angular ou arc sen $\sqrt{P/100}$ ... 48

5. MATERIAL E MÉTODOS 50

5.1 - Material 50

5.2 - Métodos 55

5.2.1 - Introdução 55

5.2.2 - Análise da variância 55

5.2.3 - Teste de Tukey para não-aditividade 56

5.2.4 - Testes para homogeneidade de variâncias ... 56

5.2.5 - Testes de normalidade dos erros 57

5.2.6 - Resultados complementares 58

5.2.7 - Transformação de dados 58

Pág.

5.2.8 - Apresentação do programa em linguagem FORTRAN 58

5.2.9 - Escolha da análise mais adequada aos dados.. 60

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO 61

6.1 - Números de Frutos - Laranjeira Valência 61

6.2 - Números de Frutos - Laranjeira Hamlin 64

6.3 - Números de Insetos - Curuquerê do Algodão 66

6.4 - Números de Insetos - Pulgão do Algodão 67

6.5 - Números de Ácaros Rajados em Sorgo 67

6.6 - Números de Insetos - Percevejo das Gramíneas 69

6.7 - Notas Médias - Milho Atacado por *Spodoptera frugiperda* 70

7. CONCLUSÕES 94

8. SUMMARY 95

9. LITERATURA CITADA 96

10. APÊNDICE 101

LISTA DE TABELAS

TABELA		Pág.
1	Números de Plantas de Beterraba Forrageira Obtidos a Partir de um Experimento de Calagem com Três Níveis de Óxido de Cálcio e com Três Níveis de Carbonato de Cálcio	38
2	Análise da Variância dos Dados da Tabela 1	39
3	Análise da Variância dos Dados da Tabela 1 com Desdobramento do Número de Graus de Liberdade de Tratamentos e do Número de Graus de Liberdade do Resíduo	39
4	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1970 ..	71
5	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1971 ..	72
6	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1972 ..	73
7	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1973 ..	74
8	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1974 ..	75

TABELA Pág.

9 Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1975 .. 76

10 Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1976 .. 77

11 Resultados Obtidos pelas Análises das Médias de 7 Anos dos Números de Fruoos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência 78

12 Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1969 ... 79

13 Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1970 80

14 Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1971 81

15 Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1972 82

16 Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1973 83

TABELA		Pág.
17	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1974	84
18	Resultados Obtidos pelas Análises das Médias de 6 Anos dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin	85
19	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Indivíduos de Curuquerê do Algodão (*Alabama argillacea*, Herb.) Coletados em um Ensaio de Atratividade Durante 8 Semanas Consecutivas	86
20	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Indivíduos Obtidos em um Experimento de Controle do Pulgão do Algodão *(Aphis gossypii)*	87
21	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Ácaros Rajados em Sorgo *(Tetranychus urticae)* Obtidos em Contagem Prévia	88
22	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Ácaros Rajados em Sorgo *(Tetranychus urticae)* Obtidos Após 24 Horas da Aplicação dos Acaricidas ...	89
23	Resultados Obtidos pelas Análises das Porcentagens de Controle de Ácaro Rajado em Sorgo *(Tetranychus urticae)*	90
24	Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Indivíduos Coletados em um Experimento de Controle do Percevejo das Gramíneas *(Blissus leucopterns)*..	91

TABELA Pág.

25 Resultados Obtidos pelas Análises das Notas Médias da Escala Visual Obtidas em um Experimento Feito Para Medir Suscetibilidade Relativa do Germoplasma de Milho a *S. frugiperda* - 1a. Contagem 92

26 Resultados Obtidos pelas Análises das Notas Médias da Escala Visual Obtidas em um Experimento Feito Para Medir Suscetibilidade Relativa do Germoplasma de Milho a *S. frugiperda* - 2a. Contagem 93

1.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1970. (Médias de Duas Plantas) 102

2.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1971. (Médias de Duas Plantas) 102

3.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1972. (Médias de Duas Plantas) 103

4.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1973 103

5.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1974 104

6.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1975 104

TABELA Pág.

7.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1976 105

8.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1969.(Médias de Duas Plantas) 105

9.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1970. (Médias de Duas Plantas) 106

10.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1971. (Médias de Duas Plantas) 106

11.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1972. (Médias de Duas Plantas) 107

12.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1973. (Médias de Três Plantas) 107

13.A Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1974. (Médias de Três Plantas) 108

14.A Números de Indivíduos de Curuquerê do Algodão (*Alabama argillacea*, Herb.) Coletados em um Ensaio de Atratividade Durante 8 Semanas Consecutivas 108

TABELA		Pág.
15.A	Números de Indivíduos Coletados num Experimento de Controle do Percevejo das Gramíneas *(Blissus leucopterns)*	109
16.A	Números de Indivíduos Obtidos em um Experimento de Controle do Pulgão do Algodão *(Aphis gossypii)* ...	109
17.A	Números de Ácaros Rajados em Sorgo *(Tetranychus urticae)* Obtidos em Contagem Prévia	110
18.A	Números de Ácaros Rajados em Sorgo *(Tetranychus urticae)* Obtidos Após 24 Horas da Aplicação dos Acaricidas	110
19.A	Porcentagem de Controle de Ácaro Rajado em Sorgo *(Tetranychus urticae)*	111
20.A	Notas Médias da Escala Visual Obtidas em um Experimento Feito para Medir a Suscetibilidade Relativa do Germoplasma de Milho a *S. frugiperda* - la. Contagem	112
21.A	Notas Médias da Escala Visual Obtidas em um Experimento Feito para Medir a Suscetibilidade Relativa do Germoplasma de Milho a *S. frugiperda* - 2a. Contagem	113

1. RESUMO

Para se fazer a análise da variância de um experimento qualquer, devem ser respeitadas diversas hipóteses básicas, que proporcionam poder e nível de significância corretos aos testes. Estas hipóteses são as seguintes:

- Os erros experimentais devem ter uma distribuição normal.
- Os parâmetros fixos e aleatórios do modelo matemático devem ser aditivos.
- Os erros experimentais devem ter uma variância comum, ou seja, deve haver homogeneidade das variâncias.
- Os erros experimentais não devem ser correlacionados entre si.

Neste trabalho estudou-se a importância de cada uma dessas hipóteses para a análise da variância e alguns testes que

tornam possível a sua verificação.

Nem sempre, porém, todas essas hipóteses são satisfeitas e a aplicação dos testes de significância seria prejudicada. Um modo de contornar a situação é mudar o modelo, ou seja, usar métodos não-paramétricos, ou, então, mudar a escala de medida por uma transformação adequada. As transformações mais usadas são $\sqrt{x + \alpha}$, $\log (x + \alpha)$ e arc sen$\sqrt{\frac{P}{100}}$.

Essas transformações, frequentemente são usadas sem preocupação mais profunda de sua validade, a não ser valores obtidos para coeficiente de variação. Procurou-se dar uma orientação melhor sobre a transformação ou não dos dados a serem analisados e para tanto foi feito um programa de computação eletrônica a fim de se verificarem os efeitos de cada tipo de transformação de dados sobre os resultados obtidos na análise da variância.

Através desse estudo, verificou-se que:

- A importância do coeficiente de variação é relativa.
- Nem sempre há necessidade de se transformarem os dados, embora à primeira vista o pareça.

2. INTRODUÇÃO

A análise da variância, técnica estatística desenvolvida por R.A. Fisher para facilitar a análise e interpretação dos dados experimentais, constitui hoje a principal ferramenta de pesquisa estatística do cientista e seu uso dispersou-se, rapidamente, para outras ciências.

Os principais propósitos da análise da variância são:

- Estimar certas diferenças entre tratamentos que são de interesse. Deseja-se que tais estimativas sejam eficientes, ou seja, que a diferença entre a estimativa e o valor verdadeiro tenha uma variância mínima possível.

- Obter idéia da precisão das estimativas atribuindo a elas erros-padrão, intervalos de confiança, etc., que sejam imparciais.

- Fazer testes de significância que sejam poderosos, isto é, que identifiquem as diferenças reais entre tratamentos com alta probabilidade.

Ao se iniciar uma análise de variância, três são os tipos principais de efeitos que se reconhecem:

- Efeitos de tratamentos que são os efeitos introduzidos pelo experimentador.

- Efeitos ambientais que são certas características do ambiente que a análise permite medir. É o caso por exemplo dos efeitos de repetições num delineamento em blocos casualizados ou de linhas e colunas em um quadrado latino.

- Erros experimentais que podem resultar de uma variabilidade inerente ao material experimental ou da falta de uniformidade na conduta do experimento.

A despeito da grande amplitude de aplicação nem sempre o uso da análise da variância é válido. Para que essa técnica estatística seja usada racionalmente, proporcionando validade e nível de significância corretos aos testes de significância e estimativas eficientes dos parâmetros, é necessário que sejam observadas as hipóteses consideradas básicas:

- Os efeitos ambientais e os efeitos de tratamentos devem ser aditivos. Esta condição é imposta por um modelo matemático, variável com o delineamento usado. Assim:

para um experimento inteiramente ao acaso:

$$x_{ij} = m + t_i + e_{ij} \quad ,$$

onde: x_{ij} = valor observado relativo à parcela que recebeu o tratamento $\underline{i}$;

m = média geral;

t_i = efeito do tratamento $\underline{i}$;

e_{ij} = erro experimental associado ao valor observado, x_{ij};

para um experimento em blocos ao acaso:

$$x_{ij} = m + t_i + b_j + e_{ij} \quad ,$$

onde: x_{ij} = valor observado relativo à parcela que recebeu o tratamento $\underline{i}$ no bloco $\underline{j}$;

b_j = efeito do bloco $\underline{j}$.

- Os erros experimentais devem ser independentes, ou seja, a probabilidade,de que o erro de uma observação qualquer tem um particular valor, não deve depender dos valores dos erros de outras observações.

- Os erros experimentais devem ter uma variância comum. Admitindo-se isso como verdadeiro é possível usar um erro médio para todas as comparações de tratamentos, como é usualmente feito.

- Os erros experimentais devem ser normalmente distribuídos.

Nem sempre, porém, todas essas condições são satisfeitas e a aplicação dos testes de significância não seria correta. Assim um modo de contornar a situação é mudar o modelo, usando métodos não-paramétricos ou análises ponderadas, ou então mudar a escala de medida por uma transformação adequada.

Como a falha de qualquer uma das hipóteses básicas resulta, geralmente, em heterogeneidade da variância dos erros, a atenção dos estatísticos está mais voltada para essa característica devido à grandeza das distorções que provoca no nível de significância dos testes. Dessa forma as transformações de dados têm em vista homogeneizar as variâncias além de satisfazer às outras exigências. As transformações de dados mais utilizadas são: $\sqrt{x + \alpha}$, $\log (x + \alpha)$ e arc sen $\sqrt{\frac{P}{100}}$.

Pretende-se neste trabalho estudar cada uma das hipóteses consideradas básicas na análise da variância e verificar os efeitos de cada tipo de transformação de dados sobre os resultados obtidos na análise da variância.

Isso se justifica, pois que, na prática, não se faz a verificação das hipóteses citadas. Normalmente faz-se o seguinte:

a) Se os dados forem de porcentagem (20% a 80%), admite-se que sigam a distribuição binomial e a transformação arc sen $\sqrt{\frac{P}{100}}$ é usada. Há, porém, dúvidas quanto a se usar transformação quando os dados estão entre 30% e 70%.

b) Se os dados forem de contagens usa-se a transformação $\sqrt{x}$ ou $\sqrt{x + \alpha}$. (Esta segunda, quando os dados forem pequenos, especialmente incluindo o zero). Nestas condições admite-se a distribuição de Poisson. Esse tipo de transformação é usado, ainda, para dados de porcentagem (entre 0% e 20% ou 80% e 100%). No caso dos dados estarem entre 80% e 100% eles devem ser subtraídos de 100 antes de serem transformados.

c) Dados cujas variâncias sejam proporcionais aos quadrados das respectivas médias, deve-se usar a transformação log x ou log $(x + \alpha)$, sendo que a segunda é usada quando x assume valores pequenos. A constante α deve ser determinada para cada caso.

Essas transformações são, geralmente, usadas sem preocupação mais profunda de sua validade, a não ser os valores obtidos para coeficiente de variação (coeficiente de variação alto indica, geralmente, falta de aditividade). Com esta pesquisa pretende-se dar uma orientação melhor sobre a transformação ou não dos dados a serem analisados, bem como estabelecer um programa geral de computação eletrônica, tendo em vista essa metodologia.

3. REVISÃO DE LITERATURA

O estudo de transformações adequadas aos diversos tipos de dados, para que sejam satisfeitas as exigências da análise da variância, vem sendo feito há muito tempo e por diversos autores. Assim, por exemplo, BARTLETT (1936) afirmou que a análise da variância não pode ser usada, sem consideração cuidadosa sobre a variação que ocorreu realmente com os dados. Muitas vezes, o uso da análise da variância para os dados sem transformação não é o mais indicado, obtendo-se melhores resultados em outra escala. Com base nisso, para estabilizar a variância, quando se têm dados em que o desvio padrão seja proporcional à média, utiliza-se a transformação logarítmica, enquanto que, quando se tem a variância proporcional à média, pode-se utilizar a transformação raiz quadrada. Ele considerou que para dados em que a variável tem distribuição de Poisson de média acima de 10, a transformação $\sqrt{x}$ pode ser considerada, ao passo que se a média está entre 10 e 2 ou 3, a transformação $\sqrt{x + \frac{1}{2}}$ é preferível. No caso em que a média dos dados é menor que 2 ou 3, a natureza descontínua da distribuição de Poisson torna-se tão violenta que nenhuma transformação é adequada a menos que haja um número muito grande de repetições. Ele considera também casos em que os dados tenham distribuição binomial e não seja válido o uso de χ^2 devido à natureza heterogênea do material.

BEALL (1942) fez um estudo dos resultados de sete experimentos de controle de insetos no campo. Os dados obtidos possuíam desvio padrão para o número de insetos por parcela variando com a média. Tais dados sofreram a transformação $k^{-1/2}$ arc senh $\sqrt{kx}$ (onde k é uma constante e x o valor observado) e foi obtido um desvio padrão praticamente constante, independente da média. A determinação da constante k foi possível devido ao delineamento ser com repetição de tratamentos dentro de blocos. A transformação deu bons resultados, podendo-se, portanto, aplicar a análise da variância. Os resultados obtidos com os dados transformados foram bem diferentes daqueles obtidos sem a transformação.

Segundo CURTISS (1943) a literatura disponível sobre transformações de dados era meramente descritiva e não matemática. Ele analisou cada uma das transformações e propôs uma teoria matemática geral para o uso delas de tal forma que a variável transformada tenha distribuição normal e variância constante.

EISENHART (1947) afirmou que, quando a análise da variância é usada meramente para resumir as propriedades dos dados ex perimentais não são necessárias condições para sua validade, enquanto que, se ela é usada como um método estatístico de inferência, certas condições (aditividade dos componentes, homogeneidade de variâncias, normalidade dos erros) devem ser satisfeitas. Ele apontou em seu trabalho a importância prática de cada uma delas.

COCHRAN (1947) afirmou que, em geral, os fatores responsáveis pela não observância das condições que tornam a análise da variância válida são: presença de erros grosseiros, assimetria extrema, anomalias de certos tratamentos, mudanças na variância residual e falta de aditividade dos efeitos reais, sendo que os principais métodos para contornar essas dificuldades seriam: omissão de certos tratamentos, observações ou repetições; desdobramento da variância residual em seus componentes e transformação dos dados antes da análise.

As transformações dos dados de forma a satisfazer às condições da análise de variância, foram estudadas por BARTLETT(1947). Ele procurou resumir o uso delas, dando, porém, maior ênfase à homogeneização de variâncias.

ANSCOMBE (1948) considerou a transformação $\sqrt{r + c}$, onde r tem distribuição de Poisson com média m. Se m for um valor grande e $c = \frac{3}{8}$, o valor transformado terá variância aproximadamente igual a $\frac{1}{4}$, resultado devido a Johnson, citado por ANSCOMBE (1948). Considerou, ainda, o caso em que r tem distribuição binomial, devendo-se usar a transformação arc sen $\sqrt{\frac{r + c}{n + 2c}}$, onde n é igual ao número total de dados. Para $c = \frac{3}{8}$, m e $n-m$ grandes, a variância é aproximadamente constante e igual a $\frac{1}{4}(n + \frac{1}{2})^{-1}$. Para o caso de $\underline{r}$ ter distribuição binomial negativa com média $\underline{m}$ e expoente $\underline{k}$ constante e conhecido, a transformação adequada é arc senh $\sqrt{\frac{r + c}{k - 2c}}$ (para $k > 2$ e $\underline{m}$ grande) ou $L(r + \frac{1}{2} k)$ (para $k \geq 1$ e $\underline{m}$ grande). Considerou, também, os casos em que $\underline{m}$ é um valor pequeno.

A não-aditividade do modelo para dados que se apresentam na forma de tabela de dupla-entrada pode ser testada por um método proposto por TUKEY (1949). Este teste mostra como isolar um grau de liberdade do resíduo para a não-aditividade. É útil para saber se uma transformação é necessária ou teve êxito, ou ainda, para tirar evidências sobre as observações discrepantes ou mesmo para sugerir uma possível transformação.

Para a estabilização da variância de dados que têm distribuição binomial, FREEMAN e TUKEY (1950) propuseram a transformação arc sen $\sqrt{\frac{x}{n + 1}}$ + arc sen $\sqrt{\frac{x + 1}{n + 1}}$, onde $\underline{x}$ é o valor observado e $\underline{n}$ é o número de valores observados, enquanto que, para dados que possuem distribuição de Poisson, propuseram $\sqrt{x} + \sqrt{x + 1}$.

Respondendo a uma consulta de Snedecor, MOORE e TUKEY (1954) sugeriram uma transformação para os seus dados, devido à não-aditividade do modelo. Comentaram que as transformações $\sqrt{x + c}$, $\log(x + c)$, $\frac{1}{x + c}$, podem ser consideradas casos especiais de $(x + c)^p$, uma família de transformações com os parâmetros $c \geq 0$, $p \leq 1$, sendo que para $p = \frac{1}{2}$ tem-se a transformação raiz quadrada e para $p \leq 0$, todas as transformações tendem à logarítmica.

TUKEY (1957) fez um estudo mais geral acerca da família de transformações já citada. Procurou mostrar que essa família tem muitas propriedades desejáveis e fez um estudo comparativo das transformações colocando-as em gráficos.

ARRUDA (1959) fez uma aplicação da transformação raiz quadrada a dados experimentais, mostrando o seu efeito sobre a homogeneização da variância do erro e sobre a aditividade dos efeitos de tratamentos e blocos.

O poder do teste de Tukey para não-aditividade foi comparado com o poder do teste F não central por GROSH e SHARMA (1963) e comprovaram que geralmente o teste de Tukey é mais poderoso, sendo que o teste F é ligeiramente mais poderoso para valores pequenos de $\frac{\Sigma \alpha_i^2}{\sigma^2} = \frac{\Sigma \beta_j^2}{\sigma^2}$.

A família de transformações citada por TUKEY (1957) pode ser representada como as soluções de uma equação diferencial de terceira ordem, cujo termo constante serve como um índice conveniente para esta família, é o que mostrou DOLBY (1963). Mostrou, ainda, que esta família pode ser representada como pontos sobre um círculo e que é possível espaçar igualmente os principais membros da família sobre esse círculo.

BOX e COX (1964) fizeram um estudo sobre as transformações aplicadas aos dados de observação e sugeriram um método, baseado em uma função de verossimilhança e sua distribuição, para a escolha de transformações adequadas que tornam o modelo linear, homocedástico e normal.

Cerca de 35 experimentos em que os dados obtidos eram porcentagens foram analisados por ARRUDA (1971). A esses dados foi aplicada a transformação arc sen $\sqrt{\frac{P}{100}}$, sendo verificado que, em apenas 9 deles, após a transformação as variâncias residuais concordaram com a teórica, $\frac{821}{N}$ que indicaria que os dados originais podiam ter distribuição binomial.

SCHLESSELMAN (1973) propôs um método para escolher uma transformação adequada para dados de tabelas de duas entradas, tal que as condições da análise da variância sejam satisfeitas. Ele comparou o seu método com aquele proposto por BOX e COX (1964), obtendo, em média, as mesmas estimativas por ambos os métodos, sendo contudo aquelas baseadas em verossimilhança menos variáveis.

4. FUNDAMENTOS TEÓRICOS

4.1 - Condições Para a Validade da Análise da Variância

A aplicação válida dos testes de significância na análise da variância requer que os erros experimentais sejam independentes e normalmente distribuídos com média zero e variância comum σ^2. Ainda, a escala de medidas dos dados deve ser tal que o modelo seja linear e aditivo.

Na prática, porém, estas condições ideais nem sempre são satisfeitas. Muita pesquisa tem sido feita para verificar as consequências dos vários tipos de falhas das suposições. Nota-se que falhas pequenas não mudam muito as conclusões da análise da variância. Os tipos de falhas podem ser classificados em: erros grosseiros, falta de independência dos erros, heterogeneidade de variâncias devido à natureza dos tratamentos, não-normalidade dos erros e não-aditividade dos efeitos reais.

A falha de uma ou mais das suposições pode afetar o nível de significância e a sensibilidade dos testes de significância. Assim, no caso de não-normalidade, o nível verdadeiro de significância é geralmente maior que o nível aparente. Isto resulta na rejeição da hipótese de nulidade verdadeira, aumentando-se a probabilidade de se cometer um erro tipo I.

4.1.1 - Efeitos de tratamentos e ambientais são aditivos

4.1.1.1 - Generalidades

A não-aditividade pode ocorrer por diversos motivos, como por exemplo: o fato de alguma observação apresentar resultado muito discrepante da população que está sendo estudada; o fato de, além dos efeitos principais e do erro, existirem também efeitos de interações, ou se alguma observação diferente das que foram pesquidas foi introduzida acidentalmente numa população.

No caso de se ter uma observação muito discrepante, são os chamados erros grosseiros e COCHRAN (1947) sugere fazer a análise da variância como se fossem parcelas perdidas e ainda um teste para verificar a contribuição dessa observação. A identificação do valor discrepante dependerá da experiência e atenção do experimentador. A sua não-identificação fará com que se tenham estimativas viciadas de médias de tratamentos e do quadrado médio do resíduo.

Se os efeitos de tratamentos e ambientais não são aditivos, os dados devem ser transformados para uma escala em que o sejam. TUKEY (1949) propõe um método para testar a não aditividade dos dados.

4.1.1.2 - Teste de Tukey para não-aditividade

Esse teste é aplicado para saber se uma transformação é necessária ou teve êxito, ou ainda para tirar evidências sobre observações discrepantes ou mesmo para sugerir uma possível transformação.

Esse teste mostra como isolar um grau de liberdade do resíduo, quando os dados estão dispostos na forma de uma tabela de dupla entrada, ou o caso de se terem experimentos em blocos casualizados. Pode ser aplicado ainda, com pequenas modificações, em quadrados latinos.

Tomando-se como exemplo um experimento em blocos ao acaso, se os efeitos são aditivos, o modelo matemático é:

$$x_{ij} = m + t_i + b_j + e_{ij} ,$$

onde: x_{ij} = valor relativo ao tratamento $\underline{i}$ e bloco $\underline{j}$;

m = média dos valores x_{ij};

t_i = efeito do tratamento $\underline{i}$;

b_j = efeito do bloco $\underline{j}$;

e_{ij} = erro relativo ao valor x_{ij}.

Enquanto que se os efeitos não são aditivos o modelo é:

$$x_{ij} = m + t_i + b_j + \lambda\, t_i\, b_j + e_{ij} \quad .$$

O teste de não-aditividade verifica as hipóteses:

H_o: $\lambda = 0$ (modelo aditivo);

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

Na análise da variância a interação blocos x tratamentos somente será o resíduo se tivermos $\lambda = 0$. Se $\lambda \neq 0$, essa interação não é a medida adequada da variação casual, ou seja, não é resíduo. A Soma de Quadrados para Não-Aditividade nada mais é do que uma "Interação dos efeitos lineares de blocos e tratamentos".

Se a S.Q. Não-Aditividade for significativa, indica que a diferença entre tratamentos não é constante para os diversos blocos, como deveria ser se os efeitos fossem aditivos. Pode-se exemplificar isso partindo do modelo não-aditivo. Tem-se, por exemplo:

$$E(y_{11}) = m + t_1 + b_1 + \lambda\, t_1\, b_1 \ ,$$

$$E(y_{21}) = m + t_2 + b_1 + \lambda\, t_2\, b_1 \ ,$$

$$E(y_{11} - y_{21}) = (t_1 - t_2) + \lambda\, b_1 (t_1 - t_2) \ ,$$

diferença entre tratamentos 1 e 2, no bloco 1;

$$E(y_{12}) = m + t_1 + b_2 + \lambda\, t_1\, b_2 \ ,$$

$$E(y_{22}) = m + t_2 + b_2 + \lambda\, t_2\, b_2 \ ,$$

$$E(y_{12}-y_{22}) = (t_1 - t_2) + \lambda\, b_2(t_1 - t_2)\ ,$$

diferença entre tratamentos 1 e 2, no bloco 2.

Vê-se, portanto, que a diferença entre tratamentos 1 e 2 somente será constante se $\lambda = 0$, ou seja, se o modelo for aditivo.

A Soma de Quadrados para Não-Aditividade é dada por:

$$\text{S.Q.Não-Aditividade} = \frac{\left[\sum\limits_{i,j} x_{ij}\,(\bar{x}_{i.} - \bar{x}_{..})\,(\bar{x}_{.j} - \bar{x}_{..})\right]^2}{\sum\limits_{i,j} (\bar{x}_{i.} - \bar{x}_{..})^2\,(\bar{x}_{.j} - \bar{x}_{..})^2}\ ,$$

ou,

$$\text{S.Q.Não-Aditividade} = \frac{(\sum\limits_{i,j} x_{ij}\, Z_{ij})^2}{\sum Z_{ij}^2}\ ,$$

onde: $Z_{ij} = (\bar{x}_{i.} - \bar{x}_{..})(\bar{x}_{.j} - \bar{x}_{..})$ = estimativa da contribuição blocos x tratamentos;

$\bar{x}_{i.} - \bar{x}_{..}$ = estimativa do efeito do tratamento $\underline{i}$;

$\bar{x}_{.j} - \bar{x}_{..}$ = estimativa do efeito do bloco $\underline{j}$.

Na aplicação do teste de Tukey para não-aditividade, para um experimento com $\underline{p}$ tratamentos e $\underline{q}$ blocos, tendo uma observação por parcela, a análise da variância tem a seguinte forma:

Causas de Variação	G.L.	S.Q.
Tratamentos (T)	p-1	S.Q.T
Blocos (B)	q-1	S.Q.B
[Resíduo (Interação TxB)]	[(p-1)(q-1)]	[S.Q.Res.]
Não-Aditividade	1	S.Q.Não-Aditiv.
Novo Resíduo	(p-1)(q-1)-1	S.Q.Novo Res.
Total	pq-1	S.Q.Total

onde: S.Q.Novo Resíduo = S.Q. Res. - S.Q.Não-Aditividade;

S.Q.Resíduo = S.Q.Total - S.Q.T - S.Q.B

A não-aditividade pode ser testada pelo teste F:

$$F = \frac{\text{Q.M.Não-Aditividade}}{\text{Q.M.Novo Resíduo}},$$

com 1 e (pq - p - q) graus de liberdade, ou,

$$t = \sqrt{\frac{\text{Q.M.Não-Aditividade}}{\text{Q.M.Novo Resíduo}}},$$

com (pq - p - q) graus de liberdade.

Quando a não-aditividade for significativa, rejeita-se a hipótese de nulidade, a um nível α de probabilidade, ou seja, o modelo apropriado não é aditivo. Se essa não-aditividade for devida à interação dos efeitos principais, deve-se fazer uma transformação de dados; se for devida a observações discrepantes, faz-se a análise considerando-as como parcelas perdidas.

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.

4.1.2 - Independência dos erros

Correlações positivas entre os erros de diferentes repetições de um mesmo tratamento podem surgir se o experimentador não tiver cuidado ao conduzir um experimento. Assim, em experimentos de campo as respostas de produção tendem a ser mais semelhantes em parcelas adjacentes, o mesmo acontecendo com experimentos industriais, em que todas as repetições de um mesmo tratamento são processadas ao mesmo tempo e pelo mesmo experimentador a fim de abaixar o custo e evitar enganos. Isso resulta, geralmente, na não validade dos testes de significância. Essa independência dos erros pode ser assegurada por um dos processos básicos da experimentação que é a casualização.

Em um caso simples, poder-se-ia ter uma situação em que exista uma correlação entre os erros para as diferentes repetições de um mesmo tratamento e que esses erros (e_1, e_2, ..., e_r) possuem uma variância comum σ^2. Na ausência de efeitos reais de tratamentos, segundo COCHRAN (1947), o quadrado médio de tratamentos é uma estimativa de $\sigma^2[1 + (r - 1)\rho]$, onde r é o número de repetições e o quadrado médio do resíduo é uma estimativa de $\sigma^2(1 - \rho)$. O teste F, portanto, é uma estimativa de $\frac{1 + (r - 1) \rho}{1 - \rho}$. Sendo ρ positivo, essa razão será bem maior que 1 e correlações positivas entre os erros dentro de um tratamento alteram o teste F, dando muito mais resultados significativos.

As correlações entre os erros frequentemente não são notadas, porque sua presença é difícil de ser detectada por inspeção dos dados. Como já foi dito, uma precaução a ser tomada para contornar esse problema é o uso adequado da casualização.

4.1.3 - Os erros experimentais devem ser normalmente distribuídos

4.1.3.1 - Generalidades

Esta hipótese aplica-se particularmente aos testes de significância. No caso de não-normalidade, o nível verdadeiro de significância dos testes é usualmente, mas não sempre, maior que o nível aparente. Isto resulta na rejeição da hipótese de nulidade quando ela é verdadeira, mais frequentemente do que o nível de probabilidade permite, isto é, aparecerão muito mais diferenças significativas do que as que deveriam aparecer.

Há, porém, evidências de que nenhum erro sério é introduzido nos níveis de significância do teste F e do teste t bilateral pela não-normalidade sendo, contudo, o teste t unilateral mais vulnerável, principalmente devido à assimetria, segundo COCHRAN (1947).

Além disso, há uma perda de eficiência na análise, porque quando os erros não são distribuídos normalmente, conforme COCHRAN (1947), os efeitos de tratamento não são estimados imparcialmente e, consequentemente, há uma perda de poder dos testes F e t. Se a distribuição de frequência dos erros for conhecida, uma análise mais eficiente pode ser desenvolvida. Isto, porém, na prática raramente acontece, provavelmente, porque a distribuição exata dos erros não-normais dificilmente é conhecida.

SNEDECOR e COCHRAN (1976) afirmam que, enquanto que com dados em que os efeitos de fatores fixos são pequenos, a não-normalidade não distorce seriamente as conclusões, quando os efeitos de tratamentos ou repetições são grandes, esperam-se variâncias desiguais, pois uma das consequências da não-normalidade é que a variância tende a ser uma função da média. Se a relação funcional é conhecida, uma transformação para os dados pode ser encontrada de tal forma que a distribuição dos erros se aproxime o quanto mais da normal.

4.1.3.2 - Testes de normalidade

Os testes mais utilizados para verificar a normalidade de uma amostra de dados são: de χ^2, de assimetria, de curtose e de Lilliefors.

4.1.3.2.1 - Teste de ajustamento - χ^2

Dada uma amostra de tamanho n, calcula-se a média $\bar{X}$, o desvio padrão s e agrupam-se os dados em classes, formando uma distribuição de frequências, podendo ser o intervalo de classes igual a $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$ ou $\frac{3}{4}$ do desvio padrão, ou mesmo um desvio padrão. As frequências esperadas de cada classe são encontradas de acordo com a distribuição normal. Para isso obtém-se a variável reduzida z:

$$z_i = \frac{X_i - \bar{X}}{s}$$

onde: X_i = representa o limite superior da classe i

$\bar{X}$ = média dos dados da amostra;

s = desvio padrão dos dados da amostra.

Utilizando-se a tabela de distribuição normal reduzida, determina-se a probabilidade correspondente a z_i e, consequentemente, a porcentagem da área total equivalente à cada classe determinada, podendo-se calcular, dessa forma, as frequências esperadas.

Para se verificar, se as frequências observadas concordam com as frequências esperadas (determinadas a partir da distribuição normal) e, consequentemente, se os dados seguem a distribuição normal, calcula-se:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(fo - fe)^2}{fe} ,$$

onde: fo = frequência observada;

fe = frequência esperada.

Se os dados se aproximam de uma distribuição normal, o valor χ^2 calculado segue aproximadamente a distribuição teórica de χ^2 com (k-3) graus de liberdade.

Dessa forma, se o valor de χ^2 calculado for maior que o χ^2 teórico, rejeita-se a hipótese de nulidade, que supõe que os dados seguem a distribuição normal, a um nível α de probabilidade, e diz-se que o χ^2 foi significativo.

O teste χ^2, porém, não é específico para detectar desvios de normalidade, podendo ocorrer casos em que os dados são assimétricos e a hipótese de nulidade não é rejeitada. O que acontece normalmente, é que, além do χ^2 são usados também os testes de assimetria e de curtose.

Esse teste apresenta as seguintes restrições:

a) Se o número de classes é $k = 2$ a frequência esperada mínima deve ser ≥ 5.

b) Se $k > 2$, o teste χ^2 não deve ser usado, se mais de 20% das frequências esperadas forem abaixo de 5 ou se qualquer uma delas for inferior a 1. Em alguns casos, porém, esse problema pode ser contornado, agrupando-se classes adjacentes e, assim, aumentando a frequência esperada em cada nova classe.

PEARSON e HARTLEY (1956) dizem que a perda de sensibilidade do teste χ^2 para detectar a não-normalidade, é bastante grande quando o número de observações é inferior a 50.

4.1.3.2.2 - Testes de assimetria

Assimetria é o grau de desvio ou afastamento da simetria de uma distribuição. Se a curva de frequência (polígono de frequência regularizado) de uma distribuição tem uma "cauda" mais longa à direita da ordenada máxima, diz-se que a distribuição é desviada para a direita ou que ela tem assimetria positiva. Se o inverso é o que ocorre, diz-se que ela é desviada para a esquerda, ou que tem assimetria negativa.

A distribuição normal é uma distribuição simétrica, mas existem outras que também o são. Dessa forma, se o resultado obtido em um teste de assimetria for rejeitar a hipótese de nulidade, diz-se que os dados não estão distribuídos normalmente; se, porém, não rejeitar, diz-se que os dados podem estar distribuídos normalmente.

Uma medida importante de assimetria utiliza o terceiro momento em relação à média, expressa sob forma não dimensional e foi deduzida por FISHER (1934). O coeficiente de assimetria, γ_1, tem como estimativa:

$$g_1 = \sqrt{b_1} = \frac{k_3}{k_2^{3/2}} ,$$

onde: $k_3 = \dfrac{n \, \Sigma \, (X - \bar{X})^3}{(n-1)(n-2)}$;

$$k_2 = \frac{\Sigma (X - \bar{X})^2}{n-1} .$$

Se a amostra provém de uma população de dados normalmente distribuídos, g_1 tem distribuição aproximadamente normal e variância, segundo FISHER (1934), dada por:

$$V(g_1) = \frac{6n(n-1)}{(n-2)(n+1)(n+3)} \quad .$$

Para amostras de tamanho entre 25 e 200, g_1 é comparado com valores da Tabela 34-B de PEARSON e HARTLEY (1956), aos níveis de 2% e 10% de probabilidade.

SNEDECOR (1956) utiliza o teste t para testar o coeficiente de assimetria. Calcula-se:

$$t = \frac{g_1}{\sqrt{V(g_1)}} \quad .$$

Esse valor calculado é comparado com o valor da tabela da distribuição de t com infinitos graus de liberdade, a um nível α de probabilidade. Contudo, PEARSON e HARTLEY (1956) afirmam que esse é um teste grosseiro mesmo para amostras grandes.

4.1.3.2.3 - Testes de curtose

Curtose é o grau de achatamento de uma distribuição, considerado usualmente em relação a uma distribuição normal. Uma medida de curtose, baseada no quarto momento em relação à média, expressa sob forma não-demensional, foi definida por FISHER (1934). O coeficiente de curtose tem como estimativa:

$$g_2 = b_2 - 3 = \frac{k_4}{k_2^2} \quad \therefore \quad b_2 = g_2 + 3 ,$$

onde: $k_4 = \dfrac{n(n+1)\ \Sigma(X-\bar{X})^4 - 3(n-1)\left[\Sigma(X-\bar{X})^2\right]^2}{(n-1)(n-2)(n-3)}$;

$k_2 = \dfrac{\Sigma(X-\bar{X})^2}{n-1}$.

Em amostras grandes, provenientes de uma população de dados normalmente distribuídos, g_2 tem distribuição normal com média 0 e variância, segundo FISHER (1934), dada por:

$$V(g_2) = \frac{24n(n-1)^2}{(n-3)(n-2)(n+3)(n+5)} .$$

Para amostras de tamanho entre 200 e 1.000, b_2 é comparado com valores da tabela 34-C de PEARSON e HARTLEY (1956), aos níveis de 10% e 2% de probabilidade. Para amostras de tamanho inferior a 200, GEARY (1936), citado por SNEDECOR e COCHRAN (1976), desenvolveu um teste alternativo de curtose, dado por:

$$a = \frac{\Sigma|X-\bar{X}|}{n\sqrt{s^2}}$$

onde: $s^2 = \dfrac{\Sigma(X-\bar{X})^2}{n-1}$.

GEARY (1936) tabulou os valores de $\underline{a}$ aos níveis de 10% e 2% de probabilidade para $n \geq 11$, o que corresponde à tabela 34-A de PEARSON e HARTLEY (1956). Para o caso em que os dados têm distribuição normal, esse valor é:

$$a = \sqrt{\frac{2}{\pi}} = 0,7979 \; .$$

SNEDECOR (1956) utiliza o teste t para testar o coeficiente de curtose. Calcula-se:

$$t = \frac{g_2}{\sqrt{V(g_2)}} \; .$$

Esse valor calculado é comparado com o valor da tabela da distribuição de t com infinitos graus de liberdade a um nível α de probabilidade. Contudo, PEARSON e HARTLEY (1956) afirmam que esse é um teste grosseiro, mesmo para amostras grandes.

4.1.3.2.4 - Teste de Lilliefors

O teste de Kolmogorov-Smirnov, conforme CAMPOS(1976), foi introduzido por KOLMOGOROV (1933) para verificar se uma série de dados pertence a uma determinada distribuição com média e variância conhecidas. Para se testar normalidade, LILLIEFORS (1967), introduziu uma modificação neste teste ampliando o seu uso para os casos em que a média e a variância não são especificadas, mas sim estimadas através dos dados da amostra.

Sua vantagem sobre o χ^2 é que ele pode ser aplicado sem restrição, para pequenas amostras. Além disso, ele considera dados individualmente, não perdendo informação devido a agrupamentos, como ocorre no teste de χ^2, sendo, na maioria das vezes, mais poderoso que aquele.

Inicialmente, calculam-se a média $\underline{\hat{m}}$ e a variância $\underline{s}^2$ dos dados, e a variável:

$$z_i = \frac{x_i - \hat{m}}{s} \quad .$$

Em seguida ordenam-se os z_i e considera-se:

$F(z_i)$ = 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 $\underline{k}$ é o número de valores obtidos a partir dos observados $\leq z_i$, e $\underline{n}$ é o número de observações da amostra.

De acordo com CAMPOS (1976), define-se:

$$D = \sup_{z_i} |F(z_i) - S(z_i)|$$

onde: $\sup_{z_i}$ = supremo em relação a z_i, isto é, a máxima distância vertical entre $F(z_i)$ e $S(z_i)$.

Para a determinação de D, considera-se em cada ponto z_i as diferenças $|F(z_i) - S(z_i)|$ e $|F(z_i) - S(z_{i-1})|$ e toma-se apenas a maior delas.

O teste é bilateral onde se tem:

H_0: É razoável estudar os dados através da distribuição normal;

H_a: Não é razoável o estudo dos dados através da distribuição normal.

Rejeita-se a hipótese de nulidade, a um nível α de probabilidade, quando $D \geq d$. O valor $\underline{d}$ é encontrado na tabela 6 de

CAMPOS (1976).

Deve-se lembrar, porém, que a não rejeição de H_0 não significa que a distribuição padrão seja normal, mas apenas indica que esta é uma razoável aproximação da distribuição desconhecida.

Este teste, porém, é aproximado, uma vez que os limites da tabela são obtidos empiricamente.

4.1.4 - Os erros experimentais devem ter uma variância comum

4.1.4.1 - Generalidades

Esta é a hipótese a que os pesquisadores têm dado maior ênfase.

Sendo o quadrado médio residual usado como termo de comparação na análise da variância, haverá uma perda de eficiência nas estimativas dos efeitos de tratamentos e perda de sensibilidade dos testes de significância, se ele foi obtido a partir de variâncias diferentes de tratamentos ou grupos de tratamentos. Essas perdas serão tanto maiores quanto mais discrepantes forem as variâncias que compõem o quadrado médio residual. A validade do teste F para todos os tratamentos é provavelmente a menos afetada, porém, as comparações entre tratamentos, feitas através de um teste, utilizando-se de um erro médio (quadrado médio residual), estarão distorcidas.

Resumindo, a heterogeneidade dos erros pode afetar certos tratamentos ou certas partes dos dados em uma extensão não previsível. Algumas vezes a heterogeneidade pode ser esperada devido à natureza do experimento. Em tais casos deve-se analisar detalhadamente os dados para saber se a causa real de variação nos dados justifica métodos especiais de análise. Esse é o chamado tipo irregular de heterogeneidade ou heterocedasticidade, segundo COCHRAN (1947), em que não existe uma relação aparente entre médias e variâncias. Assim, por exemplo, em experimentos em que são incluídos tratamentos-testemunhas espera-se que a variabilidade seja maior entre as testemunhas que entre as parcelas tratadas. Há casos, porém, em que certos tratamentos apresentam considerável variação sem razão aparente, o que está fora do controle estatístico.

Quando heterogeneidade do erro do tipo irregular se apresenta para os dados, o melhor procedimento é omitir certas partes dos dados ou subdividir o quadrado médio do erro em componentes aplicáveis às várias comparações de interesse.

Há, porém, um tipo de heterogeneidade do erro que, usualmente, surge da não-normalidade nos dados, em que a variabilidade dentro dos tratamentos é uma função da média. Se, contudo, for conhecida a distribuição de que são provenientes os dados, conhece-se a relação existente entre a média e a variância respectivas aos tratamentos e, neste caso, pode-se utilizar uma transformação adequada para torná-las independentes, além de tornar a variância constante. Dessa forma, se por exemplo, a variável segue a distribuição de Poisson, sabe-se que a variância é igual à média; se segue a distribuição binomial de média μ, a variância é $\frac{\mu(1 - \mu)}{N}$.

4.1.4.2 - Testes para homogeneidade de variâncias

Para que o quadrado médio residual seja usado como termo de comparação na análise de variância, torna-se necessária a verificação da homogeneidade de variâncias, já que ele nada mais é do que uma média das variâncias dentro de tratamentos ou dentro de grupos de tratamentos. Os testes mais usados para isso são: Teste de Bartlett, teste de Cochran, teste F máximo ou de Hartley.

Em todos eles, dadas $\underline{k}$ estimativas de variâncias, tem-se como hipóteses:

H_0: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_k^2$;

H_a: pelo menos uma variância difere das outras.

4.1.4.2.1 - Teste de Bartlett

O método para testar se as estimativas de variâncias com (n_i-1) graus de liberdade, de $\underline{k}$ populações distribuídas normalmente, são iguais, segundo BARTLETT (1937) é o seguinte.

Define-se inicialmente:

$$M = 2{,}3026 \left[\sum_{i=1}^{k} (n_i-1) \log \overline{s^2} - \Sigma(n_i-1) \log s_i^2 \right] ,$$

onde: (n_i-1) = número de graus de liberdade associado a cada s_i^2;

s_i^2 = estimativa da variância para cada amostra;

$\overline{s^2}$ = estimativa da variância média, ou seja, média ponderada das estimativas das variâncias amostrais, dada pela expressão:

$$\overline{s^2} = \frac{\sum_{i=1}^{k} (n_i - 1)\, s_i^2}{\sum_{i=1}^{k} (n_i - 1)} \; .$$

Sob a hipótese de nulidade que cada s_i^2 é uma estimativa da mesma σ^2, a razão $\frac{M}{C}$ tem distribuição aproximada de χ^2 com (k-1) graus de liberdade, onde, C que é um fator de correção, vale:

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left[\sum_{i=1}^{k} \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{\sum_{i=1}^{k} (n_i - 1)} \right] .$$

Para o caso em que as estimativas das variâncias possuem o mesmo número de graus de liberdade (n-1), as fórmulas tornam-se mais simples.

$$M = 2{,}3026\ (n-1) \left[k \log \overline{s^2} - \sum_{i=1}^{k} \log s_i^2 \right] ,$$

$$\overline{s^2} = \frac{\sum_{i=1}^{k} s_i^2}{k} ,$$

$$C = 1 + \frac{k+1}{3k(n-1)} .$$

Para amostras pequenas, BARTLETT (1937) mostrou que $\frac{M}{C}$ tem distribuição aproximada de χ^2 com (k-1) graus de liberdade. Para valores de n_i iguais a 2, 3 ou 4, BISHOP e NAIR (1939) mostraram que a correção C nem sempre é a mais adequada.

A fórmula para o cálculo de M pode ser dada, ainda, em função do logaritmo neperiano e nesse caso o valor 2,3026 desaparece.

PIMENTEL GOMES (1976), citando BOX (1953), desaconselha o uso desse teste já que ele é muito sensível à falta de normalidade, particularmente à curtose positiva (indica heterogeneidade mais frequentemente que o nível de significância permite).

DIXON e MASSEY (1969) apresentam uma modificação para esse teste. Calculam a estatística:

$$F = \frac{V_2 \; M}{V_1 (b - M)} ,$$

onde: $V_1 = k-1$ (número de graus de liberdade);

$V_2 = \frac{k+1}{C}$ (número de graus de liberdade);

$$b = \frac{V_2}{1 - C + \frac{2}{V_2}} ;$$

sendo que F tem uma distribuição que melhor se aproxima da distribuição de $F(V_1,V_2)$. Os valores de V_2 geralmente não serão inteiros.

4.1.4.2.2 - Teste F máximo ou "short-cut"

Esse teste, embora menos sensível que o de Bartlett, dá uma indicação rápida da homogeneidade de variâncias. Segundo PEARSON e HARTLEY (1956), esse teste é a razão entre a maior e a menor dentre as k estimativas de variâncias, com (n-1) graus de liberdade.

$$F_{máx} = \frac{s^2_{máx.}}{s^2_{mín.}} .$$

Este valor é comparado com valores da tabela 31 de PEARSON e HARTLEY, com k e (n-1) graus de liberdade, aos níveis de 5% e 1% de probabilidade.

Da mesma forma que o de Bartlett, esse teste é bastante sensível à falta de normalidade.

4.1.4.2.3 - Teste de Cochran

Segundo DIXON e MASSEY (1969), esse teste é mais indicado quando pelo menos uma das variâncias é muito discrepante em relação às demais. Segundo esses mesmos autores, define-se a estatística:

$$C = \frac{s^2_{máx.}}{\sum_{i=1}^{k} s_i^2} .$$

Esse valor C calculado é comparado com o valor encontrado na tabela A-17 de DIXON e MASSEY (1969), com k e (n-1) graus de liberdade, aos níveis de 5% e 1% de probabilidade. A hipótese de nulidade será rejeitada se o valor calculado for maior que o valor tabelado, a um nível α de probabilidade. Esse teste só pode ser aplicado quando o número de graus de liberdade é o mesmo para todas as variâncias, pois a tabela só prevê esses casos, da mesma forma que o teste anterior.

4.1.4.3 - Decomposição do número de graus de liberdade do resíduo

Como já foi visto, heterogeneidade pode, às vezes, ser esperada de antemão em um experimento. Assim, por exemplo, no caso de experimentos em que se testam doses de adubos, fungicidas, inseticidas, as parcelas testemunhas e as parcelas com doses menores poderão apresentar uma maior variabilidade que as com doses maiores. Poderá haver, portanto, uma heterogeneidade de variâncias não se podendo utilizar um erro médio e o que se faz nesse caso é desdobrar o número de graus de liberdade de tratamentos nos contrastes de interesse, utilizando-se, para cada comparação, um resíduo adequado obtido pela decomposição do número de graus de liberdade do resíduo.

A soma de quadrados de tratamentos com (t-1) graus de liberdade, pode ser decomposta em (t-1) componentes associados a contrastes ortogonais entre si.

Será citado aqui, como exemplo, um experimento tirado de COCHRAN (1947). O experimento investigou os efeitos de três níveis de calagem, feita com carbonato de cálcio e com óxido de cálcio, no número de plantas de beterraba forrageira. O delineamento foi em blocos casualizados com 8 parcelas cada, sendo que a testemunha foi repetida duas vezes em cada bloco.

Sendo ácido o solo onde foi conduzido o experimento, já era esperada de antemão alta variabilidade nos dados obtidos das parcelas testemunhas, o mesmo acontecendo em extensão menor para as doses simples, o que pode ser verificado ao se olharem os resultados obtidos, apresentados na Tabela 1.

A análise mais simples desses dados seria aquela apresentada na Tabela 2, sem levar em conta a heterogeneidade dos erros. Verifica-se que o teste F não seria significativo, o que levaria a não rejeitar a hipótese de nulidade.

Em seguida foi aplicado o teste de Bartlett às variâncias de tratamentos, resultando :

$$\chi^2 = 17{,}2680^{**} \quad ,$$

valor significativo, ao nível de 1% de probabilidade, indicando a heterogeneidade de variâncias dentro de tratamentos. Verificado isso, foi feita uma análise da variância com desdobramento de número de graus de liberdade de tratamentos e número de graus de liberdade do resíduo, sendo o teste F, para cada contraste, feito com o Resíduo específico. Pode-se verificar que o Resíduo é composto de uma parte devida à Interação Blocos por Tratamentos, com 18 graus de liberdade, a serem decompostos para os contrastes de interesse e uma parte devida à variação de testemunhas dentro de blocos, com 4 graus de liberdade. Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 3. Verifica-se, neste caso, que o teste F não foi significativo para os contrastes, estando, porém, bastante próximo do nível de significância, no caso do contraste Testemunha vs. Tratadas ($F_{tabela\ 5\%} = 10{,}13$). Dessa forma, vê-se que a heterogeneidade de fato afeta o nível de significância do teste F.

A inconveniência para a decomposição do número de graus de liberdade do resíduo está em que, geralmente, poucos são os números de graus de liberdade para os seus componentes, o que às vezes torna os testes impróprios. COCHRAN e COX (1957) afirmam que essa decomposição do número de graus de liberdade do resíduo não deve ser feita sem boas razões, ou seja, só será utilizada em casos em que se evidencia a heterocedasticidade.

Tabela 1 - Números de Plantas de Beterraba Forrageira Obtidos a Partir de um Experimento de Calagem com Três Níveis de Óxido de Cálcio e com Três Níveis de Carbonato de Cálcio.

Blocos	Testemunhas		Carbonato de Cálcio			Óxido de Cálcio			Totais
	0	0	1	2	3	1	2	3	
I	140	49	98	135	117	81	147	130	897
II	142	37	132	151	137	129	131	112	971
III	36	114	130	143	137	135	103	130	928
IV	129	125	153	146	143	104	147	121	1.068
Totais	447	325	513	575	534	449	528	493	3.864
Amplitudes	106	88	55	16	26	54	44	18	
Médias	96,50		128,25	143,75	133,50	112,25	132,00	123,25	
Variâncias	2.227,71		516,92	44,92	129,00	614,25	430,67	74,25	
C.V.	48,9%		17,7%	4,7%	8,5%	22,1%	15,7%	6,7%	

Tabela 2 - Análise da Variância dos Dados da Tabela 1.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Blocos	3	2.079,2500	693,0833	
Tratamentos	6	8.516,0000	1.419,3333	1,65
Resíduo	22	18.938,7500	860,8522	
Total	31	29.534,0000		

Tabela 3 - Análise da Variância dos Dados da Tabela 1 com Desdobramento do Número de Graus de Liberdade de Tratamentos e do Número de Graus de Liberdade do Resíduo.

Causas de Variação	G.L.	S.Q.	Q.M.	F
Blocos	3	2.079,2500	693,0833	
Testemunhas vs.Tratadas	1	6.272,6667	6.272,6667	10,11
Dose 1 vs.Doses 2 e 3	1	884,0833	884,0833	1,53
Dose 2 vs.Dose 3	1	361,0000	361,0000	2,01
Entre Doses 1	1	512,0000	512,0000	1,81
Entre Doses 2	1	276,1250	276,1250	1,04
Entre Doses 3	1	210,1250	210,1250	1,39
(Tratamentos)	(6)	(8.516,0000)		
Res.Test. vs.Trat.	3	1.860,4166	620,1389	
Res. D1 vs. D2 e 3	3	1.737,5834	579,1945	
Res. D2 vs. D3	3	538,0000	179,3333	
Res. Entre D1	3	850,0000	283,3333	
Res. Entre D2	3	796,3750	265,4583	
Res. Entre D3	3	453,3750	151,1250	
Res. Entre Testemunhas	4	12.703,0000	3.175,7500	
(Resíduo)	(22)	(18.938,7500)	(860,8522)	
Total	31	29.534,0000		

4.2 - Transformação de Dados

4.2.1 - Generalidades

Falhas em qualquer uma das suposições da análise da variância irão alterar de algum modo as suas propriedades padrões. O que acontece, entretanto, é que nem sempre todas as hipóteses serão satisfeitas e, nesse caso, a técnica estatística utilizada é apenas aproximada, e não exata.

Em geral, os fatores que causam mais distúrbios na análise de variância são: assimetria extrema, presença de erros grosseiros, comportamento anormal de certos tratamentos ou de parte do experimento, não-aditividade e variâncias como funções das médias. Os métodos utilizados para sanar essas falhas, segundo COCHRAN(1947), são: omissão de determinada parte do experimento, subdivisão da variância residual e transformação dos dados para uma outra escala antes da análise da variância.

O estudo das relações entre médias e variâncias de tratamentos pode sugerir uma possível transformação de tal forma que se tenha variância constante e médias e variâncias independentes.

Seja $\underline{X}$ uma variável aleatória, com média μ e variância $V(X)$. Suponha-se que essa variância seja uma função da média:

$$V(X) = f(\mu) .$$

Deseja-se uma função de $\underline{X}$, g(X), que transforme $\underline{y}$ numa nova variável aleatória $\underline{z}$, que tenha variância independente da média,

$$z = g(X) \ .$$

Para isso, BARTLETT (1947) parte da fórmula de Taylor (aproximação até 2º termo), numa vizinhança de $a = \mu$.

$$z = g(X) \simeq g(\mu) + (X - \mu)\, g'(\mu) \quad ,$$

logo,

$$V(z) = E\left[z - E(z)\right]^2 \simeq E\left[(X - \mu)\, g'(\mu)\right]^2 \ ,$$

pois, $E(X - \mu) = 0$,

$$V(z) \simeq \left[g'(\mu)\right]^2 E(X - \mu)^2 = \left[g'(\mu)\right]^2 V(X) \ ,$$

mas, $V(X) = f(\mu)$

$$V(z) = C \text{ (constante)} \ .$$

Assim, $C = \left[g'(\mu)\right]^2 f(\mu)$

$$g'(\mu) = \sqrt{\frac{C}{f(\mu)}} \ .$$

$$g(\mu) = \int \frac{\sqrt{C}}{\sqrt{f(\mu)}}\, d\mu \quad ,$$

ou ainda,

$$g(X) = \int \frac{\sqrt{C}}{\sqrt{f(X)}}\, dX \quad ,$$

sendo g(X) a função que dá uma nova variável com variância independente da média.

Desse modo, se X segue a distribuição de Poisson de média μ, sabe-se que:

$$V(X) = f(\mu) = \mu \quad .$$

Logo:

$$g(\mu) = \int \frac{\sqrt{C}}{\sqrt{\mu}}\, d\mu = C_1 \sqrt{\mu} + C_2 \quad ,$$

donde se conclui que a escala da transformação a ser usada é a raiz quadrada dos dados. Utilizando-se então, $z = \sqrt{X}$, tem-se que a variância será, aproximadamente:

$$V(z) = [g'(\mu)]^2\ V(X) = \left(\frac{1}{2\sqrt{\mu}}\right)^2 \mu = \frac{1}{4} \quad .$$

Se $X = \frac{y}{N}$, tem distribuição binomial de média μ. Sabe-se que:

$$V(X) = \frac{\mu(1 - \mu)}{N} \quad ,$$

logo,

$$g(\mu) = \int \frac{\sqrt{NC}}{\sqrt{\mu(1 - \mu)}}\, d\mu = C_1 \text{ arc sen } \sqrt{X} + C_2 \quad ,$$

donde se conclui que a escala de transformação a ser usada é a arc sen $\sqrt{X}$, ou seja:

$$z = \text{arc sen } \sqrt{X} \quad ,$$

onde X são dados de porcentagem.

Nesse caso a variância de $\underline{z}$ será:

$$V(z) = [g'(\mu)]^2 \, V(X) = \left[\frac{1}{\sqrt{1-y}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}}\right]^2 \frac{\mu(1-\mu)}{N} = \frac{1}{4N} \quad ,$$

se $\underline{z}$ foi obtido em graus, e

$$V(z) \simeq \frac{821}{N} \quad ,$$

se $\underline{z}$ foi obtido em radianos.

Pode-se verificar, ainda, o caso em que a variável $\underline{X}$ de média μ, tem variância $V(X) = \mu^2$.

$$g(\mu) = \int \frac{\sqrt{C}}{\sqrt{\mu^2}} \, d\mu = C \; L \; \mu + C_1 = C_2 \log \mu + C_1 \quad ,$$

donde se conclui que a escala de transformação a ser usada é a logarítmica, ou seja:

$$z = \log X = \frac{L \; X}{L \; 10} = \frac{L \; X}{2{,}3025} \; .$$

Nesse caso, a variância de $\underline{z}$ será aproximadamente:

$$V(z) = \left[\frac{1}{2{,}30258 \; \mu}\right]^2 \mu^2 \simeq (0{,}43429)^2 \simeq 0{,}1886 \; .$$

Todavia, como já foi visto, uma variância constante não é a única condição necessária para tornar a análise da variância válida. Uma transformação adequada dos dados seria aquela em que:

a) A variância da variável transformada não fosse afetada por mudanças do valor médio;

b) A variável transformada fosse normalmente distribuída;

c) A escala de transformação fosse tal que a média aritmética estimasse imparcialmente a média verdadeira;

d) A escala de transformação fosse tal que os efeitos reais fossem lineares e aditivos.

Se, todavia, a variação entre a análise com dados transformados e não transformados, foi muito pequena, o valor da transformação utilizada é duvidoso. Já quando se está em dúvida quanto à transformação ser adequada ou não, é interessante transformar os dados e depois estudar se as suposições foram satisfeitas.

Quando uma transformação é feita, todas as comparações e estimativas de intervalos de confiança devem ser feitas na nova escala, sendo que as médias podem ser retransformadas para a escala original, devendo ser feita, porém, uma correção para essas médias.

A mudança exata de escala é, em geral, difícil e a escolha de uma transformação adequada depende, em parte, da experiência do estatístico.

4.2.2 - Transformação raiz quadrada

Quando os dados estatísticos são provenientes de contagens, como número de bactérias em uma placa, número de plantas ou de insetos em uma dada área, número de defeitos ou de acidentes, geralmente eles se distribuem de acordo com a distribuição de Poisson, em que a média e a variância são iguais. Neste caso, a transformação raiz quadrada dos dados estabiliza a variância, além de torná-la independente da média.

A transformação raiz quadrada pode também ser usada com dados de contagens, em que a variância de X é proporcional à média de X, ou seja, $\sigma^2_X = k\ \bar{X}$. Para a distribuição de Poisson, k = 1, mas, frequentemente, encontra-se k > 1, o que indica que a distribuição dos erros tem uma variância maior que aquela de Poisson.

Dados de porcentagem baseados em contagens e um denominador comum, sendo a amplitude de 0% a 20% e de 80% a 100%, mas não ambas, podem também ser analisados utilizando a transformação raiz quadrada. Quando os dados estão situados entre 80% e 100%, devem ser subtraídos de 100 antes da transformação. A mesma transformação é útil para porcentagens na mesma amplitude quando as observações provêm de uma escala contínua, desde que médias e variâncias são aproximadamente iguais.

Quando entre os dados ocorrem valores pequenos, inferiores a 10 e, principalmente, zeros, as transformações $\sqrt{X + 0,5}$, $\sqrt{X + 1}$ ou $\sqrt{X} + \sqrt{X + 1}$ estabilizam a variância mais efetivamente que $\sqrt{X}$, sendo X o valor observado.

A transformação raiz quadrada afeta o tipo de achatamento da distribuição de frequência dos erros e a medida de aditividade. Assim, se os efeitos de blocos e tratamentos são aditivos na escala original, geralmente não o serão na escala raiz quadrada e vice-versa. Contudo, a menos que efeitos de blocos e tratamentos sejam ambos grandes, efeitos que são aditivos em uma escala serão aproximadamente aditivos na escala raiz quadrada.

As médias obtidas com os dados transformados são reconvertidas para a escala original, utilizando-se da operação inversa, ou seja, sendo elevadas ao quadrado. Os valores obtidos, geralmente são ligeiramente menores que as médias originais, porque a média de uma série de raízes quadradas é menor que a raiz quadrada da média original. Uma correção para essa discrepância é adicionar o produto do Quadrado Médio Residual da análise de dados transformados por $\frac{J-1}{J}$ a cada média reconvertida, sendo J o número de observações utilizadas para o cálculo de cada média, segundo NEYMAN e SCOTT (1960).

4.2.3 - Transformação logarítmica

A transformação logarítmica estabiliza a variância quando o desvio padrão na escala original varia diretamente com a média, ou seja, o coeficiente de variação é constante de tratamento para tratamento. Esse tipo de relação entre média e desvio padrão é encontrado geralmente quando os efeitos são multiplicativos em lugar de aditivos. Nesta situação, tal transformação, além de estabilizar a variância, produz aditividade nos efeitos e tende a normalizar a distribuição dos erros. A base 10 para o logarítmo é a mais usada, por conveniência, contudo, qualquer base é satisfatória.

Essa transformação é usada para números inteiros positivos que cobrem uma grande amplitude, sendo que não pode ser usada diretamente quando ocorrem zeros ou quando alguns dos valores são menores que 10. Nesse caso, é necessário ter-se uma transformação que equivale à transformação $\sqrt{X}$ para valores pequenos e a log X para valores grandes de X. A transformação log (X + 1) é a que mais se aproxima da desejada.

Em determinados trabalhos experimentais, às vezes há interesse em se analisar uma amostra de coeficientes de correlação r. FISHER (1934) propõe a transformação $\frac{1}{2} \log \frac{1+r}{1-r}$ para tornar a distribuição de r menos assimétrica com variância estável. Essa transformação pode ser obtida sabendo-se que a variância do coeficiente de correlação é aproximadamente $\frac{(1-\rho^2)^2}{n-1}$, onde ρ é o verdadeiro valor do coeficiente de correlação e n o número de observações na amostra, de tal forma que essa variância seja independente de ρ. Esse problema, contudo, é raro aparecer.

Um problema mais importante que esse anterior é a análise da variância de uma série de variâncias amostrais ou desvios padrão. Nesse caso, a variância da variância amostral s^2 é proporcional a $(\sigma^2)^2$ e por isso a transformação logarítmica é utilizada antes de se efetuar a análise da variância, segundo BARTLETT (1947).

As médias obtidas na escala logarítmica são reconvertidas para a escala original através da operação inversa, ou seja, utilizando-se antilogarítmos dos valores obtidos para essas médias, estando, porém, afetadas de um erro.

4.2.4 - Transformação angular ou arc sen $\sqrt{\frac{P}{100}}$

Esta transformação é utilizada para homogeneizar a variância residual dos dados de proporção $\frac{X}{N}$, ou porcentagens, $100\frac{X}{N}$, correspondentes a indivíduos portadores de um dado atributo, numa amostra de tamanho N e é especialmente recomendada quando as porcentagens cobrem uma grande amplitude de valores. Admite-se que as proporções têm distribuição binomial com média igual a μ e variância igual a $\frac{\mu(1 - \mu)}{N}$. Desde que as proporções têm distribuição binomial, essa variância será máxima para p = 0,5. As proporções igualmente afastadas de 0,5 terão variâncias iguais e quanto mais afastadas de 0,5, valores menores. A transformação irá, pois, alterar as porcentagens extremas, ou seja, aquelas de menores variâncias.

SNEDECOR e COCHRAN (1976) dizem que essa transformação também pode ser usada para proporções que estão sujeitas a outra causa de variação que não a binomial, sendo porém que a variância dessas proporções deve ser um múltiplo de $\mu(1 - \mu)$. Como, porém, esse produto varia pouco, se as porcentagens estiverem todas entre 30% e 70%, a transformação angular será desnecessária. Essa transformação produzirá sensíveis alterações nos valores das porcentagens se estiverem entre 0% e 30% ou 70% e 100%. A transformação arc sen dará melhores resultados quando todas as porcentagens forem baseadas em denominadores iguais, porém, tem sido frequentemente usada quando são diferentes, especialmente, se são aproximadamente iguais.

Com $n < 50$, um dado 0 deve ser substituído por $\frac{1}{4n}$ antes da transformação, e um dado 1 deve ser substituído por $1 - \frac{1}{4n}$. É a correção empírica que sugere BARTLETT (1947) a fim de melhorar a igualdade das variâncias.

Pode acontecer que a variável $\frac{X}{N}$ não tenha distribuição binomial e que a transformação angular não atinja seu objetivo, como é o caso, muitas vezes, de dados de controle de pragas e moléstias no campo. Neste caso, deve-se considerar o numerador da proporção como a variável aleatória, podendo ser analisada utilizando-se uma das transformações citadas anteriormente.

A transformação raiz quadrada é recomendada para porcentagens entre 0% e 20% ou 80% e 100%, os últimos sendo subtraídos de 100 antes da transformação.

FREMAN e TUKEY (1950) sugerem a transformação

$$\text{arc sen} \sqrt{\frac{X}{N + 1}} \quad , \quad \text{arc sen} \sqrt{\frac{X + 1}{N + 1}} \quad ,$$

a fim de normalizar os dados, resultando em variâncias aproximadamente iguais a $\frac{1}{N + \frac{1}{2}}$ quando os valores transformados estiverem em radianos, e $\frac{821}{N + \frac{1}{2}}$, quando estiverem em graus.

5. MATERIAL E MÉTODOS

5.1 - Material

Para aplicação dos fundamentos teóricos foram utilizados dados de diversos experimentos.

As Tabelas 1.A a 7.A apresentam dados relativos a números de frutos produzidos por plantas de laranja Valência (*Citrus sinensis*, L. Osbeck) de um ensaio de competição de porta-enxertos. O ensaio foi conduzido em blocos casualizados e os dados são provenientes de 7 anos consecutivos (1970 a 1976), sendo que os tratamentos (porta-enxertos) foram os seguintes:

A - Tangerineira-sunki (*Citrus sunki* Hort. Ex. Tanaka);

B - Limoeiro-rugoso-nacional (*Citrus jambhiri* Lush);

C - Limoeiro-rugoso da Flórida (*Citrus jambhiri* Lush);

D - Tangerineira Cleópatra (*Citrus reshni* Hort. Ex. Tanaka);

E - Trifoliata (*Poncirus trifoliata* Raff);

G - Tangerineira-cravo (*Citrus reticulata* Blanco);

H - Laranjeira-caipira (*Citrus sinensis* L. Osbeck);

I - Limoeiro-cravo (*Citrus limonia* Osbeck).

O pomar recebeu os tratos necessários para seu bom desenvolvimento, além de não apresentar moléstias que pudessem prejudicar o ensaio.

O ensaio foi conduzido na Estação Experimental de Limeira pelo Engº-Agrº Joaquim Teófilo Sobrinho que gentilmente nos cedeu os dados.

As Tabelas 8.A a 13.A apresentam dados relativos a números de frutos produzidos por plantas de laranja Hamlin (*Citrus sinensis* L. Osbeck) de um ensaio de competição de porta-enxertos. Os dados foram obtidos após 7 anos de instalação do ensaio, durante 6 anos consecutivos (1969-1974). Esses dados foram gentilmente cedidos pelo Engº-Agrº Dr. Joaquim Teófilo Sobrinho, responsável pela condução do ensaio.

A Tabela 14.A apresenta números de insetos coletados num experimento de seleção de lâmpadas fluorescentes para utilização em armadilhas luminosas para o curuquerê do algodão (*Alabama argillacea* Hueb, 1818). O experimento foi conduzido em blocos ao acaso, sendo 8 blocos e 6 tratamentos. As lâmpadas fluorescentes F15T8 utilizadas foram as seguintes:

BL = ultravioleta ; UBL = ultra-azul;

BLB = ultravioleta; B = azul;

LD = luz do dia; G = verde.

As armadilhas providas com essas lâmpadas foram instaladas no campo experimental da ESALQ, junto a uma cultura de algodão, durante 8 semanas. Cada repetição foi resultado da coleta de seis dias.

Os resultados desse experimento fizeram parte dos dados da dissertação apresentada pelo Engº.Agrº Paulo Sérgio Machado Botelho, para obtenção do título de Mestre.

A Tabela 15.A apresenta dados de um experimento de controle de percevejos das gramíneas (*Blissus leucopterns*), conduzido em blocos ao acaso com 7 tratamentos e 4 blocos. Os resultados desse experimento foram apresentados por Snedecor em uma consulta a MOORE e TUKEY, em 1954.

A Tabela 16.A apresenta dados relativos a controle do pulgão do algodão, *Aphis gossypii*, sendo o experimento conduzido em blocos ao acaso, com 11 tratamentos e 3 blocos e a contagem foi feita 15 dias após a aplicação dos inseticidas. Esses dados foram gentilmente cedidos pelo Departamento de Entomologia da ESALQ.

As Tabelas 17.A e 18.A apresentam números de ácaros rajados em sorgo (*Tetranychus urticae*) antes e após a aplicação dos acaricidas, respectivamente. Esses dados foram gentilmente cedidos pelo Departamento de Entomologia da ESALQ.

A Tabela 19.A apresenta a porcentagem de controle para cada tratamento, considerando-se o número de ácaros existentes antes da aplicação dos tratamentos como 100% e, nos casos em que houve um aumento de indivíduos após os tratamentos, considerou-se como 0% de controle. O experimento foi conduzido em blocos ao acaso com 4 repetições e 10 tratamentos. Os tratamentos foram:

1 - Ambithion 1000E;

2 - AE-85-258-25 WP;

3 - PH-2007;

4 - Acricid 40 E;

5 - Toxalone;

6 - Croneton;

7 - Acasol 40 E;

8 - Nexagon 80 EC;

9 - Lorsban - 4 E;

10 - Testemunha.

Cada repetição constou de um vaso com uma planta, onde se delimitou uma área de uma folha atacada, a fim de se contarem o número de ácaros aí presentes.

As Tabelas 20.A e 21.A apresentam os resultados de um experimento feito para medir a suscetibilidade relativa do germoplasma de milho a *Spodoptera frugiperda*. O experimento foi feito em blocos ao acaso, com 22 tratamentos e 6 repetições, tendo sido as avaliações, notas variando de 0 a 5 de acordo com os danos provocados nas folhas. As notas são médias de 10 plantas por parcela e foram feitas duas contagens, 28 e 49 dias após o plantio. Os tratamentos utilizados foram as variedades de milho:

1 - Cristal;

2 - Vandeño;

3 - Stiff Stalk Synthetic;

4 - Pipoca redonda;

5 - Doce de Cuba ;

6 - Maya 90 - Op. 2;

7 - Pontinha;

8 - Tabloncillo;

9 - Canário de Ocho;

10 - Cateto S.L.;

11 - Cateto Colombia;

12 - Piracar;

13 - Piramex V;

14 - Agr 23;

15 - H 6999-B;

16 - Save 190;

17 - Dente Paul.;

18 - Antiguá - Gr 2;

19 - Entrelaçado MG-VI;

20 - Agr. 203;

21 - Dentado Composto;

22 - Agr. 102.

Os dados desse experimento foram retirados da tese de Doutoramento do Engº-Agrº Ricardo Pereira Lima Carvalho.

5.2 - Métodos

5.2.1 - Introdução

A metodologia de trabalho utilizada foi a seguinte. Foi elaborado um programa de Computador em linguagem FORTRAN para delineamento em blocos casualizados. O programa fornece análise da variância de experimentos em blocos casualizados com e sem transformação; coeficiente de variação; diferenças mínimas significativas para o teste de Tukey a 1% e 5% de probabilidade; teste de não-aditividade; testes de homogeneidade de variâncias e testes de normalidade; médias e variâncias de tratamentos; relação entre variâncias e médias de tratamentos e relação entre variâncias e quadrados das médias, além de apresentar um quadro resumo das diversas análises feitas para os mesmos dados.

5.2.2 - Análise da variância

Seja, num experimento em blocos casualizados, a variável x_{ij} (onde i = 1, 2, ..., N e j = 1, 2, ..., M) o valor observado na parcela do tratamento $\underline{i}$ e bloco $\underline{j}$. A análise da variância do experimento é conduzida utilizando-se as fórmulas já conhecidas.

5.2.3 - Teste de Tukey para não-aditividade

Esse teste é feito calculando:

$$\text{S.Q. Não-Aditividade} = \text{S.Q. NAD} = \frac{\left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{M} \hat{\alpha}_i \hat{\beta}_j x_{ij}\right)}{\sum_{i=1}^{N} \hat{\alpha}_i^2 \sum_{j=1}^{M} \hat{\beta}_j^2}$$

onde: $\hat{\alpha}_i = \hat{m}_i - \hat{m}$;

$\hat{\beta}_j = \hat{m}_j - \hat{m}$;

m_i = estimativa da média do tratamento $\underline{i}$

m_j = estimativa da média do bloco $\underline{j}$;

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

$$\text{S.Q. Novo - Resíduo} = \text{S.Q. Res.} - \text{S.Q. NAD} \;,$$

$$\text{Q.M. Novo - Resíduo} = \frac{\text{S.Q. Novo Resíduo}}{MN - M - N} \;.$$

Teste F para não-aditividade:

$$F\ NAD = \frac{\text{S.Q. NAD}}{\text{Q.M. Novo Resíduo}} \;.$$

5.2.4 - Testes para homogeneidade de variâncias

Estes testes são calculados por uma subrotina chamada TEVAR e são eles: Teste de Bartlett (TEBA), Teste de COCHRAN (TECR) e Teste F Máximo (TEFM). São calculados pelas expressões:

$$TEBA = \frac{(M-1)\left[N \cdot L\,\overline{s^2} - \sum_{i=1}^{N} s_i^2)\right]}{1 + \frac{N+1}{3.N.(M-1)}} \;;$$

$$TECR = \frac{s^2_{i\ máx.}}{\sum\limits_{i=1}^{N} s^2_i} ,$$

$$TEFM = \frac{s^2_{i\ máx.}}{s^2_{i\ mín.}} ,$$

onde: s^2_i = estimativa da variância relativa ao tratamento $\underline{i}$;

$s^2_{i\ máx.}$ = estimativa da variância máxima;

$s^2_{i\ mín.}$ = estimativa da variância mínima.

Para a ordenação das variâncias é utilizado uma subrotina chamada CLAME.

5.2.5 - Testes de normalidade dos erros

Estes testes são obtidos através do uso de uma subrotina chamada TENOR e são eles: Teste de Lilliefors (TELI), Teste de Assimetria (G1), Teste de Curtose (G2), Teste de GEARY (C), Teste t para Assimetria (T1) e Teste t para Curtose (T2). Estes testes foram feitos utilizando-se os erros calculados da seguinte forma:

$$\hat{e}_{ij} = x_{ij} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_j ,$$

sendo as fórmulas utilizadas, as mesmas apresentadas em FUNDAMENTOS TEÓRICOS.

5.2.6 - Resultados complementares

Completa-se a análise com o cálculo de médias de tratamentos, coeficiente de variação, média geral, diferenças mínimas significativas para o teste de Tukey a 5% e 1% de probabilidade, relações entre variâncias e médias de tratamentos e entre variâncias e quadrados das médias de tratamentos.

5.2.7 - Transformação de dados

O programa permite as transformações, indicadas mais adiante pela variável ITRAN.

5.2.8 - Apresentação do programa em linguagem FORTRAN

Na utilização do programa observar as seguintes especificações:

1ª leitura: Variáveis: NUANA, M, N
(1 cartão) FORMAT(3I3)

onde, NUANA - é o número de análises a serem feitas para os mesmos dados, M é o número de blocos e N o número de tratamentos

2ª leitura: Variável: X_{ij}
(M cartões) FORMAT(10F8.0)

onde, X_{ij} = valor observado para o tratamento $\underline{i}$ no bloco $\underline{j}$. Lê M (ou múltiplo de M) cartões, sendo que em cada cartão estão todos os dados dos tratamentos de um mesmo bloco.

3ª leitura: Leitura de um cartão comentário

(1 cartão) Colunas: 2 a 72

Lê um cartão onde se indica o tipo de dados e a transformação utilizada.

4ª leitura: Variáveis: ITRAN, ALF

(1 cartão) FORMAT(I3,F6.2)

A variável ITRAN pode assumir os valores: 1, 2, 3 e 4, sendo:

ITRAN = 1 - Dados sem transformação;

ITRAN = 2 - Dados com transformação logarítmica;

$XTRA_{ij} = \log(X_{ij} + ALF)$, onde ALF é uma constante;

ITRAN = 3 - Dados com transformação raiz quadrada;

$XTRA_{ij} = \sqrt{X_{ij} + ALF}$;

ITRAN = 4 - Dados com transformação arc sen $\sqrt{\frac{X_{ij}}{100}}$;

$XTRA_{ij} = \text{arc sen} \sqrt{\frac{X_{ij}}{100}}$.

Obs.: A 3ª e 4ª leituras serão feitas tantas vezes quanto for o valor de NUANA.

5ª leitura: Leitura de um cartão comentário

(1 cartão) Colunas: 2 a 72

Lê um cartão onde se indica o tipo de dados com que se trabalha. Esse comentário servirá como título do Quadro Resumo.

O programa utiliza ainda as subrotinas TEVAR, TBNOR e CLAME e um sub-programa para o teste de Tukey.

5.2.9 - Escolha da análise da variância mais adequada aos dados

Baseando-se no quadro resumo dos resultados da análise da variância dos dados sem transformação, verifica-se quais as hipóteses que não foram satisfeitas e qual seria uma possível transformação, adequada a esses dados. Escolhida a transformação, faz-se novamente a análise e verifica-se se as condições foram satisfeitas. Em caso afirmativo, tomam-se esses resultados como definitivos e em caso contrário, tenta-se uma outra transformação e assim, sucessivamente.

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para a verificação dos efeitos das transformações de dados sobre os resultados da análise da variância foram utilizados diferentes tipos de dados e alguns dos testes citados em FUNDAMENTOS TEÓRICOS.

6.1 - Números de Frutos - Laranjeira Valência

Esses dados foram analisados sem transformação e após as transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$.

A Tabela 4, relativa aos dados obtidos no ano de 1970, mostra que houve algumas diferenças entre essas análises feitas. Dentre as mais significativas, tem-se o teste de Lilliefors, que passou a ser significativo, ao nível de 5% de probabilidade, após as transformações e o coeficiente de variação que abaixou de 36,7% para 20,6%. Embora o teste para assimetria tenha sido significativo (0,02 < n.m.s < 0,10) para as três análises, sendo que para o caso de dados sem transformação ele foi melhor, o teste de Lilliefors não o foi para a primeira análise, o que indica que é razoável considerar que os erros experimentais têm distribuição aproximadamente normal. Aceitar-se-ia, portanto, nesse caso como mais válida a análise dos dados originais. Pode-se verificar também que as médias de tratamentos, quando ordenadas, o são de forma diferente para dados transformados e não transformados, não afetando, porém, nesse caso, as conclusões, visto o teste F para tratamentos não ser significativo e o teste de Tukey para comparação de médias não acusar nenhum contraste significativo.

Pode-se ver pela Tabela 5, relativa aos dados obtidos no ano de 1971, que o teste F para tratamentos que não era significativo passou a sê-lo, ao nível de 5% de probabilidade, para as análises com os dados transformados e que alguns contrastes de médias foram significativos quando testados pelo método de Tukey, após as transformações. Isso mostra que mesmo as hipóteses da análise da variância estando satisfeitas para as três análises pode haver uma mudança nas conclusões se os dados forem transformados desnecessariamente. Verifica-se, também, que o coeficiente de variação abaixou de 25,6% para 13,0% após as transformações.

As Tabelas 6, 7, 8 e 9, relativas aos dados obtidos nos anos 1972, 1973, 1974 e 1975, apresentam resultados em que todas as hipóteses foram satisfeitas para as três análises. Pode-se ver, contudo, que em todos os casos houve diminuição no coeficiente de variação quando dos dados transformados. Para a Tabela 7, em que o teste F para tratamentos foi significativo ao nível de 1% de probabilidade, verifica-se que na comparação das médias duas a duas pelo teste de Tukey, os resultados são diferentes para dados transformados e não transformados, mostrando com isso mudança nas conclusões se for feita uma transformação desnecessária.

Pode ser verificado pela Tabela 10, relativa aos dados obtidos no ano 1976, que, embora o coeficiente de variação tenha sido baixo (12,4% e 6,3% para dados não transformados e transformados, respectivamente) o teste F para não-aditividade foi significativo ao nível de 1% de probabilidade para as três análises, indicando que a transformação aqui não teve o efeito desejado.

A Tabela 11 apresenta os resultados obtidos para as análises feitas com as médias dos números de frutos dos 7 anos (1970-1976). Verifica-se que todas as hipóteses foram satisfeitas para as três análises e que as médias de tratamentos, quando ordenadas, o são de forma diferente, para dados transformados e não transformados, não afetando, porém, nesse caso, as conclusões visto o teste F para tratamentos não ser significativo e o teste de Tukey para comparação de médias não acusar nenhum contraste significativo. Também nesse caso houve uma sensível diminuição do coeficiente de variação após a transformação dos dados.

Estudando as relações entre variâncias dentro de tratamentos e as respectivas médias, observa-se que, aparentemente, elas não se mantêm em torno de uma constante, indicando que as variâncias dentro de tratamentos não são funções das médias desses tratamentos o que concorda com a não significância dos testes para homogeneidade das variâncias. Percebe-se, também, para esses dados, que as transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$ deram praticamente os mesmos resultados.

6.2 - Números de Frutos - Laranjeira Hamlin

Esses dados foram analisados sem transformação e após as transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$, sendo ao que se seguem as observações feitas.

A Tabela 12, relativa aos dados obtidos no ano de 1969, mostra que os testes de Cochran e de Lilliefors, que eram significativos antes dos dados serem transformados, deixaram de sê-lo após a transformação, o que indica que ela, além de normalizar os erros experimentais, homogeneizou as variâncias dentro de tratamentos. Quanto aos outros testes, não houve alterações. A comparação de médias pelo teste de Tukey mostra resultados diferentes quando dos dados transformados e não transformados. O coeficiente de variação abaixou de 35,9% para 18,6% após a transformação. Dessa forma, a análise da variância escolhida como válida seria aquela dos dados transformados em $\sqrt{X}$.

No caso da Tabela 13, relativa aos dados obtidos no ano de 1970, o único teste significativo para a 1ª análise foi o de Cochran, deixando de sê-lo após a transformação. Esse teste significativo, indica que a maior variância dentro de tratamentos discrepa bastante em relação às demais e isso pode ser verificado nesse caso e no anterior. O coeficiente de variação abaixou de 44,7% para 21,8% após a transformação. A análise escolhida como mais adequada a esses dados seria aquela resultante dos dados transformados em $\sqrt{X}$.

Para as Tabelas 14, 15, 16 e 17, relativas aos dados obtidos nos anos 1971, 1972, 1973 e 1974, todas as hipóteses foram satisfeitas para as três análises. Contudo, verifica se que o coeficiente de variação abaixa para praticamente metade, após a transformação. Para a Tabela 15, em que o teste F para tratamentos foi significativo ao nível de 1% de probabilidade, a comparação de médias feita pelo teste de Tukey apresenta resultados diferentes para dados transformados e não transformados. A análise mais válida para esses dados seria aquela sem transformação.

A Tabela 18 apresenta os resultados obtidos para as análises feitas com as médias dos números de frutos de 6 anos (1969-1974). Verifica-se que todas as hipóteses foram satisfeitas para as três análises, o que não acontecia em todas as análises individuais. Também aqui houve sensível diminuição do coeficiente de variação após a transformação dos dados.

Embora os dois grupos de dados sejam resultados de contagens de frutos, nem sempre houve necessidade de serem transformados. Verificou-se que, em todos os casos, houve uma diminuição do coeficiente de variação após a transformação, estando as hipóteses da análise da variância satisfeitas ou não. Para ambos os grupos de dados, as transformações $\sqrt{X}$, $\sqrt{X + 0,5}$ deram praticamente os mesmos resultados. Pôde-se ver também que, quando se trabalha com médias dos anos, todas as hipóteses da análise da variância são satisfeitas, mesmo que isso não tenha ocorrido em algum ano.

6.3 - Números de Insetos Curuquerê do Algodão

Esses dados foram analisados sem transformação e após as transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$ e os resultados obtidos estão na Tabela 19. Verifica-se que as hipóteses da análise da variância não são todas satisfeitas para as três análises, mas, mesmo assim, o coeficiente de variação abaixou de 122,4% para 40,7% e 40,4% após as transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$, respectivamente. Os testes de não-aditividade e de Lilliefors para normalidade continuaram significativos mesmo depois dos dados transformados, o que indica que não se pode basear unicamente na diminuição do coeficiente de variação para a escolha da análise mais válida. Verifica-se, também, que as médias de tratamentos, quando ordenadas, o são de forma diferente para dados transformados e não transformados, levando a conclusões duvidosas se as análises forem utilizadas inadvertidamente. Nesse caso há necessidade de um estudo mais profundo dos dados para a escolha adequada de uma análise mais válida, talvez um método não-paramétrico.

Ainda aqui, os resultados obtidos para dados transformados em $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$ continuam sendo bastante semelhantes.

6.4 - Números de Insetos - Pulgão do Algodão

Esses dados foram analisados sem transformação e após as transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$. Os resultados obtidos estão na Tabela 20, onde se observa que algumas das hipóteses que não estavam satisfeitas antes das transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$ passaram a estar depois delas. Pode-se verificar ainda, que os resultados obtidos depois das duas transformações apresentam algumas diferenças. O teste F para tratamentos, que não era significativo, passou a sê-lo após as transformações. As médias de tratamentos quando ordenadas, o são de forma diferente, para dados transformados e não transformados, não afetando, porém, as conclusões, visto que o teste de Tukey não acusou nenhum contraste de médias significativo. O coeficiente de variação abaixou de 69,5% para 35,9% e 35,8% após as transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$, respectivamente. A análise da variância mais válida para esses dados seria, portanto, aquela dos dados transformados em $\sqrt{X}$, levando-se em consideração, porém, a mudança de ordem que ocorre com as médias.

6.5 - Números de Ácaros Rajados em Sorgo

Esses dados foram obtidos em contagem prévia e em contagem após 24 horas de aplicação dos acaricidas. Foram analisados sem transformação e após as transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$. Para contagem após 24 horas de aplicação dos acaricidas, os dados foram transformados também em $\sqrt{X + 1}$. Os resultados obtidos para as análises estão nas Tabelas 21 e 22. A Tabela 21 mostra que o teste de Cochran para homogeneidade de variâncias e o teste para assimetria foram significativos para as três análises. O teste F para tratamentos não foi significativo para as três análises, o que se justifica visto ser um ensaio em branco. As médias de tratamentos, quando ordenadas, o são de forma diferente, porém, não alterando as conclusões, visto que o teste de Tukey não acusou nenhum contraste de médias significativo. O coeficiente de variação abaixou de 43,7% para 20,9% e 20,5% após as transformações $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$, respectivamente. Para o experimento após a aplicação dos acaricidas, pode-se ver pela Tabela 22 que o teste de Bartlett e o F máximo que eram significativos ao nível de 5% de probabilidade deixaram de sê-lo após as transformações $\sqrt{X}$, $\sqrt{X + 0,5}$ e $\sqrt{X + 1}$. O teste F para tratamentos foi significativo ao nível de 1% de probabilidade para as quatro análises e as médias de tratamentos quando ordenadas, o são de forma diferente para dados transformados e não transformados, levando a conclusões duvidosas se as análises forem utilizadas inadvertidamente. Verifica-se também, que, embora o coeficiente de variação tenha abaixado de 75,8% para 42,6%; 38,2% e 35,9% após as transformações $\sqrt{X}$, $\sqrt{X + 0,5}$ e $\sqrt{X + 1}$, respectivamente, ele ainda continua alto, mesmo todas as hipóteses satisfeitas, o que mostra a sua importância relativa.

Os dados obtidos em contagem após 24 horas de aplicação dos acaricidas e em contagem prévia foram relacionados, obtendo-

-se a porcentagem de controle para cada acaricida conforme Tabela 19.A. Essas porcentagens foram analisadas sem transformação e posteriormente após a transformação arc sen $\sqrt{\frac{P}{100}}$. Segundo STEEL e TORRIE (1960), como as porcentagens estão baseadas em denominadores diferentes, a transformação arc sen $\sqrt{\frac{P}{100}}$ dá apenas resultados aproximados. As médias de tratamentos, quando ordenadas, o são de forma diferente e a comparação delas pelo teste de Tukey leva a resultados diferentes para as duas análises. Nesse caso, o melhor seria levar em consideração a primeira análise dos dados, mesmo que o coeficiente de variação tenha abaixado de 47,4% para 41,3% após a transformação.

6.6 - Números de Insetos - Percevejo das Gramíneas

Para esses dados foram feitas as análises sem transformação e após as transformações $\sqrt{X}$, $\sqrt{X + 0,5}$ e $\sqrt{X + 1}$. Os resultados obtidos estão na Tabela 24, onde se observa que as análises para os dados transformados em $\sqrt{X}$ e $\sqrt{X + 0,5}$ foram melhores. O teste F para tratamentos que não era significativo, passou a sê-lo após as transformações e as médias de tratamentos, quando ordenadas, o são de forma diferente, porém, não chegou nesse caso, a alterar as conclusões. Vê-se, também, que o coeficiente de variação diminuiu bastante a cada transformação feita. Nesse caso, a análise considerada mais válida seria aquela feita para os dados transformados em $\sqrt{X}$, levando em consideração, porém, a mudança na ordem das médias de tratamentos.

Por esses casos de contagem de insetos estudados, nota-se que nem sempre há necessidade de se transformarem os dados e nem considerar, como a mais válida, a análise com menor coeficiente de variação.

6.7 - Notas Médias - Milho Atacado por *Spodoptera frugiperda*

Esses dados foram analisados sem transformação e após a transformação log (X + 1). A Tabela 26 mostra que o teste F para não-aditividade deixou de ser significativo após a transformação. Pela Tabela 25 vê-se que, em ambas as análises, o teste de Lilliefors foi significativo ao nível de 1% de probabilidade. Em ambas as Tabelas verifica-se que o coeficiente de variação abaixou após a transformação e que as médias de tratamentos, quando ordenadas, o são de forma diferente, não alterando, porém, nesses casos, as conclusões obtidas pela comparação delas através do teste de Tukey. Estudando-se as relações entre variâncias e quadrados das médias de tratamentos, aparentemente, pode-se perceber, que elas não se mantêm em torno de uma constante. Portanto, este não é o melhor caminho para a verificação da necessidade de uma transformação.

Tabela 4 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta- Enxertos - 1970.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	1,84	1,32	1,32
Teste F para Não-Adit.	0,0099	0,0461	0,0462
Teste de Bartlett	4,57	5,62	5,62
Teste de Cochran	0,2483	0,3019	0,3018
Teste F Máximo	10,35	12,33	12,32
Teste de Lilliefors	0,1439	0,1781*	0,1781*
Teste de Assimetria	-0,7788(+)	-8,8992(+)	-0,8990(+)
Teste de Geary	0,7511	0,7425	0,7425
Coeficiente de Variação	36,7%	20,6%	20,6%
D.M.S. a 5%	444,73	11,96	11,95
D.M.S. a 1%	549,94	14,79	14,78
Média do Tratamento D	300,00	17,17	17,19
Média do Tratamento E	355,67	18,79	18,80
Média do Tratamento A	363,67	18,76	18,77
Média do Tratamento F	370,00	18,63	18,64
Média do Tratamento C	393,67	19,76	19,77
Média do Tratamento I	403,33	19,24	19,26
Média do Tratamento B	405,00	19,66	19,68
Média do Tratamento G	446,67	20,89	20,90
Média do Tratamento H	718,67	26,75	26,76

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade;

(+) 0,02 < n.m.s < 0 10.

Tabela 5 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1971.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X+0,5}$
Teste F para Tratam.	2,21	2,83*	2,83*
Teste F para Não-Adit.	0,0866	0,5221	0,5209
Teste de Bartlett	6,86	6,68	6,68
Teste de Cochran	0,3179	0,3028	0,3029
Teste F Máximo	31,05	31,18	31,18
Teste de Lilliefors	0,1402	0,1164	0,1166
Teste de Assimetria	0,0095	-0,1258	-0,1257
Teste de Geary	0,7970	0,8042	0,8042
Coeficiente de Variação	25,6%	13,0%	13,0%
D.M.S. a 5%	331,60	7,90	7,90
D.M.S. a 1%	410,06	9,77	9,76
Média do Tratamento F	208,00	14,28	14,30
Média do Tratamento C	419,67	20,46	20,47
Média do Tratamento B	444,67	20,77	20,78
Média do Tratamento D	447,67	20,90	20,91
Média do Tratamento G	457,33	21,31	21,32
Média do Tratamento H	464,67	21,55	21,56
Média do Tratamento I	507,67	22,40	22,41
Média do Tratamento E	525,67	22,85	22,87
Média do Tratamento A	540,33	23,20	23,22

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade

Tabela 6 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1972.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	2,21	2,14	2,14
Teste F para Não-Adit.	0,0047	0,0002	0,0002
Teste de Bartlett	4,11	4,85	4,84
Teste de Cochran	0,2018	0,2368	0,2367
Teste F Máximo	17,01	17,75	17,75
Teste de Lilliefors	0,1180	0,1074	0,1074
Teste de Assimetria	0,1207	0,1711	0,1710
Teste de Geary	0,8562	0,8437	0,8437
Coeficiente de Variação	23,0%	12,1%	12,1%
D.M.S. a 5%	379,91	8,32	8,32
D.M.S. a 1%	469,79	10,29	10,28
Média do Tratamento F	411,00	20,06	20,08
Média do Tratamento B	467,33	21,34	21,36
Média do Tratamento C	479,67	21,89	21,90
Média do Tratamento G	492,33	21,97	21,98
Média do Tratamento E	594,00	24,23	24,24
Média do Tratamento H	609,33	24,65	24,66
Média do Tratamento D	627,00	24,94	24,96
Média do Tratamento I	691,33	26,25	26,26
Média do Tratamento A	746,00	27,24	27,25

Tabela 7 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1973.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X+0,5}$
Teste F para Tratam.	11,41**	10,93**	10,93**
Teste F para Não-Adit.	0,6866	0,2214	0,2224
Teste de Bartlett	4,43	4,23	4,23
Teste de Cochran	0,2463	0,2441	0,2441
Teste F Máximo	15,01	15,74	15,74
Teste de Lilliefors	0,1351	0,1199	0,1199
Teste de Assimetria	0,3899	0,4245	0,4244
Teste de Geary	0,8451	0,8482	0,8482
Coeficiente de Variação	8,69%	4,34%	4,33%
D.M.S. a 5%	46,08	1,70	1,70
D.M.S. a 1%	56,98	2,10	2,10
Média do Tratamento F	140,00	11,82	11,84
Média do Tratamento A	155,33	12,46	12,48
Média do Tratamento E	165,33	12,85	12,87
Média do Tratamento G	180,33	13,41	13,43
Média do Tratamento I	182,33	13,49	13,51
Média do Tratamento D	183,67	13,55	13,57
Média do Tratamento C	192,33	13,86	13,88
Média do Tratamento B	193,33	13,90	13,92
Média do Tratamento H	250,33	15,81	15,83

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 8 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1974.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X+0,5}$
Teste F para Tratam.	2,13	2,20	2,20
Teste F para Não-Adit.	0,0698	0,0311	0,0311
Teste de Bartlett	6,87	6,81	6,81
Teste de Cochran	0,3725	0,3407	0,3408
Teste F Máximo	44,3333	44,3264	44,3261
Teste de Lilliefors	0,1603	0,1219	0,1218
Teste de Assimetria	0,2690	0,1555	0,1558
Teste de Geary	0,7834	0,7864	0,7864
Coeficiente de Variação	9,9%	5,0%	5,0%
D.M.S. a 5%	54,06	1,98	1,97
D.M.S. a 1%	66,85	2,44	2,44
Média do Tratamento F	161,67	12,70	12,72
Média do Tratamento H	165,00	12,82	12,84
Média do Tratamento E	183,33	13,53	13,55
Média do Tratamento G	190,00	13,78	13,80
Média do Tratamento I	191,67	13,84	13,86
Média do Tratamento A	196,67	13,99	14,01
Média do Tratamento D	198,33	14,07	14,10
Média do Tratamento B	203,33	14,25	14,26
Média do Tratamento C	205,00	14,32	14,33

Tabela 9 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1975.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	1,81	1,87	1,87
Teste F para Não-Adit.	4,27	5,80	5,79
Teste de Bartlett	12,65	13,45	13,44
Teste de Cochran	0,3194	0,3252	0,3252
Teste F Máximo	66,33	72,1613	72,14
Teste de Lilliefors	0,1099	0,1508	0,1508
Teste de Assimetria	0,3759	0,2600	0,2604
Teste de Geary	0,7396	0,7463	0,7462
Coeficiente de Variação	11,4%	5,9%	5,9%
D.M.S. a 5%	51,90	2,13	2,13
D.M.S. a 1%	64,18	2,64	2,63
Média do Tratamento F	136,67	11,62	11,64
Média do Tratamento E	138,33	11,68	11,70
Média do Tratamento C	145,00	12,03	12,05
Média do Tratamento B	160,00	12,64	12,66
Média do Tratamento I	160,00	12,65	12,67
Média do Tratamento G	165,00	12,84	12,86
Média do Tratamento A	165,00	12,84	12,86
Média do Tratamento D	170,00	13,03	13,05
Média do Tratamento H	175,00	13,18	13,20

Tabela 10 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1976.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	0,6317	0,6401	0,6400
Teste F para Não-Adit.	9,47**	10,53**	10,53**
Teste de Bartlett	4,17	4,29	4,29
Teste de Cochran	0,2240	0,2519	0,2518
Teste F Máximo	8,54	9,96	9,95
Teste de Lilliefors	0,1483	0,1620	0,1620
Teste de Assimetria	-0,0179	-0,1062	-0,1059
Teste de Geary	0,7549	0,7489	0,7490
Coeficiente de Variação	12,4%	6,3%	6,3%
D.M.S. a 5%	60,00	2,37	2,37
D.M.S. a 1%	74,19	2,93	2,93
Média do Tratamento H	146,67	12,07	12,09
Média do Tratamento B	160,00	12,64	12,66
Média do Tratamento I	163,33	12,77	12,79
Média do Tratamento A	163,67	12,78	12,80
Média do Tratamento G	165,00	12,81	12,83
Média do Tratamento C	171,67	13,09	13,11
Média do Tratamento F	171,67	13,10	13,12
Média do Tratamento D	173,33	13,14	13,16
Média do Tratamento E	179,33	13,37	13,39

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade .

Tabela 11 - Resultados Obtidos pelas Análises das Médias de 7 Anos dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	2,03	2,08	2,08
Teste F para Não-Adit.	0,0038	0,0567	0,0566
Teste de Bartlett	4,73	4,90	4,90
Teste de Cochran	0,2197	0,2154	0,2154
Teste F Máximo	16,60	16,46	16,46
Teste de Lilliefors	0,1085	0,1170	0,1169
Teste de Assimetria	-0,4270	-0,4543	-0,4542
Teste de Geary	0,8047	0,8002	0,8003
Coeficiente de Variação	14,9%	7,6%	7,6%
D.M.S. a 5%	131,53	3,84	3,83
D.M.S. a 1%	162,65	4,74	4,74
Média do Tratamento F	227,47	15,04	15,06
Média do Tratamento C	286,70	16,92	16,94
Média do Tratamento B	290,50	16,98	16,99
Média do Tratamento D	299,97	17,32	17,33
Média do Tratamento G	300,30	17,27	17,28
Média do Tratamento E	305,93	17,46	17,48
Média do Tratamento I	328,53	18,07	18,08
Média do Tratamento A	332,93	18,23	18,25
Média do Tratamento H	361,33	18,99	19,00

Tabela 12 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento de Laranjeira Hamlin - 1969.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	6,84 **	7,84**	7,85**
Teste F para Não-Adit.	0,4865	0,1152	0,1141
Teste de Bartlett	12,03	8,46	8,46
Teste de Cochran	0,5305*	0,3328	0,3337
Teste F Máximo	46,30	40,66	40,67
Teste de Lilliefors	0,1719*	0,1550	0,1547
Teste de Assimetria	-0,7429(+)	-0,5526	-0,5536
Teste de Geary	0,7491	0,7845	0,7846
Coeficiente de Variação	35,9%	18,6%	18,5%
D.M.S. a 5%	179,23	6,74	6,72
D.M.S. a 1%	221,63	8,33	8,31
Média do Tratamento E	48,00	6,67	6,71
Média do Tratamento F	68,83	8,16	8,19
Média do Tratamento H	94,33	9,64	9,67
Média do Tratamento C	162,33	12,39	12,41
Média do Tratamento G	163,83	12,78	12,80
Média do Tratamento D	176,83	13,25	13,27
Média do Tratamento A	252,17	15,82	15,83
Média do Tratamento B	254,50	15,94	15,96
Média do Tratamento I	327,00	17,81	17,82

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade;

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade;

(+) 0,02 < n.m.s < 0,10.

Tabela 13 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1970.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	1,44	1,33	1,34
Teste F para Não-Adit.	1,70	1,45	1,45
Teste de Bartlett	10,60	7,85	7,85
Teste de Cochran	0,4858*	0,4628	0,4628
Teste F Máximo	34,69	21,72	21,73
Teste de Lilliefors	0,1360	0,1592	0,1592
Teste de Assimetria	-0,3549	-0,4981	-0,4980
Teste de Geary	0,7654	0,7914	0,7914
Coeficiente de Variação	44,7%	21,8%	21,8%
D.M.S. a 5%	825,21	15,62	15,62
D.M.S. a 1%	1020,43	19,32	19,31
Média do Tratamento A	431,17	20,66	20,67
Média do Tratamento F	456,00	21,26	21,27
Média do Tratamento B	465,17	21,28	21,29
Média do Tratamento C	495,83	22,19	22,20
Média do Tratamento D	626,83	24,95	24,96
Média do Tratamento E	646,83	25,07	25,08
Média do Tratamento G	732,83	26,69	26,70
Média do Tratamento I	924,17	29,18	29,19
Média do Tratamento H	943,00	30,43	30,43

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Tabela 14 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1971.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	1,51	1,49	1,49
Teste F para Não-Adit.	1,39	0,5969	0,5972
Teste de Bartlett	9,79	8,35	8,35
Teste de Cochran	0,2491	0,2002	0,2002
Teste F Máximo	255,33	161,64	161,64
Teste de Lilliefors	0,1503	0,1210	0,1210
Teste de Assimetria	0,1627	0,0139	0,0140
Teste de Geary	0,8123	0,8231	0,8231
Coeficiente de Variação	34,2%	16,8%	16,8%
D.M.S. a 5%	766,34	13,40	13,40
D.M.S. a 1%	947,64	16,58	16,60
Média do Tratamento F	500,00	22,32	22,33
Média do Tratamento C	616,67	24,53	24,54
Média do Tratamento B	640,83	25,31	25,32
Média do Tratametto E	731,67	26,62	26,62
Média do Tratamento H	799,17	28,05	28,06
Média do Tratamento G	819,17	28,42	28,42
Média do Tratamento A	828,33	28,50	28,51
Média do Tratamento D	849,17	28,88	28,89
Média do Tratamento I	1161,67	33,77	33,78

Tabela 15 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1972.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	5,48**	5,19**	5,19**
Teste F para Não-Adit.	0,8590	1,44	1,44
Teste de Bartlett	5,87	8,02	8,02
Teste de Cochran	0,2176	0,2208	0,2207
Teste F Máximo	13,41	21,41	21,39
Teste de Lilliefors	0,1132	0,1004	0,1004
Teste de Assimetria	0,1097	-0,1158	-0,1156
Teste de Geary	0,8199	0,8166	0,8166
Coeficiente de Variação	20,8%	11,6%	11,6%
D.M.S. a 5%	462,14	9,17	9,17
D.M.S. a 1%	571,48	11,34	11,34
Média do Tratamento C	450,17	20,98	20,99
Média do Tratamento F	459,00	21,14	21,15
Média do Tratamento G	652,50	25,41	25,42
Média do Tratamento E	690,33	26,05	26,06
Média do Tratamento D	852,83	29,13	29,13
Média do Tratamento B	879,17	29,64	29,65
Média do Tratamento H	890,00	29,69	29,70
Média do Tratamento A	984,17	31,36	31,37
Média do Tratamento I	1038,00	32,20	32,21

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 16 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1973.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	1,38	1,42	1,42
Teste F para Não-Adit.	3,29	1,21	1,21
Teste de Bartlett	3,42	4,43	4,43
Teste de Cochran	0,2407	0,3245	0,3244
Teste F Máximo	9,73	15,47	15,46
Teste de Lilliefors	0,1286	0,1125	0,1125
Teste de Assimetria	0,3289	0,2149	0,2149
Teste de Geary	0,8122	0,7958	0,7958
Coeficiente de Variação	25,0%	13,1%	13,1%
D.M.S. a 5%	820,34	12,71	12,71
D.M.S. a 1%	1014,42	15,72	15,71
Média do Tratamento B	810,84	27,88	27,89
Média do Tratamento F	911,18	30,11	30,12
Média do Tratamento A	1029,41	31,91	31,92
Média do Tratamento D	1147,42	33,66	33,67
Média do Tratamento E	1152,66	33,71	33,72
Média do Tratamento C	1164,71	34,06	34,07
Média do Tratamento G	1231,85	35,07	35,07
Média do Tratamento H	1307,18	36,00	36,00
Média do Tratamento I	1429,88	37,74	37,74

Tabela 17 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin - 1974.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	1,35	1,23	1,23
Teste F para Não-Adit.	0,1647	0,1448	0,1448
Teste de Bartlett	6,86	7,54	7,54
Teste de Cochran	0,2701	0,2573	0,2573
Teste F Máximo	26,20	34,95	34,95
Teste de Lilliefors	0,0975	0,1040	0,1040
Teste de Assimetria	0,1689	0,0577	0,0577
Teste de Geary	0,8247	0,8183	0,8183
Coeficiente de Variação	19,0%	9,8%	9,8%
D.M.S. a 5%	737,18	10,37	10,37
D.M.S. a 1%	911,58	12,82	12,82
Média do Tratamento E	1164,99	34,03	34,03
Média do Tratamento B	1207,47	34,52	34,52
Média do Tratamento F	1235,65	35,09	35,10
Média do Tratamento G	1293,51	35,71	35,72
Média do Tratamento C	1311,80	36,08	36,08
Média do Tratamento A	1315,00	36,13	36,13
Média do Tratamento H	1352,68	36,73	36,74
Média do Tratamento D	1413,81	37,59	37,60
Média do Tratamento I	1745,66	41,77	41,78

Tabela 18 - Resultados Obtidos pelas Análises das Médias de 6 Anos dos Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	3,28*	3,06*	3,06*
Teste F para Não-Adit.	1,13	0,7616	0,7618
Teste de Bartlett	6,61	6,53	6,53
Teste de Cochran	0,2716	0,3194	0,3194
Teste F Máximo	67,83	60,54	60,55
Teste de Lilliefors	0,1276	0,1226	0,1226
Teste de Assimetria	-0,1460	-0,3143	-0,3142
Teste de Geary	0,8073	0,8042	0,8042
Coeficiente de Variação	17,1%	8,7%	8,7%
D.M.S. a 5%	397,78	7,11	7,10
D.M.S. a 1%	491,89	8,79	8,78
Média do Tratamento F	605,13	24,60	24,61
Média do Tratamento C	700,23	26,38	26,39
Média do Tratamento B	709,67	26,61	26,62
Média do Tratamento E	739,07	27,00	27,00
Média do Tratamento A	806,73	28,38	28,38
Média do Tratamento G	815,60	28,51	28,52
Média do Tratamento D	844,47	29,00	29,01
Média do Tratamento H	897,73	29,85	29,86
Média do Tratamento I	1104,43	33,21	33,21

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Tabela 19 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Indivíduos de Curuquerê do Algodão (*Alabama argillacea*, Herb.) Coletados em um Ensaio de Atratividade Durante 8 Semanas Consecutivas.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	2,07	4,66**	4,64**
Teste F para Não-Adit.	953,76**	143,34**	145,48**
Teste de Bartlett	33,02*	11,25	11,40
Teste de Cochran	0,3548	0,2926	0,2933
Teste F Máximo	45,87**	7,66	7,80
Teste de Lilliefors	0,3113**	0,2564**	0,2594**
Teste de Assimetria	-0,2695	-0,4856	-0,4862
Teste de Geary	0,6542**	0,7377	0,7377
Coeficiente de Variação	122,4%	40,7%	40,4%
D.M.S. a 5%	260,74	5,23	5,23
D.M.S. a 1%	316,37	6,34	6,34
Média do Tratamento 6	47,38	5,74	5,81
Média do Tratamento 5	55,50	6,04	6,11
Média do Tratamento 4	85,12	6,71	6,77
Média do Tratamento 3	195,25	9,92	9,98
Média do Tratamento 2	231,88	11,62	11,67
Média do Tratamento 1	232,25	11,03	11,08

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade;

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 20 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Indiví duos Obtidos em um Experimento de Controle do Pulgão do Algodão *(Aphis gossypii)*.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	2,25	2,58*	2,60*
Teste F para Não-Adit.	0,2124	0,0528	0,0596
Teste de Bartlett	19,26	12,41	12,50
Teste de Cochran	0,4970*	0,3516	0,3651
Teste F Máximo	150,11*	98,39	97,87
Teste de Lilliefors	0,2081**	0,1414	0,1481
Teste de Assimetria	1,08**	0,4965	0,5480
Teste de Geary	0,7354*	0,8194	0,8162
Coeficiente de Variação	69,5%	35,9%	33,8%
D.M.S. a 5%	27,58	3,58	3,46
D.M.S. a 1%	33,42	4,33	4,19
Média do Tratamento 10	5,00	2,02	2,16
Média do Tratamento 8	5,00	2,10	2,23
Média do Tratamento 3	6,00	2,26	2,39
Média do Tratamento 9	8,00	2,59	2,72
Média do Tratamento 1	8,33	2,81	2,90
Média do Tratamento 2	10,00	3,15	3,23
Média do Tratamento 5	15,33	3,86	3,93
Média do Tratamento 6	19,67	4,01	4,08
Média do Tratamento 11	20,33	4,50	4,56
Média do Tratamento 4	21,67	4,46	4,52
Média do Tratamento 7	28,67	5,33	5,38

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade;

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 21 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Ácaros Rajados em Sorgo *(Tetranychus urticae)* Obtidos em Contagem Prévia.

	Sem Transformação	Transformação $\sqrt{X}$	Transformação $\sqrt{X + 0,5}$
Teste F para Tratam.	0,5401	0,6257	0,6236
Teste F para Não-Adit.	0,3030	0,0981	0,0875
Teste de Bartlett	11,29	8,18	8,22
Teste de Cochran	0,4683**	0,3987*	0,3996*
Teste F Máximo	25,72	16,13	16,25
Teste de Lilliefors	0,1280	0,1113	0,1123
Teste de Assimetria	1,13*	0,9149*	0,9178*
Teste de Geary	0,7484	0,7662	0,7660
Coeficiente de Variação	43,7%	20,9%	20,5%
D.M.S. a 5%	23,78	2,36	2,33
D.M.S. a 1%	28,51	2,82	2,79
Média do Tratamento 2	17,50	4,13	4,19
Média do Tratamento 9	18,00	4,22	4,28
Média do Tratamento 4	19,25	4,32	4,38
Média do Tratamento 8	21,25	4,53	4,59
Média do Tratamento 10	22,25	4,62	4,68
Média do Tratamento 1	22,50	4,37	4,43
Média do Tratamento 7	23,25	4,76	4,81
Média do Tratamento 5	24,75	4,95	5,00
Média do Tratamento 6	25,25	4,96	5,02
Média do Tratamento 3	29,25	5,34	5,38

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade;

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 22 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Ácaros Rajados em Sorgo *(Tetranychus urticae)* Obtidos Após 24 Horas da Aplicação dos Acaricidas.

	Sem Transf.	Transf. $\sqrt{X}$	Transf. $\sqrt{X+0,5}$	Transf. $\sqrt{X+1}$
Teste F para Tratamentos	3,54**	6,46**	5,84**	5,65**
Teste F para Não-Aditividade	2,89	0,1790	0,2275	0,3460
Teste de Bartlett	27,77*	10,22	12,53	13,58
Teste de Cochran	0,2971	0,2506	0,2663	0,2694
Teste F Máximo	209,18*	15,44	17,91	23,09
Teste de Lilliefors	0,1349	0,1159	0,1082	0,1102
Teste de Assimetria	0,1352	-0,4551	-0,4127	-0,3850
Teste de Geary	0,7607	0,7911	0,7816	0,7806
Coeficiente de Variação	75,8%	42,6%	38,2%	35,9%
D.M.S. a 5%	25,46	3,18	3,03	2,94
D.M.S. a 1%	30,54	3,82	3,63	3,53
Média do Tratamento 4	0,75	0,43	1,00	1,25
Média do Tratamento 8	3,00	1,61	1,78	1,93
Média do Tratamento 2	3,50	1,15	1,58	1,79
Média do Tratamento 7	4,50	1,80	2,06	2,21
Média do Tratamento 1	15,75	3,49	3,58	3,67
Média do Tratamento 6	19,75	4,37	4,43	4,49
Média do Tratamento 9	20,00	3,90	3,99	4,08
Média do Tratamento 3	20,00	4,08	4,16	4,23
Média do Tratamento 10	23,50	4,62	4,68	4,74
Média do Tratamento 5	27,25	5,19	5,24	5,29

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade;

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 23 - Resultados Obtidos pelas Análises das Porcentagens de Controle de Ácaro Rajado em Sorgo *(Tetranychus urticae)*.

	Sem Transformação	Transformação arc sen $\sqrt{X/100}$
Teste F para Tratamentos	6,78**	6,88**
Teste F para Não-Aditividade	0,1230	0,2909
Teste de Bartlett	13,30	11,42
Teste de Cochran	0,2817	0,2663
Teste F Máximo	35,83	45,81
Teste de Lilliefors	0,1097	0,0830
Teste de Assimetria	0,4100	0,2939
Teste de Geary	0,7603	0,7954
Coeficiente de Variação	47,4%	41,3%
D.M.S. a 5%	59,91	45,74
D.M.S. a 1%	72,37	55,25
Média do Tratamento 5	8,06	8,65
Média do Tratamento 6	22,94	28,43
Média do Tratamento 9	28,76	28,17
Média do Tratamento 3	36,13	32,51
Média do Tratamento 1	36,21	33,20
Média do Tratamento 7	77,19	64,41
Média do Tratamento 8	81,40	66,84
Média do Tratamento 2	86,40	72,54
Média do Tratamento 4	95,83	79,69

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Tabela 24 - Resultados Obtidos pelas Análises dos Números de Indivíduos Coletados em um Experimento de Controle do Percevejo das Gramíneas (*Blissus leucopterns*).

	Sem Transf.	Transf. $\sqrt{X}$	Transf. $\sqrt{X+0,5}$	Transf. $\sqrt{X+1}$
Teste F para Tratamentos	2,61	3,00*	3,19*	3,18*
Teste F para Não-Aditividade	9,88*	2,66	4,34	4,95
Teste de Bartlett	16,51**	5,04	7,79	8,94
Teste de Cochran	0,4830*	0,2614	0,3064	0,3337
Teste F Máximo	142,33*	7,09	19,53	27,86
Teste de Lilliefors	0,1268	0,1426	0,1397	0,1250
Teste de Assimetria	0,8144(+)	0,3946	0,4886	0,5282
Teste de Geary	0,7948	0,7777	0,7925	0,7992
Coeficiente de Variação	86,7%	60,7%	38,8%	32,0%
D.M.S. a 5%	6,36	1,98	1,54	1,40
D.M.S. a 1%	7,89	2,46	1,91	1,74
Média do Tratamento 1	0,50	0,35	0,92	1,18
Média do Tratamento 3	0,75	0,75	1,10	1,31
Média do Tratamento 4	2,25	1,29	1,57	1,74
Média do Tratamento 2	2,50	1,09	1,50	1,71
Média do Tratamento 6	4,75	1,85	2,10	2,25
Média do Tratamento 5	5,25	2,04	2,18	2,31
Média do Tratamento 7	6,00	2,41	2,51	2,61

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade;

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade;

(+) 0,02 < n.m.s < 0,10.

Tabela 25 - Resultados Obtidos pelas Análises das Notas Médias da Escala Visual Obtidas em um Experimento Feito para Medir a Suscetibilidade Relativa do Germoplasma de Milho a *S. frugiperda* - 1ª Contagem.

	Sem Transformação	Transformação log(X+1)
Teste F para Tratamentos	4,85**	5,38**
Teste F para Não-Aditividade	0,2883	1,88
Teste de Bartlett	11,18	11,79
Teste de Cochran	0,0973	0,1236
Teste F Máximo	6,85	7,55
Teste de Lilliefors	0,0964**	0,1012**
Teste de Assimetria	0,0823	-0,2681
Teste de Geary	0,7557(+)	0,7708
Coeficiente de Variação	25,6%	16,5%
D.M.S. a 5%	0,94	0,148
D.M.S. a 1%	1,07	0,168
Média do Tratamento 22	1,02	0,292
Média do Tratamento 20	1,17	0,314
Média do Tratamento 21	1,18	0,332
Média do Tratamento 18	1,33	0,356
Média do Tratamento 19	1,33	0,361
Média do Tratamento 16	1,50	0,386
Média do Tratamento 17	1,50	0,386
Média do Tratamento 15	1,52	0,388
Média do Tratamento 14	1,57	0,406
Média do Tratamento 11	1,63	0,393
Média do Tratamento 13	1,63	0,413
Média do Tratamento 12	1,65	0,411
Média do Tratamento 10	1,85	0,439
Média do Tratamento 9	1,85	0,450
Média do Tratamento 8	1,95	0,462
Média do Tratamento 7	1,95	0,462
Média do Tratamento 6	1,97	0,459
Média do Tratamento 4	2,03	0,472
Média do Tratamento 5	2,06	0,480
Média do Tratamento 3	2,32	0,513
Média do Tratamento 2	2,40	0,522
Média do Tratamento 1	2,43	0,529

** Significativo ao nível de 1% de probabilidade;

(+) 0,02 < n.m.s < 0,10.

Tabela 26 - Resultados Obtidos pelas Análises das Notas Médias da Escala Visual Obtidas em um Experimento Feito para Medir a Suscetibilidade Relativa do Germoplasma de Milho a *S. frugiperda* - 2ª Contagem.

	Sem Transformação	Transformação log (X+1)
Teste F para Tratamentos	21,55**	19,71**
Teste F para Não-Aditividade	6,51*	0,1915
Teste de Bartlett	29,44	24,91
Teste de Cochran	0,1404	0,1378
Teste F Máximo	13,26	13,81
Teste de Lilliefors	0,0751	0,0755
Teste de Assimetria	-0,1200	-0,1616
Teste de Geary	0,7794	0,7753
Coeficiente de Variação	16,7%	10,9%
D.M.S. a 5%	0,61	0,098
D.M.S. a 1%	0,70	0,112
Média do Tratamento 17	1,02	0,302
Média do Tratamento 22	1,10	0,316
Média do Tratamento 7	1,10	0,316
Média do Tratamento 16	1,17	0,334
Média do Tratamento 20	1,23	0,347
Média do Tratamento 14	1,27	0,354
Média do Tratamento 18	1,37	0,373
Média do Tratamento 15	1,43	0,380
Média do Tratamento 19	1,48	0,392
Média do Tratamento 12	1,53	0,402
Média do Tratamento 11	1,55	0,405
Média do Tratamento 6	1,65	0,420
Média do Tratamento 10	1,68	0,419
Média do Tratamento 13	1,75	0,438
Média do Tratamento 21	1,80	0,446
Média do Tratamento 1	1,97	0,468
Média do Tratamento 5	1,98	0,469
Média do Tratamento 9	2,07	0,486
Média do Tratamento 8	2,42	0,531
Média do Tratamento 4	2,60	0,556
Média do Tratamento 2	2,77	0,570
Média do Tratamento 3	2,83	0,581

* Significativo ao nível de 5% de probabilidade;
** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

7. CONCLUSÕES

- Não se deve usar o coeficiente de variação como indicador da necessidade de transformação dos dados a serem analisados estatisticamente.

- Os resultados aqui obtidos confirmam as indicações da adição de uma constante aos dados em transformação somente quando eles forem mais próximos de zero.

- Quando todas as condições da análise da variância estiverem satisfeitas, deve-se evitar a transformação dos dados, não só por questões práticas, como também por inversões na ordenação das médias que ela pode trazer.

- Em quase todos os casos que aqui se estudaram, em que algumas das condições da análise de variância não se verificavam, a transformação usada foi eficiente, permitindo a análise estatística dos dados.

8. SUMMARY

Normality, additivity, homocedasticity and independence are assumptions necessary to the validity of test of hypotheses about the parameters of the linear model used in an analysis of variance.

In this dissertation each assumption effect is checked and a transformation of observation frequently used is studied with respect to power and level of significance. A computer program is designed to help the study and to give it more flexibility.

9. LITERATURA CITADA

ANSCOMBE, F.J., 1948. The Transformation of Poisson, Binomial and Negative-Binomial Data. Biometrika. Cambridge, 35:246-254.

ARRUDA, H.V. de, 1959. Aplicação da Transformação Raiz Quadrada na Análise de Variância de Dados Experimentais. Bragantia. Campinas, 18:XV-XIX.

ARRUDA, H.V. de, 1971. Transformação Angular de Dados de Porcentagens, em Face da Distribuição Binomial. Piracicaba, ESALQ/USP. 27 p. (Dissertação de Mestrado).

BARTLETT, M.S., 1936. The Square Root-Transformation in the Analysis of Variance. Journal of the Royal Statistical Society Supplement. Londres, 3(1):68-78.

BARTLETT, M.S., 1936. Some Notes on Insecticide Tests in the Laboratory and in the Field. Journal of the Royal Statistical Society Supplement. Londres, 3(2):185-194.

BARTLETT, M.S. e M.S. KENDALL, 1946. The Statistical Analysis of Variance-Heterogeneity and the Logarithimic Transformation. Journal of the Royal Statistical Society, Londres, 8(1):128-138.

BARTLETT, M.S., 1947. The Uses of Transformations. Biometrics. Raleigh, 3:39-52.

BEALL, G., 1942. The Transformation from Entomological Field Experiments so That the Analysis of Variance Becomes Applicable. Biometrika. Cambridge, 32:243-262.

BOTELHO, P.S.M., 1975. Fenologia do Curuquerê do Algodão *Alabama argillacea* (Hueb, 1818). Piracicaba, ESALQ/USP, 92 p. (Dissertação de Mestrado).

BOX, G.E.P. e D.R. COX, 1964. An Analysis of Transformations. Journal of the Royal Statistical Society. Londres, 26(2):211-252.

CAMPOS, H. de, 1976. Estatística Experimental Não-Paramétrica. 2ª Edição. Piracicaba, SP, ESALQ. 332 p.

CARVALHO, R.P.L., 1970. Danos, Flutuação da População, Controle e Comportamento de *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith, 1797) e Suscetibilidade de Diferentes Genótipos de Milho, em Condições de Campo. Piracicaba, ESALQ/USP, 170 p. (Tese de Doutoramento).

COCHRAN, W.G., 1947. Some Consequences When the Assumptions for the Analysis of Variance Are Not Satisfied. Biometrics. Raleigh, 3:22-38.

COCHRAN, W.G. e G.M. COX, 1957. Experimental Designs. 2ª Edição, Nova York, Wiley Publications in Statistics, 611 p.

COX, D.R., 1958. The Interpretation of the Effects on Non-Additivity in the Latin Square. Biometrika. Cambridge, 45:69-73.

CURTISS, J.H., 1943. On Transformation Used in The Analysis of Variance. The Annals of Mathematical Statistics. Baltimore, 14: 107-122.

DIXON, W.J. e F.J. MASSEY JR., 1969. Introduction to Statistical Analysis. 3ª Edição, Nova York, McGraw-Hill Book Company. 638 p.

DOLBY, J.L., 1963. A Quick Method for Choosing a Transformation. Technometrics. 5(3):317-325.

EISENHART, C., 1947. The Assumptions Underlying the Analysis of Variance. Biometrics. Raleigh, 3:1-21.

FISHER, R.A., 1930. The Moments of the Distribution for Normal Samples of Measures of Departure from Normality. Journal of the Royal Statistical Society, Série A. Londres, 130:17-28.

FISHER, R.A., 1934. Statistical Methods for Research Workers. 5ª Edição, Londres, Oliver and Boyd. 319 p.

FREEMAN, M.F. e J.W. TUKEY, 1950. Transformations Related to the Angular and the Squere Root. The Annals of Mathematical Statistics. Baltimore, 21:607-611.

GEARY, R.C., 1936. Moments of the Ratio of the Mean Deviation to the Standard Deviation for Normal Samples. Biometrika. Cambridge. 28:295-307.

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.

KEMPTHORNE, O., 1975. The Design and Analysis of Experiments. Nova York, Robert E. Krieger Publishing Co. Inc. Box. 631 p.

MOORE, P.G. e J.W. TUKEY, 1954. Anwer to Query 112. Biometrics, Raleigh, 10:562-568.

NEYMAN, J. e E.L. SCOTT, 1960. Correction for Bias Introduced by a Transformation of Variables. The Annals of Mathematical Statistics. Baltimore, 31(3):643-655.

PEARSON, E.S. e H.O. HARTLEY, 1956. Biometrika Tables for Statisticians. 1ª Edição, Cambridge, The University Press. 238 p.

PIMENTEL GOMES, F., 1976. Curso de Estatística Experimental. 6ª Edição. Piracicaba, SP, Livraria Nobel. 430 p.

PREECE, D.A., 1972. Answer to Query 327. Biometrics. Raleigh, 28: 574-577.

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.

SNEDECOR, G.W., 1956. Statistical Methods. 5ª Edição, Ames, Iowa, The Icwa State University Press. 534 p.

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

STEEL, R.G.D. e T.H. TORRIE, 1960. Principles and Procedures of Statistics. Nova York, McGraw-Hill Book Company Inc. 481 p.

TUKEY, J.W., 1949. One Degree of Freedom for Non-Additivity. Biometrics. Raleigh, 5:232-242.

TUKEY, J.W., 1957. On the Comparative Anatomy of Transformations. The Annals of Mathematical Statistics. Baltimore, 28:602-632.

WILK, M.B. e O. KEMPTHORNE, 1957. Non-Additivities in a Latin Square Design. Journal of the American Statistical Association. Washington, 52:218-235.

10. APÊNDICE

Tabela 1.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1970. (Médias de Duas Plantas).

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	528	212	351
B	659	256	300
C	358	329	494
D	398	293	209
E	434	350	283
F	578	153	379
G	604	295	438
H	825	738	593
I	124	570	516

Tabela 2.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1971. (Médias de Duas Plantas).

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	492	498	631
B	400	654	280
C	388	391	480
D	265	520	558
E	541	618	418
F	141	203	280
G	559	372	441
H	494	427	473
I	384	484	655

Tabela 3.A - Númeres de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1972. (Médias de Duas Plantas).

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	841	795	602
B	644	469	289
C	430	506	503
D	717	479	685
E	628	724	430
F	345	306	582
G	691	427	359
H	699	546	583
I	588	736	750

Tabela 4.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1973.

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	145	155	166
B	200	190	190
C	183	186	208
D	190	175	186
E	180	160	156
F	130	160	130
G	206	165	170
H	250	271	230
I	164	190	193

Tabela 5.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1974.

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	235	180	175
B	200	225	185
C	205	200	210
D	205	185	205
E	165	185	200
F	145	175	165
G	200	185	185
H	180	140	175
I	200	175	200

Tabela 6.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1975.

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	175	160	160
B	165	155	160
C	165	135	135
D	185	165	160
E	185	110	120
F	175	135	100
G	170	170	155
H	185	205	135
I	175	155	150

Tabela 7.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Valência sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1976.

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	156	155	180
B	145	165	170
C	150	185	180
D	150	170	200
E	150	198	190
F	145	150	200
G	175	160	180
H	175	150	115
I	175	150	165

Tabela 8.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1969. (Médias de Duas Plantas).

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	310,0	245,0	201,5
B	232,5	265,5	265,5
C	224,0	195,0	68,0
D	161,0	220,0	149,5
E	20,0	42,5	81,5
F	105,0	54,5	47,0
G	138,5	167,5	187,5
H	101,0	116,5	65,5
I	376,0	180,0	425,0

Tabela 9.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1970. (Médias de Duas Plantas).

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	539,0	424,5	330,0
B	376,5	333,0	686,0
C	384,5	552,5	550,5
D	521,5	770,0	589,0
E	825,0	362,5	753,0
F	510,0	339,5	518,5
G	494,0	1080,0	624,5
H	673,5	862,5	1293,0
I	1033,5	1429,5	309,5

Tabela 10.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1971. (Médias de Duas Plantas).

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	1142,5	757,5	585,0
B	632,5	622,5	667,5
C	385,0	845,0	620,0
D	622,5	1170,0	755,0
E	845,0	395,0	955,0
F	507,5	572,5	420,0
G	1102,5	675,0	680,0
H	580,0	757,5	1060,0
I	780,0	1535,0	1170,0

Tabela 11.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1972. (Médias de Duas Plantas).

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	926,5	1043,0	983,0
B	811,0	919,0	907,5
C	277,5	483,0	590,0
D	1019,5	821,0	718,0
E	896,0	470,0	705,0
F	508,5	266,0	602,5
G	571,0	844,0	542,5
H	876,5	684,5	1109,0
I	1023,5	1115,0	975,5

Tabela 12.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1973. (Médias de Três Plantas).

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	1325,49	950,07	812,68
B	1219,69	429,05	783,78
C	977,13	1330,15	1186,84
D	881,99	1500,44	1059,84
E	1116,81	835,22	1505,94
F	785,21	1093,30	855,04
G	1362,32	1224,45	1108,77
H	1002,58	1330,28	1588,68
I	1213,39	1419,08	1657,16

Tabela 13.A - Números de Frutos de um Ensaio de Comportamento da Laranjeira Hamlin sobre Diferentes Porta-Enxertos - 1974. (Médias de Três Plantas).

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
A	981,26	1615,58	1348,15
B	1533,68	1219,75	868,98
C	1162,36	1582,13	1190,91
D	1319,60	1480,11	1441,71
E	1350,45	922,42	1222,11
F	1043,19	1388,28	1275,48
G	1706,55	1212,83	961,16
H	1192,14	1330,53	1535,38
I	1707,75	1698,21	1831,03

Tabela 14.A - Números de Indivíduos de Curuquerê do Algodão (*Alabama argillacea*, Herb.) Coletados em um Ensaio de Atratividade Durante 8 Semanas Consecutivas.

Tratamentos	Blocos							
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
BLB	211	1301	226	46	37	19	16	2
BL	270	1204	183	44	81	57	14	2
VBL	224	1134	75	41	50	34	3	1
B	61	522	22	28	22	16	7	3
LD	81	240	62	26	12	17	5	1
G	81	197	23	28	19	23	7	1

Tabela 15.A - Números de Indivíduos Coletados em um Experimento de Controle do Percevejo das Gramíneas *(Blissus leucopterns)*.

Tratamentos	Blocos			
	I	II	III	IV
1	0	2	0	0
2	0	0	7	3
3	1	0	1	1
4	2	0	3	4
5	2	1	4	14
6	0	5	4	10
7	6	3	6	9

Tabela 16.A - Números de Indivíduos Obtidos em um Experimento de Controle do Pulgão do Algodão *(Aphis gossypii)*.

Tratamentos	Blocos		
	I	II	III
1	6	14	5
2	12	9	9
3	1	6	11
4	12	40	13
5	17	9	20
6	5	10	44
7	34	22	30
8	7	7	1
9	1	12	11
10	11	1	3
11	22	21	18

Tabela 17.A - Números de Ácaros Rajados em Sorgo *(Tetranychus urticae)* Obtidos em Contagem Prévia.

Tratamentos	Blocos			
	I	II	III	IV
1	9	57	11	13
2	12	27	15	16
3	29	42	30	16
4	10	18	20	29
5	17	24	31	27
6	24	25	37	15
7	14	28	33	18
8	12	16	27	30
9	13	24	18	17
10	32	29	17	11

Tabela 18.A - Números de Ácaros Rajados em Sorgo *(Tetranychus urticae)* Obtidos Após 24 Horas da Aplicação dos Acaricidas.

Tratamentos	Blocos			
	I	II	III	IV
1	10	43	2	8
2	0	13	0	1
3	15	47	3	15
4	0	3	0	0
5	27	24	21	37
6	19	21	29	10
7	8	7	3	0
8	6	1	4	1
9	11	51	17	1
10	6	44	23	21

Tabela 19.A - Porcentagem de Controle de Ácaro Rajado em Sorgo (*Tetranychus urticae*).

Tratamentos	Blocos			
	I	II	III	IV
1	0,00	24,56	81,82	38,46
2	100,00	51,85	100,00	93,75
3	48,28	0,00	90,00	6,25
4	100,00	83,33	100,00	100,00
5	0,00	0,00	32,26	0,00
6	20,83	16,00	21,62	33,33
7	42,86	75,00	90,91	100,00
8	50,00	93,75	85,19	96,67
9	15,38	0,00	5,56	94,12

Tabela 20.A - Notas Médias da Escala Visual Obtidas em um Experimento Feito para Medir a Suscetibilidade Relativa do Germoplasmo de Milho a *S. frugiperda* - 1ª Contagem.

Tratamentos	Blocos					
	I	II	III	IV	V	VI
1	3,3	2,1	1,9	3,3	1,9	2,1
2	2,0	3,5	2,9	2,8	1,7	1,5
3	3,5	2,6	2,5	2,0	1,7	1,6
4	2,5	2,0	3,3	1,6	1,3	1,5
5	2,7	1,7	2,9	1,6	1,6	1,9
6	3,7	1,5	1,6	2,1	1,4	1,5
7	2,3	2,5	2,4	2,0	1,0	1,5
8	2,3	2,3	2,6	2,1	1,2	1,2
9	2,5	2,3	1,9	1,5	1,5	1,4
10	3,1	2,3	2,2	1,5	1,2	0,8
11	1,6	2,6	2,8	1,6	0,9	0,3
12	2,5	1,9	1,9	1,8	0,7	1,1
13	2,2	1,6	2,2	1,6	1,2	1,0
14	1,4	2,1	1,7	1,0	1,7	1,5
15	2,4	1,9	1,9	1,2	0,6	1,1
16	2,7	1,7	1,1	1,4	1,3	0,8
17	2,5	1,3	1,9	1,6	0,9	0,8
18	2,1	1,7	1,5	1,4	0,6	0,7
19	2,0	1,7	1,2	1,3	1,0	0,8
20	1,2	2,2	1,9	0,5	0,8	0,4
21	1,0	1,6	1,3	1,7	0,8	0,7
22	1,5	0,7	1,9	0,9	0,5	0,6

Tabela 21.A - Notas Médias da Escala Visual Obtidas em um Experimento Feito para Medir a Suscetibilidade Relativa do Germoplasma de Milho a *S. frugiperda* - 2ª Contagem.

Tratamentos	Blocos					
	I	II	III	IV	V	VI
1	1,3	2,3	2,4	1,9	2,3	1,6
2	3,2	3,2	3,4	2,8	2,2	1,8
3	2,8	2,7	3,3	3,2	2,9	2,1
4	2,6	2,9	2,8	2,6	2,4	2,3
5	1,4	2,9	2,2	1,8	2,1	1,5
6	2,0	1,8	1,7	1,9	1,3	1,2
7	0,9	1,3	1,4	1,5	1,0	0,5
8	2,3	2,7	3,1	2,3	2,2	1,9
9	2,4	2,2	2,1	1,7	1,9	2,1
10	1,0	1,9	2,3	1,9	2,1	0,9
11	1,8	1,7	1,7	1,4	1,5	1,2
12	1,8	1,5	1,4	1,8	1,6	1,1
13	1,9	1,8	2,1	1,7	1,6	1,4
14	1,2	1,4	1,2	1,5	1,0	1,3
15	1,7	1,8	1,9	1,0	1,3	0,9
16	1,2	1,3	1,0	0,9	1,4	1,2
17	0,8	1,1	1,2	1,0	1,3	0,7
18	1,6	1,4	1,5	1,4	1,3	1,0
19	1,7	1,6	2,0	1,2	1,2	1,2
20	1,6	1,4	1,1	1,2	1,1	1,0
21	2,1	1,8	2,0	1,6	1,9	1,4
22	1,3	1,8	1,0	0,9	1,0	0,6