

5

TESTES DE
HIPÓTESES

A retirada de conclusões sobre uma ou mais populações é feita através da **estimação de parâmetros** ou pelos **testes de hipóteses**. A estimação de parâmetros (a média, a variância, o desvio padrão, etc.) é feita por diversos métodos, os quais já foram vistos no Capítulo 3. Quanto aos testes de hipóteses, os mesmos são usados pelos pesquisadores para decidir sobre a aceitação ou rejeição de **hipóteses**. Hipóteses são suposições acerca dos parâmetros de uma ou mais populações. Por exemplo, pode-se estar interessado em testar a hipótese de que não há diferença entre a produção média de duas variedades do sorgo granífero sujeitas às mesmas condições climáticas, ou testar se três tipos de rações proporcionam o mesmo ganho de peso em bezerros da raça Nelore. Os referidos testes são utilizados para tomar tais decisões, das quais são tiradas as conclusões.

Antes de aplicar tais testes, devem-se formular as hipóteses estatísticas. Podem-se considerar duas hipóteses, são elas: **H₀** é a hipótese que determina a ausência de efeito de tratamentos, ou seja, indica que não existe diferença significativa entre os tratamentos (ela é chamada de hipótese de nulidade); e **H₁**, chamada de hipótese alternativa, é a que determina a presença de efeito de tratamentos, ou seja, indica a existência de diferença significativa entre os tratamentos. A rejeição de **H₀** implica na aceitação da hipótese alternativa **H₁**.

Considerando o exemplo das variedades de sorgo granífero, tem-se:

$$H_0 : \hat{m}_A = \hat{m}_B$$

$$H_1 : \hat{m}_A \neq \hat{m}_B \therefore$$

$$H_1 : \hat{m}_A > \hat{m}_B$$

ou

$$H_1 : \hat{m}_A < \hat{m}_B$$

Ao testarem-se as hipóteses podem-se cometer geralmente dois tipos de erros, os quais são: rejeitar **H₀**, quando ela é verdadeira, ou seja, aceitar, como diferentes, tratamentos que são semelhantes (erro tipo I); aceitar **H₀**, quando ela é falsa, ou seja, aceitar, como semelhantes, tratamentos que são diferentes (erro tipo II).

Destes dois tipos de erros o que é controlado pelo pesquisador é o do tipo I, o qual, nos procedimentos de comparações múltiplas, pode ser medido de duas maneiras, a

saber: A primeira, refere-se à avaliação da probabilidade de se rejeitar uma hipótese verdadeira em todas as possíveis combinações dos níveis dos tratamentos tomados dois a dois, sendo conhecida por taxa de erro tipo I por comparação. A segunda, refere-se à medida do erro tipo I como a probabilidade de se realizar pelo menos uma inferência errada por experimento e é conhecida por taxa de erro tipo I por experimento. A probabilidade de cometer-se o erro tipo I é chamada nível de significância (α).

Existe um outro tipo de erro, quase nunca considerado, que se refere à probabilidade de classificar um nível de tratamento como superior ao outro, quando de fato o segundo nível supera o primeiro (erro tipo III). Esse tipo de erro tem muita importância para a área do melhoramento genético de plantas, pois poderá alterar a classificação dos genótipos e fazer com que o fitomelhorista recomende uma linhagem ou cultivar de pior desempenho.

O pesquisador deve analisar cuidadosamente as consequências de se tomar decisões erradas, tanto do ponto de vista econômico quanto social. Essa análise refere-se principalmente ao nível de significância adotado, pois é o único tipo de erro sob o controle do pesquisador. É preciso ter sempre em mente que os erros tipos I e II são inversamente correlacionados e que o pesquisador tem controle apenas no erro tipo I, por meio da fixação do nível de significância α . Em função disso, o bom senso deve prevalecer à luz das consequências de se tomar decisões erradas. É por isso que nas condições dos ensaios agropecuários, o nível de significância de 5% é o mais usado na prática nos procedimentos de comparações múltiplas, pois é necessário certo equilíbrio entre os erros tipo I e II. Quando se aplica o nível de significância de 1% ou 0,1% para diminuir o erro tipo I, por exemplo, aumenta, automaticamente, a probabilidade do erro tipo II, isto é, de aceitar como iguais médias de tratamentos realmente diferentes. No entanto, em condições de ensaios de grande precisão (por exemplo, $CV < 1\%$), o nível de significância de 0,1% seria indicado. Ao contrário, em condições de ensaios de pequena precisão (por exemplo, $CV > 25\%$), o nível de significância de 10% seria recomendado, especialmente no caso de ensaios com $N < 20$ parcelas.

Para que um teste de hipótese seja considerado um bom teste deve-se ter uma pequena probabilidade de rejeitar H_0 se esta for verdadeira, mas também, uma grande probabilidade de rejeitá-la se ela for falsa. A probabilidade de rejeitar H_0 , quando ela for falsa, é chamada **poder do teste**.

O quadro seguinte resume a natureza dos erros tipo I e tipo II envolvidos no processo de decisão quando se testam as hipóteses:

	H_0 Verdadeira	H_0 Falsa
Rejeição H_0	Erro Tipo I	Decisão Correta
Aceitação H_0	Decisão Correta	Erro Tipo II

Na execução de um teste de hipótese estatística, para que o mesmo tenha validade, devem-se levar em consideração as seguintes etapas:

a) **Formulação das hipóteses** – Deve-se, inicialmente, formular as hipóteses de nulidade (H_0) e alternativa (H_1).

b) **Especificação do nível de significância (α)** – A escolha do nível de significância deve ser feita antes de realizar os experimentos. Usa-se, geralmente, α igual a 5% de probabilidade, de maneira a ter-se o erro tipo I o menor possível. Salvo em algumas situações, conforme já visto, usam-se outros níveis de significância.

c) **Escolha do teste estatístico** – Em função das hipóteses que vão ser testadas, pode-se usar o teste F, t, χ^2 , etc., a partir dos dados de observação. O teste escolhido deve ser adequado ao material e ao tipo de dados.

d) **Determinação da região crítica** – Dependendo do teste escolhido determinam-se às regiões de aceitação e rejeição da hipótese de nulidade. Geralmente quando o valor calculado for menor que a probabilidade específica por α na tabela, aceita-se a hipótese de nulidade, enquanto que quando o valor calculado for igual ou maior que a probabilidade específica por α na tabela, rejeita-se a hipótese de nulidade.

e) **Decisão final** – Baseados no valor obtido pelo teste estatístico e no valor tabelado, toma-se à decisão final com respeito às hipóteses. Geralmente as conclusões sobre os tratamentos são feitas observando-se as médias identificadas ou não por mesma letra. Quando não há um tratamento controle ou testemunha convém responder as seguintes perguntas: (1) Qual é o melhor tratamento? (2) Quais são os tratamentos que não diferem significativamente do melhor? (3) Qual é o pior tratamento? (4) Quais são os tratamentos que não diferem significativamente do pior? Por outro lado, quando um dos tratamentos é o controle ou testemunha as conclusões são feitas em relação a este tratamento e, em geral, procura-se responder às seguintes perguntas: (1) Quais são os tratamentos melhores que o controle? (2) Quais são os tratamentos que não diferem significativamente do controle? (3) Quais são os tratamentos piores que o controle?

Vale ressaltar que os testes de hipóteses para comparar médias de tratamentos só devem ser usados quando se tratar de tratamentos qualitativos ou quando se têm apenas dois níveis de tratamentos quantitativos, pois quando os mesmos são quantitativos e se têm mais de dois níveis o uso da regressão é o procedimento recomendado.

5.1 Teste F

O teste F tem seu maior emprego nas análises de variância dos delineamentos experimentais. Ele é usado para comparar variâncias.

Como foi visto anteriormente, o F calculado é o quociente do quadrado médio de tratamentos (QMT) pelo quadrado médio do resíduo (QMR), ou seja:

$$F = \frac{QMT}{QMR}$$

Por que o teste F é o quociente entre o QMT pelo QMR?

Se se calcular, por exemplo, a esperança matemática dos quadrados médios [E (QM)] da análise de variância de um delineamento inteiramente casualizado, admitindo-se o modelo matemático aleatório, tem-se:

Quadro da ANAVA

Causa de Variação	GL	QM	E(QM)
Tratamentos	$t - 1$	s_1^2	$s^2 + r \times s_t^2$
Resíduo	$t(r - 1)$	s_2^2	s^2
Total	$t \times r - 1$		

De onde se obtém:

$s^2 = s_2^2$ que é a estimativa da variância do erro experimental;

$$s^2 + r \times s_t^2 = s_1^2 \quad \therefore$$

$$s_t^2 = \frac{s_1^2 - s^2}{r} \text{ que é a estimativa da variância de tratamentos.}$$

Por essa observação vê-se o porquê do teste F ser o quociente entre QMT pelo QMR, ou seja,

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{\text{QMT}}{\text{QMR}} \\
 &= \frac{s_1^2}{s_2^2} \\
 &= \frac{s^2 + r \times s_t^2}{s^2}
 \end{aligned}$$

Nesta expressão está-se comparando a variância de tratamentos com a variância do erro experimental.

Verifica-se, portanto, que tanto o QMT como o QMR estimam variâncias, e interpreta-se:

QMR = variância do erro experimental;

QMT = variância do erro experimental acrescida de uma possível variância devida aos tratamentos.

O valor de F calculado é comparado com o valor de F tabelado ($F > 1$), com n_1 = graus de liberdade de tratamentos e n_2 = graus de liberdade do resíduo (TABELAS A.3 e A.4).

Logo, tem-se:

F calculado > F tabelado (1%) - ** (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 1% de probabilidade, ou seja, com mais de 99% de probabilidade deve existir pelo menos um contraste entre médias de tratamentos que difere de zero);

F calculado \leq F tabelado (1%) - recorre-se no nível de 5% de probabilidade;

F calculado > F tabelado (5%) - * (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com mais de 95% de probabilidade deve existir pelo menos um contraste entre médias de tratamentos que difere de zero);

F calculado \leq F tabelado (5%) - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade não existe nenhum contraste entre médias de tratamentos que difere de zero).

Quando se aplica o teste F na análise de variância está-se testando as seguintes hipóteses:

a) H_0 : os tratamentos não diferem entre si;

b) H_1 : pelo menos dois deles diferem entre si.

No teste, sempre se aceita uma hipótese e rejeita-se a outra.

Obviamente, se não há efeito de tratamentos, os dois quadrados médios estimam a mesma variância e, conseqüentemente, qualquer diferença em ordem de grandeza entre eles será devido ao acaso.

Exemplo 1: Verificar pelo teste F se existe ou não diferença significativa entre os tratamentos referentes aos dados da TABELA 5.1.

TABELA 5.1 – ANÁLISE DA VARIÂNCIA E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO DA REAÇÃO DE RESISTÊNCIA DE POPULAÇÕES DE *Cucurbita* ssp. A *Colletotrichum gloeosporioides* f. sp. *cucurbitae*. DADOS TRANSFORMADOS EM \sqrt{x} . PIRACICABA, SP

Causa da Variação	GL	SQ	QM	F
Populações	12	1,188133	0,099011	3,24
Resíduo	26	0,794191	0,030546	
Total	38	1,982327		
Coeficiente de Variação: %			10,09	

FONTE: MELO e FERREIRA (1983).

As tabelas de F com $n_1 = 12$ e $n_2 = 26$ fornecem os seguintes valores: 1% = 2,96 e 5% = 2,15.

Logo, F calculado (3,24) > F tabelado (1%) (2,96) - **. Assim, chega-se à conclusão que existe diferença significativa, no nível de 1% de probabilidade, pelo teste F, na reação de populações de *Cucurbita* ssp. a *Colletotrichum gloeosporioides* f. sp. *cucurbitae*.

Quando se faz a análise de variância de um experimento com apenas dois tratamentos, pelo próprio teste F pode-se chegar ao melhor deles, simplesmente observando as médias dos mesmos. Quando, porém, tem-se mais de dois tratamentos, não se pode chegar ao melhor deles pelo referido teste. Neste caso, há necessidade de

aplicação de um teste de comparação de médias de tratamentos para chegar-se a tal conclusão.

Como foi visto, espera-se quase sempre na análise de variância que todos os quadrados médios de tratamentos obtidos sejam iguais ou superiores ao que se obtém do resíduo. Nestas condições, só se justifica o uso das tabelas de limites unilaterais de F (TABELAS A.3 e A.4). Quando, porém, esta situação não se verifica, ou seja, quando o quadrado médio de tratamentos é menor que o quadrado médio do resíduo, aconselhar-se-á o uso das tabelas de limites bilaterais de F (TABELAS A.5 e A.6).

Este fato, embora não deva ser esperado, pode ocorrer, e às vezes é sintoma de defeitos na análise da variância. Uma das explicações possíveis é a presença de erros grosseiros no cálculo das somas de quadrados ou dos números de graus de liberdade. Outra explicação bem comum é a de que o resíduo inclua alguma importante causa de variação que foi controlada, mas não foi isolada na análise da variância.

Às vezes, porém, nenhuma destas explicações serve, mas isto não é causa de preocupação porque, do ponto de vista do Cálculo de Probabilidades, o caso, embora pouco provável, não é impossível, logo deverá ocorrer uma vez ou outra.

Neste caso, quando se comparar o valor de F calculado com o valor de F tabelado ($F < 1$), com n_1 = graus de liberdade de tratamentos e n_2 = graus de liberdade do resíduo (TABELAS A.5 e A.6), basta apenas inverter os sinais do caso anterior, ou seja:

F calculado < F tabelado (1%) - ** (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 1% de probabilidade, ou seja, com mais de 99% de probabilidade deve existir pelo menos um contraste entre médias de tratamentos que difere de zero);

F calculado \geq F tabelado (1%) - recorre-se no nível de 5% de probabilidade;

F calculado < F tabelado (5%) - * (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com mais de 95% de probabilidade deve existir pelo menos um contraste entre médias de tratamentos que difere de zero);

F calculado \geq F tabelado (5%) - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade não existe nenhum contraste entre médias de tratamentos que difere de zero).

Exemplo 2: Verificar pelo teste F se existe ou não diferença significativa entre os tratamentos referentes aos dados da TABELA 5.2.

TABELA 5.2 – ANÁLISE DA VARIÂNCIA E COEFICIENTE DE VARIAÇÃO DA REAÇÃO DE POPULAÇÕES SEGREGANTES DE PIMENTÃO (*Capsicum annuum* L.) EM RELAÇÃO AO VÍRUS Y. DADOS TRANSFORMADOS EM $\sqrt{x} + 0,5$. PIRACICABA, SP

Causa da Variação	GL	SQ	QM	F
Populações	1	0,0092681	0,0092681	0,597
Resíduo	18	0,2794557	0,0155253	
Total	19	0,2887238		
Coeficiente de Variação: %			13,90	

FONTE: FERREIRA e MELO (1983).

As tabelas de F com $n_1 = 1$ e $n_2 = 18$ fornecem os seguintes valores: $1\% = 0,0000404$ e $5\% = 0,0010$.

Logo, F calculado (0,597) > F tabelado (5%) (0,0010) - ns. Assim, chega-se à conclusão de que não existe diferença significativa, no nível de 5% de probabilidade, pelo teste F, na reação de populações segregantes de pimentão em relação ao vírus Y.

O teste F também pode ser utilizado quando se quer comparar as variâncias de duas amostras (s_1^2 e s_2^2), supostas independentes.

Assim, admitindo-se s_1^2 , calculada com N_1 dados e s_2^2 , com N_2 dados. Diz-se, então, que s_1^2 tem $N_1 - 1$ graus de liberdade e, analogamente, s_2^2 tem $N_2 - 1$ graus de liberdade.

O F neste caso é o quociente entre as duas variâncias, ou seja:

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

Admite-se sempre $s_1^2 > s_2^2$, de modo que tem-se $F > 1$.

O valor de F calculado é comparado com o F tabelado, o qual é obtido em função dos números de graus de liberdade $N_1 - 1$ e $N_2 - 1$, respectivamente, de s_1^2 e s_2^2 .

Neste caso, quando se aplica o teste F está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0: S_1^2 = S_2^2$, isto é, a hipótese de nulidade admite que as duas populações têm a mesma variância;

b) $H_1: S_1^2 > S_2^2$, isto é, a hipótese alternativa admite que a população 1 tem maior variância do que a população 2.

Exemplo 3: Verificar pelo teste F se existe ou não diferença significativa entre as variâncias dos dois tratamentos a partir de dados da TABELA 5.3.

TABELA 5.3 – GANHOS DE PESO (kg), DE LEITOAS DUROC JERSEY ALIMENTADAS COM FENO DE ALFAFA E FENO DE QUICUIO POR UM PERÍODO DE TRÊS MESES

	Feno de Alfafa	Feno de Quicuiu
	67,5 kg	65,0 kg
	70,5 kg	58,5 kg
	76,0 kg	65,0 kg
	67,5 kg	64,0 kg
Médias	70,4 kg	63,1 kg

FONTE: GOMES (1985).

Logo, tem-se:

$$s_1^2 = \frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}}{N - 1}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{(67,5)^2 + (70,5)^2 + (76,0)^2 + (67,5)^2 - \frac{(281,5)^2}{4}}{4 - 1} \\
&= \frac{4.556,25 + 4.970,25 + 5.776,00 + 4.556,25 - \frac{79.242,25}{4}}{3} \\
&= \frac{19.858,75 - 19.810,5625}{3} \\
&= \frac{48,1875}{3} = \mathbf{16,0625} \\
s_2^2 &= \frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}}{N - 1} \\
&= \frac{(65,0)^2 + (58,5)^2 + (65,0)^2 + (64,0)^2 - \frac{(252,5)^2}{4}}{4 - 1} \\
&= \frac{4.225,00 + 3.422,25 + 4.225,00 + 4.096,00 - \frac{63.756,25}{4}}{3} \\
&= \frac{15.968,25 - 15.939,0625}{3} \\
&= \frac{29,1875}{3} = \mathbf{9,7292} \\
F &= \frac{s_1^2}{s_2^2} \\
&= \frac{16,0625}{9,7292} \cong \mathbf{1,65}
\end{aligned}$$

As tabelas de F com $n_1 = 3$ e $n_2 = 3$ fornecem os seguintes valores: 1% = 29,46 e 5% = 9,28.

Desse modo, F calculado (1,65) < F tabelado (5%) (9,28) - ns. Assim, chega-se à conclusão de que não existe diferença significativa, no nível de 5% de probabilidade, pelo teste F, entre as variâncias dos tratamentos, ou seja, as duas rações proporcionam o mesmo ganho de peso em leitoas Duroc Jersey.

5.2 Teste t

O teste t é um teste clássico usado para comparar médias de tratamentos. É mais complexo que o teste de Scheffé, porém é o teste de menor rigor. Por conta disso, o pesquisador deve ter muita cautela no seu uso, ou seja, não deve ser empregado indiscriminadamente.

Na aplicação do referido teste devem-se levar em conta os seguintes requisitos:

a) As comparações feitas pelo teste t devem ser escolhidas antes de serem examinados os dados experimentais;

b) As comparações feitas devem ser, no máximo, iguais ao número de graus de liberdade de tratamentos, o que nem sempre fornece ao pesquisador todas as comparações de interesse;

c) O teste t exige que as comparações definidas sejam contrastes ortogonais.

Mas o que se deve entender por **contraste** e o que são **contrastos ortogonais**?

Se $\hat{m}_1, \hat{m}_2, \hat{m}_3$ e \hat{m}_4 são as médias de quatro tratamentos de um experimento, $\hat{Y}_1 = \hat{m}_1 - \hat{m}_2$, $\hat{Y}_2 = \hat{m}_1 + \hat{m}_2 - 2\hat{m}_3$ e $\hat{Y}_3 = \hat{m}_1 + \hat{m}_2 + \hat{m}_3 - 3\hat{m}_4$ são exemplos de contrastes. O que caracteriza um contraste é que se as médias que nele ocorrem forem todas iguais, o contraste deverá ser nulo. Para que isto aconteça, a soma algébrica dos coeficientes das médias deve ser nula.

De fato, com $\hat{m}_1 = \hat{m}_2 = \hat{m}_3 = \hat{m}_4 = 1$, tem-se:

$$\hat{Y}_1 = 1 - 1 = 0$$

$$\hat{Y}_2 = 1 + 1 - 2(1) = 0$$

$$\hat{Y}_3 = 1 + 1 + 1 - 3(1) = 0$$

Os contrastes podem ser:

a) **simples** – quando envolve apenas dois tratamentos;

b) **múltiplos** – quando mais de dois tratamentos estão envolvidos.

Os contrastes são ortogonais quando o somatório da multiplicação dos coeficientes de cada média em cada contraste é igual a zero.

Considerando o exemplo a seguir, tem-se:

\hat{Y}	\hat{m}_1	\hat{m}_2	\hat{m}_3	\hat{m}_4
\hat{Y}_1	1	-1	0	0
\hat{Y}_2	1	1	-2	0
\hat{Y}_3	1	1	1	-3
$\Sigma =$	1	-1	0	0 = 0

Diz-se então que os contrastes \hat{Y}_1 , \hat{Y}_2 e \hat{Y}_3 são ortogonais.

Pode-se tolerar o uso do teste t para alguns contrastes não ortogonais, desde que o seu número não exceda o número de graus de liberdade de tratamentos.

Na análise de variância, quando se tem mais de dois tratamentos e o teste F for significativo, pode-se utilizar o teste t na comparação de médias de tratamentos, cuja fórmula é a seguinte:

$$t = \frac{\hat{Y}_i - 0}{\sqrt{s^2(\hat{Y})}}$$

onde:

\hat{Y}_i = constante qualquer;

$s^2(\hat{Y})$ = estimativa da variância da estimativa de um contraste.

O valor de $s^2(\hat{Y})$ é obtido através da seguinte fórmula:

a) Para o caso do delineamento inteiramente casualizado, tem-se:

$$s^2(\hat{Y}) = \left(\frac{C_1^2}{r_1} + \frac{C_2^2}{r_2} + \dots + \frac{CN^2}{rN} \right) s^2$$

onde:

C = coeficiente de cada média do contraste;

r = número de repetições da média;

s^2 = estimativa da variância do erro experimental, que corresponde ao quadrado médio do resíduo.

Como, geralmente, na área da agropecuária os pesquisadores têm mais interesse pelos contrastes simples, a fórmula de $s^2(\hat{Y})$ fica da seguinte maneira:

$$s^2(\hat{Y}) = \left(\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2} \right) s^2$$

onde:

r = número de repetições da média;

s^2 = estimativa da variância do erro experimental, que corresponde ao quadrado médio do resíduo.

b) Para o caso do delineamento em blocos casualizados, tem-se:

b.1) Quando nos contrastes simples as médias dos tratamentos avaliados apresentam o mesmo número de repetições (sem parcela perdida), a fórmula de $s^2(\hat{Y})$ fica da seguinte maneira:

$$s^2(\hat{Y}) = \left(\frac{2}{r} \right) s^2$$

onde:

r = número de repetições da média;

s^2 = estimativa da variância do erro experimental, que corresponde ao quadrado médio do resíduo.

b.2) Quando se tem apenas uma parcela perdida, a fórmula de $s^2(\hat{Y})$ fica assim:

$$s^2(\hat{Y}) = \left[\frac{2}{r} + \frac{t}{r(r-1)(t-1)} \right] s^2$$

onde:

t = número de tratamentos do experimento;

r = número de repetições do experimento;

s^2 = estimativa da variância do erro experimental, que corresponde ao quadrado médio do resíduo.

Esta fórmula é usada para comparar contrastes envolvendo a média do tratamento com uma parcela perdida e a média de qualquer um dos tratamentos sem parcela perdida.

b.3) Quando se tem mais de uma parcela perdida, a fórmula de $s^2(\hat{Y})$ fica assim:

$$s^2(\hat{Y}) = \left(\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2} \right) s^2$$

onde:

r = número efetivo de repetições;

s^2 = estimativa da variância do erro experimental, que corresponde ao quadrado médio do resíduo.

Os valores de r , número efetivo de repetições, são obtidos através da regra prática de Taylor, ou seja, considerando-se o contraste $\hat{Y} = \hat{m}_i - \hat{m}_u$, entre as médias dos tratamentos **i** e **u**. O tratamento **i** terá o seguinte número efetivo de repetições: valor 1 para os blocos onde os tratamentos **i** e **u** aparecem; valor $\frac{t-2}{t-1}$ nos blocos onde o tratamento **i** aparece e o tratamento **u** não aparece, sendo t = número de tratamentos do experimento; valor 0 nos blocos onde o tratamento **i** não aparece (o tratamento **u** pode aparecer ou não). A soma dos valores de todos os blocos constituirá o número efetivo de repetições do tratamento **i**. Para o tratamento **u** segue-se a mesma regra.

Esta fórmula é usada para comparar contrastes envolvendo a média do tratamento com uma parcela perdida e a média de qualquer um dos tratamentos sem parcela perdida, bem como contraste envolvendo duas médias de tratamentos com parcelas perdidas.

c) Para o caso do delineamento em quadrado latino, tem-se:

c.1) Quando nos contrastes simples as médias dos tratamentos avaliados apresentam o mesmo número de repetições (sem parcela perdida), a fórmula de $s^2(\hat{Y})$ fica da seguinte maneira:

$$s^2(\hat{Y}) = \left(\frac{2}{r} \right) s^2$$

onde:

r = número de repetições da média;

s^2 = estimativa da variância do erro experimental, que corresponde ao quadrado médio do resíduo.

c.2) Quando se tem apenas uma parcela perdida, a fórmula de $s^2 (\hat{Y})$ fica assim:

$$s^2 (\hat{Y}) = \left[\frac{2}{r} + \frac{1}{(r-1)(r-2)} \right] s^2$$

onde:

r = número de repetições do experimento;

s^2 = estimativa da variância do erro experimental, que corresponde ao quadrado médio do resíduo.

Esta fórmula é usada para comparar contrastes envolvendo a média do tratamento com uma parcela perdida e a média de qualquer um dos tratamentos sem parcela perdida.

c.3) Quando se tem mais de uma parcela perdida, deve-se seguir o mesmo procedimento visto para o delineamento em blocos casualizados.

Para verificar a significância estatística dos contrastes, compara-se o valor de t calculado de cada contraste com o valor de t tabelado, com n_1 = nível de significância (o nível de 5% de probabilidade é o mais utilizado na prática) e n_2 = graus de liberdade do resíduo (TABELA A.7).

Logo, tem-se:

t calculado $\geq t$ tabelado (5%) - * (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 95% de que o contraste seja diferente de zero);

t calculado $< t$ tabelado (5%) - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade o contraste não difere de zero).

Quando se aplica o teste t está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : Y = 0$ (tratamentos semelhantes);

b) $H_1 : Y \neq 0$ (tratamentos diferentes).

Exemplo 4: Verificar pelo teste t se existe ou não diferença significativa em um grupo escolhido de contrastes ortogonais a partir de dados da TABELA 5.4.

TABELA 5.4 – PRODUÇÃO MÉDIA (kg DE AÇÚCAR/t DE CANA), E VALORES DE GLR, QMR E F DE VARIEDADES DE CANA-DE-AÇÚCAR (*Saccharum officinarum* L.). PIRACICABA-SP

Variedades	Médias 1/
1 – Co 775	133,75
2 – Co 740	133,10
3 – Co 421	120,43
4 – Co 678	118,46
5 – Co 419	114,77
6 – Co 413	113,92
GL Resíduo	18

QM Resíduo	83,3753
F	3,77 *

FONTE: CAMPOS (1984).

NOTA: (1/) Dados médios provenientes de quatro repetições no delineamento inteiramente casualizado.

Podem-se organizar diversos grupos de contrastes ortogonais com os seis tratamentos, sendo que cada grupo deverá ter, no máximo, cinco contrastes.

Por exemplo, pode-se ter os seguintes contrastes ortogonais:

$$\hat{Y}_1 = \hat{m}_1 + \hat{m}_2 - \hat{m}_3 + \hat{m}_4 - \hat{m}_5 - \hat{m}_6$$

$$\hat{Y}_2 = 2\hat{m}_3 - \hat{m}_5 - \hat{m}_6$$

$$\hat{Y}_3 = \hat{m}_5 - \hat{m}_6$$

$$\hat{Y}_4 = \hat{m}_1 + \hat{m}_2 - 2\hat{m}_4$$

$$\hat{Y}_5 = \hat{m}_1 - \hat{m}_2$$

Considerando-se que eles foram estabelecidos a priori, isto é, não foram sugeridos pelos próprios resultados, então se pode aplicar o teste t.

Para o contraste \hat{Y}_1 tem-se:

$$\hat{Y}_1 = \hat{m}_1 + \hat{m}_2 - \hat{m}_3 + \hat{m}_4 - \hat{m}_5 - \hat{m}_6$$

$$= 133,75 + 133,10 - 120,43 + 118,46 - 114,77 - 113,92 = \mathbf{36,19}$$

$$s^2(\hat{Y}) = \left(\frac{C_1^2}{r_1} + \frac{C_2^2}{r_2} + \dots + \frac{CN^2}{rN} \right) s^2$$

$$= \left[\frac{(1)^2}{4} + \frac{(1)^2}{4} + \frac{(-1)^2}{4} + \frac{(1)^2}{4} + \frac{(-1)^2}{4} + \frac{(-1)^2}{4} \right] 83,3753$$

$$= \left(\frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} \right) 83,3753$$

$$= \left(\frac{6}{4} \right) 83,3753$$

$$= (1,5) 83,3753 \cong \mathbf{125,0630}$$

$$\begin{aligned}
 t &= \frac{\hat{Y}_i - 0}{\sqrt{s^2(\hat{Y})}} \\
 &= \frac{36,19 - 0}{\sqrt{125,0630}} \\
 &= \frac{36,19}{11,1832} \cong \mathbf{3,24}
 \end{aligned}$$

O procedimento é o mesmo para os demais contrastes, cujos resultados estão contidos na tabela a seguir:

Contraste	Valor	$S^2(\hat{Y})$	t calculado
\hat{Y}_1	36,19	125,0630	3,24 *
\hat{Y}_2	12,17	125,0630	1,09 ns
\hat{Y}_3	0,85	41,6877	0,13 ns
\hat{Y}_4	29,93	125,0630	2,68 *
\hat{Y}_5	0,65	41,6877	0,10 ns
t tabelado (5%)			2,10

De acordo com os resultados do teste t, pode-se concluir:

a) O contraste \hat{Y}_1 foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a média dos rendimentos de açúcar das variedades Co 775, Co 740 e Co 678 é significativamente maior do que a média dos rendimentos de açúcar das demais variedades.

b) O contraste \hat{Y}_2 não foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, o rendimento médio de açúcar da variedade Co 421 não difere da média dos rendimentos de açúcar das variedades Co 419 e Co 413.

c) O contraste \hat{Y}_3 não foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, as variedades Co 419 e Co 413 apresentam rendimentos médios de açúcar semelhantes.

d) O contraste \hat{Y}_4 foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a média dos rendimentos de açúcar das variedades Co 775 e Co 740 é significativamente maior do que o rendimento médio de açúcar da variedade Co 678.

e) O contraste \hat{Y}_5 não foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, as variedades Co 775 e Co 740 apresentam rendimentos médios de açúcar semelhantes.

O teste t também pode ser utilizado quando se quer comparar as médias de duas amostras (\hat{m}_1 e \hat{m}_2).

Assim, \hat{m}_1 é calculada com N_1 dados e \hat{m}_2 , com N_2 dados. Diz-se, então, que \hat{m}_1 tem $N_1 - 1$ graus de liberdade e, analogamente, \hat{m}_2 tem $N_2 - 1$ graus de liberdade.

O valor de t é dado pela fórmula:

$$t = \frac{\hat{m}_1 - \hat{m}_2}{\sqrt{s_m^2 \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} \right)}}$$

onde:

s_m^2 = média das variâncias das duas amostras (s_1^2 e s_2^2).

O valor de s_m^2 é dado pela fórmula:

$$s_m^2 = \frac{s_1^2 + s_2^2}{2} = \frac{\left[\frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N_1}}{N_1 - 1} \right] + \left[\frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N_2}}{N_2 - 1} \right]}{2}$$

Neste caso, o valor de t calculado é comparado com o de t tabelado da mesma forma como foi visto anteriormente. Contudo, o valor de t tabelado é obtido na tabela (TABELA A.7) com n_1 = nível de significância (o nível de 5% de probabilidade é o mais utilizado na prática) e n_2 = graus de liberdade, que é igual a $N_1 + N_2 - 2$.

Quando se aplica o teste t, nesta situação, está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : \hat{m}_1 = \hat{m}_2$, isto é, a hipótese de nulidade admite que as duas populações têm a mesma média;

b) $H_1 : \hat{m}_1 \neq \hat{m}_2$, isto é, a hipótese alternativa admite que as duas populações têm médias diferentes.

Exemplo 5: Verificar pelo teste t se existe ou não diferença significativa entre as médias dos dois tratamentos a partir de dados da TABELA 5.5.

TABELA 5.5 – PRODUÇÃO MÉDIA (t/ha) DE DUAS VARIEDADES DE BATATINHA (*Solanum tuberosum* L.) DURANTE CINCO ANOS

Variedades	Ano					Médias
	1º	2º	3º	4º	5º	
A	3,81	3,36	4,60	2,80	5,04	3,92
B	3,36	1,91	3,70	2,80	2,80	2,91

FONTE: Adaptado de CENTENO (1982).

Logo, tem-se:

$$s_A^2 = \frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}}{N - 1}$$

$$= \frac{(3,81)^2 + (3,36)^2 + (4,60)^2 + (2,80)^2 + (5,04)^2 - \frac{(19,61)^2}{5}}{5 - 1}$$

$$= \frac{14,5161 + 11,2896 + 21,1600 + 7,8400 + 25,4016 - \frac{384,5521}{5}}{4}$$

$$= \frac{80,2073 - 76,91042}{4}$$

$$= \frac{3,29688}{4} = \mathbf{0,82422}$$

$$s_B^2 = \frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}}{N - 1}$$

$$= \frac{(3,36)^2 + (1,91)^2 + (3,70)^2 + (2,80)^2 + (2,80)^2 - \frac{(14,57)^2}{5}}{5 - 1}$$

$$= \frac{11,2896 + 3,6481 + 13,6900 + 7,8400 + 7,8400 - \frac{212,2849}{5}}{4}$$

$$= \frac{44,3077 - 42,45698}{4}$$

$$= \frac{1,85072}{4} = \mathbf{0,46268}$$

$$s_m^2 = \frac{s_A^2 + s_B^2}{2}$$

$$= \frac{0,82422 + 0,46268}{2}$$

$$= \frac{1,2869}{2} = \mathbf{0,64345}$$

$$\hat{m}_A = \frac{19,61}{5} = \mathbf{3,92}$$

$$\hat{m}_B = \frac{14,57}{5} = \mathbf{2,91}$$

$$\begin{aligned}
t &= \frac{\hat{m}_A - \hat{m}_B}{\sqrt{s_m^2 \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} \right)}} \\
&= \frac{3,92 - 2,91}{\sqrt{0,64345 \left(\frac{1}{5} + \frac{1}{5} \right)}} \\
&= \frac{1,01}{\sqrt{0,64345 \left(\frac{2}{5} \right)}} \\
&= \frac{1,01}{\sqrt{0,64345 (0,4)}} \\
&= \frac{1,01}{\sqrt{0,25738}} \\
&= \frac{1,01}{0,50733} \cong \mathbf{1,99 \text{ ns}}
\end{aligned}$$

$$t \text{ tabelado (5\%)} = 2,31$$

De acordo com o resultado obtido pode-se concluir que o contraste não foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, as duas variedades de batatinha são igualmente produtivas.

5.3 Teste de Bonferroni (t_B)

O teste de Bonferroni é um aperfeiçoamento do teste t e para a sua aplicação o pesquisador deve levar em conta os mesmos requisitos deste.

Esse aperfeiçoamento se deve ao fato de que o teste t aplicado para dois ou mais contrastes num mesmo experimento não é exato. Por exemplo, na aplicação do teste t , onde se usaram os dados da TABELA 5.4 (Exemplo 4), foi de 5% o nível de significância adotado para cada um dos cinco contrastes. A probabilidade de que um, pelo menos, seja significativo, por simples acaso, é, aproximadamente, de $5 \times 5 = 25\%$. No geral, se o nível de probabilidade for α para cada contraste, a probabilidade de que pelo menos um dos n contrastes ortogonais seja significativo é de $n\alpha$.

Para resolver esse problema, o teste de Bonferroni indica o uso, para cada contraste, de um nível de probabilidade $\alpha' = \frac{\alpha}{n}$, pois então, para o conjunto tem-se $n \times \alpha' = \alpha$. No Exemplo 4, com $\alpha = 5\%$ e $n = 5$, o valor de t_B para cada contraste deve corresponder a uma probabilidade de $\frac{5}{5} = 1\%$. O resultado efetivo desse procedimento é

a alteração do nível de significância para a determinação do valor tabelado de t (TABELA A.7), dividindo-se o nível nominal (o nível de 5% de probabilidade é o mais utilizado na prática) pelo número de contrastes ortogonais. Contudo, quanto maior o número de contrastes, menor será o nível de significância para cada um dos contrastes em questão, de modo que este teste só será útil se o número de tratamentos do experimento não for muito elevado.

Na análise de variância, quando se tem mais de dois tratamentos e o teste F for significativo, pode-se utilizar o teste de Bonferroni na comparação de médias de tratamentos, cuja fórmula é a seguinte:

$$t_B = \frac{\hat{Y}_i - 0}{\sqrt{s^2(\hat{Y})}}$$

onde:

\hat{Y}_i = constante qualquer;

$s^2(\hat{Y})$ = estimativa da variância da estimativa de um contraste (ver teste t).

Para verificar a significância estatística dos contrastes, compara-se o valor de t_B calculado de cada contraste com o valor de t_B tabelado, com n_1 = nível de significância α' = $\frac{\alpha}{n}$ e n_2 = graus de liberdade do resíduo (TABELA A.7).

Logo, tem-se:

t_B calculado $\geq t_B$ tabelado (α') - existe diferença significativa entre os tratamentos no nível α' de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 100 - α' % de que o contraste seja diferente de zero;

t_B calculado $< t_B$ tabelado (α') - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível α' de probabilidade, ou seja, com 100 - α' % de probabilidade o contraste não difere de zero).

Quando se aplica o teste t_B está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : Y = 0$ (tratamentos semelhantes);

b) $H_1 : Y \neq 0$ (tratamentos diferentes).

Considerando os dados do Exemplo 4, têm-se os seguintes resultados que estão contidos na tabela a seguir:

Contraste	Valor	$s^2(\hat{Y})$	t_B calculado
\hat{Y}_1	36,19	125,0630	3,24 **
\hat{Y}_2	12,17	125,0630	1,09 ns
\hat{Y}_3	0,85	41,6877	0,13 ns
\hat{Y}_4	29,93	125,0630	2,68 ns
\hat{Y}_5	0,65	41,6877	0,10 ns
t_B tabelado (1%)			2,88

De acordo com os resultados do teste t de Bonferroni, pode-se concluir:

a) O contraste \hat{Y}_1 foi significativo no nível de 1% de probabilidade, ou seja, a média dos rendimentos de açúcar das variedades Co 775, Co 740 e Co 678 é significativamente maior do que a média dos rendimentos de açúcar das demais variedades.

b) O contraste \hat{Y}_2 não foi significativo no nível de 1% de probabilidade, ou seja, o rendimento médio de açúcar da variedade Co 421 não difere da média dos rendimentos de açúcar das variedades Co 419 e Co 413.

c) O contraste \hat{Y}_3 não foi significativo no nível de 1% de probabilidade, ou seja, as variedades Co 419 e Co 413 apresentam rendimentos médios de açúcar semelhantes.

d) O contraste \hat{Y}_4 não foi significativo no nível de 1% de probabilidade, ou seja, a média dos rendimentos de açúcar das variedades Co 775 e Co 740 não difere do rendimento médio de açúcar da variedade Co 678.

e) O contraste \hat{Y}_5 não foi significativo no nível de 1% de probabilidade, ou seja, as variedades Co 775 e Co 740 apresentam rendimentos médios de açúcar semelhantes.

Observa-se o rigor do teste de Bonferroni neste exemplo em relação ao teste t, pois ele detectou diferença significativa entre os tratamentos apenas no contraste \hat{Y}_1 , enquanto que o teste “t” encontrou diferença significativa nos contrastes \hat{Y}_1 e \hat{Y}_4 .

5.4 Teste LSD

O teste da diferença mínima significativa (LSD), apesar de sujeito a severas restrições, ainda é um teste que pode ser empregado na comparação de médias de tratamentos. Apesar desse teste se basear no teste t, sua aplicação é muito mais simples, por ter apenas um valor do LSD para comparar com todos os contrastes, o que não ocorre com o teste t. Desde que seja utilizado com cuidado, não conduz a erros demasiados.

Na análise de variância, quando o teste F for significativo e se tem mais de dois tratamentos, o teste LSD é o mais utilizado quando se deseja fazer comparações planejadas (são comparações definidas antes de serem examinados os dados experimentais) de médias pareadas. Neste caso, cada média aparece em somente uma comparação.

Sua fórmula é a seguinte:

$$\text{LSD (5\%)} = t (5\%) s (\hat{Y})$$

onde:

$t (5\%)$ = valor tabelado do teste t no nível de 5% de probabilidade (TABELA A.7);

$s (\hat{Y})$ = estimativa do desvio padrão da estimativa de um contraste, que corresponde à raiz quadrada da estimativa da variância da estimativa de um contraste [$s^2 (\hat{Y})$], ver teste t.

Quando as médias dos tratamentos avaliados apresentarem número de repetições diferentes (caso de parcelas perdidas), o valor de $s (\hat{Y})$ depende do delineamento estatístico utilizado (ver teste “t”).

O valor de cada contraste (\hat{Y}) é comparado com o valor de LSD. Logo, tem-se:

$\hat{Y} \geq \text{LSD (5\%)} - *$ (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 95% de que o contraste seja diferente de zero);

$\hat{Y} < \text{LSD (5\%)} - \text{ns}$ (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade o contraste não difere de zero).

Quando se aplica o teste LSD, está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : \hat{Y} = 0$ (tratamentos semelhantes);

b) $H_1 : \hat{Y} \neq 0$ (tratamentos diferentes).

Exemplo 6: Verificar pelo teste LSD se existe ou não diferença significativa entre as médias pareadas a partir de dados da TABELA 5.6.

TABELA 5.6 – EFEITO DA CEROSIDADE FOLIAR NA REAÇÃO DE VARIEDADES DE CEBOLA (*Allium cepa* L.) A HERBICIDAS DE PÓS-EMERGÊNCIA EM PLANTAS AVALIADAS AOS 54 DIAS APÓS A SEMEADURA, EXPRESSO ATRAVÉS DE UMA ESCALA DE NOTAS, E VALORES DE GL RESÍDUO, QM RESÍDUO, F E CV. PIRACICABA-SP

Variedades	BENTAZON 1/		PROMETRIN 1/	
	A	B	A	B
1 - BARREIRO SMP-IV	2,7 +	4,1	3,2	4,3
2 - ROXA CHATA SMP-IV	3,0	3,6	3,2	3,9
3 - BAIA PERIFORME	2,9	4,0	3,1	4,0
4 - RED CREOLE	3,1	4,4	3,2	4,4
GL Resíduo	60			
QM Resíduo	0,17154			
F Variedades	14,07 **			
Coeficiente de Variação: %	11,50			

FONTE: FERREIRA e COSTA (1982).

NOTAS: (**) Significativo no nível de 1% de probabilidade.

(1/) Herbicidas de pós-emergência.

(A) Cerosidade foliar mantida.

(B) Cerosidade foliar removida.

(+) Dados médios provenientes de quatro repetições no delineamento inteiramente casualizado.

Considerando-se que os contrastes foram estabelecidos a priori, então se pode aplicar o teste LSD.

Para o herbicida BENTAZON tem-se:

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1 &= \hat{m}_A - \hat{m}_B \\ &= 2,7 - 4,1 = \mathbf{1,4}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_2 &= \hat{m}_A - \hat{m}_B \\ &= 3,0 - 3,6 = \mathbf{0,6}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_3 &= \hat{m}_A - \hat{m}_B \\ &= 2,9 - 4,0 = \mathbf{1,1}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_4 &= \hat{m}_A - \hat{m}_B \\ &= 3,1 - 4,4 = \mathbf{1,3}\end{aligned}$$

Para o herbicida PROMETRIN tem-se:

$$\begin{aligned}\hat{Y}_1 &= \hat{m}_A - \hat{m}_B \\ &= 3,2 - 4,3 = \mathbf{1,1}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_2 &= \hat{m}_A - \hat{m}_B \\ &= 3,2 - 3,9 = \mathbf{0,7}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_3 &= \hat{m}_A - \hat{m}_B \\ &= 3,1 - 4,0 = \mathbf{0,9}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_4 &= \hat{m}_A - \hat{m}_B \\ &= 3,2 - 4,4 = \mathbf{1,2}\end{aligned}$$

$$\text{LSD (5\%)} = t (5\%) s (\hat{Y})$$

$$= 2,0 \sqrt{\frac{2,0 \times 0,17154}{4}}$$

$$= 2,0 \sqrt{\frac{0,34308}{4}}$$

$$= 2,0 \sqrt{0,08577}$$

$$= 2,0 (0,29287) \cong \mathbf{0,586}$$

Os resultados obtidos estão contidos na tabela a seguir:

Variedades	BENTAZON	PROMETRIN
------------	----------	-----------

	A	B	\hat{Y}	A	B	\hat{Y}
BARREIRO SMP-IV	2,7	4,1	1,4 *	3,2	4,3	1,1 *
ROXA CHATA SMP-IV	3,0	3,6	0,6 *	3,2	3,9	0,7 *
BAIA PERIFORME	2,9	4,0	1,1 *	3,1	4,0	0,9 *
REF CREOLE	3,1	4,4	1,3 *	3,2	4,4	1,2 *
LSD (5%)			0,586			0,586

NOTA: (*) Significativo no nível de 5% de probabilidade pelo teste LSD.

De acordo com os resultados do teste LSD, pode-se concluir:

a) Com relação ao herbicida de pós-emergência BENTAZON, todos os contrastes foram significativos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, em todas as variedades de cebola avaliadas, a cerosidade foliar mantida apresentou menor índice de injúrias foliares do que a cerosidade foliar removida.

b) Com relação ao herbicida de pós-emergência PROMETRIN, todos os contrastes foram significativos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, em todas as variedades de cebola avaliadas, a cerosidade foliar mantida apresentou menor índice de injúrias foliares do que a cerosidade foliar removida.

O teste LSD pode também ser utilizado na comparação de todas as médias com um tratamento controle ou testemunha, ou na comparação de todas as médias entre si. Porém, recomenda-se o uso do teste LSD em comparações planejadas de médias pareadas, visto que têm testes específicos e mais rigorosos para os outros tipos de comparação.

5.5 Teste LSDB

O teste da diferença mínima significativa de Bonferroni (LSDB) é um aperfeiçoamento do teste **LSD** e para a sua aplicação o pesquisador deve levar em conta os mesmos requisitos deste.

Na análise de variância, quando o teste F for significativo e se tem mais de dois tratamentos, o teste LSDB é o mais utilizado quando se deseja fazer comparações planejadas de médias pareadas. Neste caso, cada média aparece em somente uma comparação.

Sua fórmula é a seguinte:

$$\text{LSDB}(\alpha') = t_B(\alpha') s(\hat{Y})$$

onde:

$t_B(\alpha')$ = valor tabelado do teste t no nível α' de probabilidade, obtido com n_1 = nível de significância $\alpha' = \frac{\alpha}{n}$, onde α é o nível de 5% de probabilidade, que é o mais utilizado na prática, e n o número de contrastes ortogonais, e n_2 = graus de liberdade do resíduo (TABELA A.7);

$s(\hat{Y})$ = estimativa do desvio padrão da estimativa de um contraste, que corresponde à raiz quadrada da estimativa da variância da estimativa de um contraste [$s^2(\hat{Y})$], ver teste t.

Quando as médias dos tratamentos avaliados apresentarem número de repetições diferentes (caso de parcelas perdidas), o valor de $s(\hat{Y})$ depende do delineamento estatístico utilizado (ver teste “t”).

O valor de cada contraste (\hat{Y}) é comparado com o valor de LSDB. Logo, tem-se:

$\hat{Y} \geq \text{LSDB}(\alpha')$ - existe diferença significativa entre os tratamentos no nível α' de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de $100 - \alpha'\%$ de que o contraste seja diferente de zero;

$\hat{Y} < \text{LSDB}(\alpha')$ - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível α' de probabilidade, ou seja, com $100 - \alpha'\%$ de probabilidade o contraste não difere de zero).

Quando se aplica o teste LSDB, está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : \hat{Y} = 0$ (tratamentos semelhantes);

b) $H_1 : \hat{Y} \neq 0$ (tratamentos diferentes).

Considerando os dados do Exemplo 6, têm-se:

Para o herbicida BENTAZON:

$$\hat{Y}_1 = \hat{m}_A - \hat{m}_B$$

$$= 2,7 - 4,1 = \mathbf{1,4}$$

$$\hat{Y}_2 = \hat{m}_A - \hat{m}_B$$

$$= 3,0 - 3,6 = \mathbf{0,6}$$

$$\hat{Y}_3 = \hat{m}_A - \hat{m}_B$$

$$= 2,9 - 4,0 = \mathbf{1,1}$$

$$\hat{Y}_4 = \hat{m}_A - \hat{m}_B$$

$$= 3,1 - 4,4 = \mathbf{1,3}$$

Para o herbicida PROMETRIN:

$$\hat{Y}_1 = \hat{m}_A - \hat{m}_B$$

$$= 3,2 - 4,3 = \mathbf{1,1}$$

$$\hat{Y}_2 = \hat{m}_A - \hat{m}_B$$

$$= 3,2 - 3,9 = \mathbf{0,7}$$

$$\hat{Y}_3 = \hat{m}_A - \hat{m}_B$$

$$= 3,1 - 4,0 = \mathbf{0,9}$$

$$\hat{Y}_4 = \hat{m}_A - \hat{m}_B$$

$$= 3,2 - 4,4 = \mathbf{1,2}$$

$$\text{LSDB} (\alpha') = t_B (\alpha') s (\hat{Y})$$

$$\alpha' = \frac{\alpha}{n}$$

$$= \frac{5\%}{4} = \mathbf{1,25\%}$$

$$t_B = \mathbf{2,5925}$$

$$= 2,5925 \sqrt{\frac{2,0 \times 0,17154}{4}}$$

$$= 2,5925 \sqrt{\frac{0,34308}{4}}$$

$$= 2,5925 \sqrt{0,08577}$$

$$= 2,5925 (0,29287) \cong \mathbf{0,759}$$

Os resultados obtidos estão contidos na tabela a seguir:

Variedades	BENTAZON			PROMETRIN		
	A	B	\hat{Y}	A	B	\hat{Y}
BARREIRO SMP-IV	2,7	4,1	1,4 **	3,2	4,3	1,1 **
ROXA CHATA SMP-IV	3,0	3,6	0,6 ns	3,2	3,9	0,7 ns
BAIA PERIFORME	2,9	4,0	1,1 **	3,1	4,0	0,9 **
REF CREOLE	3,1	4,4	1,3 **	3,2	4,4	1,2 **
LSDB (1,25%)	0,759			0,759		

NOTA: (**) Significativo no nível de 1,25% de probabilidade pelo teste LSDB.

De acordo com os resultados do teste LSDB, pode-se concluir:

a) Com relação ao herbicida de pós-emergência BENTAZON, apenas um contraste foi não significativo no nível de 1,25% de probabilidade, ou seja, na variedade

de cebola ROXA CHATA SMP-IV, a cerosidade foliar mantida apresentou o mesmo índice de injúrias foliares que a cerosidade foliar removida. Por outro lado, os demais contrastes foram significativos no nível de 1,25% de probabilidade, ou seja, nas outras variedades de cebola avaliadas, a cerosidade foliar mantida apresentou menor índice de injúrias foliares do que a cerosidade foliar removida.

b) Com relação ao herbicida de pós-emergência PROMETRIN, apenas um contraste foi não significativo no nível de 1,25% de probabilidade, ou seja, na variedade de cebola ROXA CHATA SMP-IV, a cerosidade foliar mantida apresentou o mesmo índice de injúrias foliares que a cerosidade foliar removida. Por outro lado, os demais contrastes foram significativos no nível de 1,25% de probabilidade, ou seja, nas outras variedades de cebola avaliadas, a cerosidade foliar mantida apresentou menor índice de injúrias foliares do que a cerosidade foliar removida.

Observa-se o rigor do teste LSDB neste exemplo em relação ao teste LSD, pois ele detectou diferença significativa entre os tratamentos apenas em três contrastes dos quatro avaliados para cada herbicida de pós-emergência, enquanto que o teste LSD encontrou diferença significativa em todos os contrastes avaliados dentro de cada herbicida de pós-emergência.

O teste LSDB pode também ser utilizado na comparação de todas as médias com um tratamento controle ou testemunha, ou na comparação de todas as médias entre si. Porém, recomenda-se o uso do teste LSDB em comparações planejadas de médias pareadas, visto que têm testes específicos e mais rigorosos para os outros tipos de comparação.

5.6 Teste de Dunnett

O teste de Dunnett (d') é usado na análise de variância quando se procura comparar todas as médias de tratamentos com um controle ou testemunha, desde que o teste F seja significativo e se tenha mais de dois tratamentos. Sua aplicação é muito simples, por ter apenas um valor de d' para comparar com todos os contrastes.

Sua fórmula é a seguinte:

$$d'(5\%) = t'(5\%) s(\hat{Y})$$

onde:

$t'(5\%)$ = valor tabelado do teste de Dunnett no nível de 5% de probabilidade (TABELAS A.8 e A.9);

$s(\hat{Y})$ = estimativa do desvio padrão da estimativa de um contraste, que corresponde à raiz quadrada da estimativa da variância da estimativa de um contraste [$s^2(\hat{Y})$], ver teste t.

No caso de se querer usar o teste de Dunnett no nível de 1% de probabilidade, tem-se as mesmas tabelas (TABELAS A.8 e A.9) para se obter o valor de t' . A TABELA A.8 é usada para as comparações unilaterais, ou seja, quando todas as médias dos tratamentos forem inferiores ou superiores ao controle, enquanto a TABELA A.9 é usada para comparações bilaterais, ou seja, quando algumas médias de tratamentos forem inferiores e outras superiores ao controle.

Quando as médias dos tratamentos avaliados apresentarem número de repetições diferentes (caso de parcelas perdidas), o valor de $s(\hat{Y})$ depende do delineamento estatístico utilizado (ver teste “t”).

O valor de cada contraste (\hat{Y}) é comparado com o valor de d' . Logo, tem-se:

$\hat{Y} \geq d'(5\%)$ - * (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 95% de que o contraste seja diferente de zero);

$\hat{Y} < d'(5\%)$ - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade de 95% de que o contraste não difere de zero).

Quando se aplica o teste de Dunnett, está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0: \hat{Y} = 0$ (tratamento semelhante ao controle);

b) $H_1: \hat{Y} \neq 0$ (tratamento diferente do controle).

Exemplo 7: Verificar pelo teste de Dunnett se existe ou não diferença significativa dos tratamentos em relação ao controle a partir de dados da TABELA 5.7.

TABELA 5.7 – GANHOS DE PESO (kg), E VALORES DE GL RESÍDUO, QM RESÍDUO E F DE PORCOS ALIMENTADOS COM QUATRO RAÇÕES

Rações	Média 1/
A	26,0
B	39,0
C	32,0
D (Controle)	22,0
GL Resíduo	16
QM Resíduo = s^2	68,75
F	3,99 *

FONTE: Adaptado de GOMES (1985).

NOTA: (1/) Dados médios provenientes de cinco repetições no delineamento inteiramente casualizado.

Logo, tem-se:

$$d'(5\%) = t'(5\%) s(\hat{Y})$$

$$= 2,23 \sqrt{\frac{2 \times 68,75}{5}}$$

$$= 2,23 \sqrt{\frac{137,50}{5}}$$

$$= 2,23 \sqrt{27,5}$$

$$= 2,23 (5,244044) \cong \mathbf{11,69}$$

$$\hat{Y}_1 = \hat{m}_A - \hat{m}_D$$

$$= 26,0 - 22,0 = \mathbf{4,0 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_2 = \hat{m}_B - \hat{m}_D$$

$$= 39,0 - 22,0 = \mathbf{17,0 *}$$

$$\hat{Y}_3 = \hat{m}_C - \hat{m}_D$$

$$= 32,0 - 22,0 = \mathbf{10,0 \text{ ns}}$$

De acordo com os resultados do teste de Dunnett, pode-se concluir que apenas o contraste \hat{Y}_2 foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a ração B diferiu da ração D (controle) proporcionando um maior ganho de peso em porcos, enquanto que as rações A e C foram semelhantes ao controle.

5.7 Teste de Tukey

O teste de Tukey (Δ) é usado na análise de variância para comparar todo e qualquer contraste entre duas médias de tratamentos. É o teste de comparação de médias de tratamentos mais usado na experimentação agropecuária, por ser bastante rigoroso e de fácil aplicação. Contudo, quando o experimento tem um número elevado de tratamentos, não é aconselhável o seu uso. Ele é mais exato quando o número de repetições das médias dos tratamentos avaliados é igual.

Quando o teste F não for significativo, é norma geral não se aplicar o teste de Tukey ou qualquer teste de comparação de médias de tratamentos (se estiver próximo da significância é aconselhável a aplicação). Por outro lado, pode ocorrer que o teste F tenha sido significativo e o teste de Tukey não acuse nenhum contraste significativo. Nestes casos tem-se três alternativas a seguir, são elas:

- a) Substitui-se o teste de Tukey pelo teste de Duncan que é menos rigoroso;
- b) Aplica-se o teste de Tukey no nível de 10% de probabilidade;
- c) Simplesmente aceita-se o resultado (não significativo) admitindo-se que o (s) contraste(s) significativo(s) que o teste F diz existir, envolve mais de duas médias, sendo portanto, geralmente, de pouco interesse prático.

Quando as médias de tratamentos apresentam o mesmo número de repetições, sua fórmula é a seguinte:

$$\Delta(5\%) = q \frac{s}{\sqrt{r}}$$

onde:

q = valor da amplitude total estudentizada no nível de 5% de probabilidade (TABELA A.10);
s = estimativa do desvio padrão do erro experimental, que corresponde à raiz quadrada do quadrado médio do resíduo;
r = número de repetições do experimento e/ou da média.

No caso de querer-se usar o teste de Tukey no nível de 1% de probabilidade, tem-se a TABELA A.11 para obter-se o valor de q.

O valor de cada contraste (\hat{Y}) é comparado com o valor de Δ . Logo, tem-se:

$\hat{Y} \geq \Delta$ (5%) - * (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 95% de que o contraste seja diferente de zero);

$\hat{Y} < \Delta$ (5%) - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade o contraste não difere de zero).

Quando se aplica o teste de Tukey, está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : \hat{Y} = 0$ (tratamentos semelhantes);

b) $H_1 : \hat{Y} \neq 0$ (tratamentos diferentes).

Exemplo 8: Verificar pelo teste de Tukey se existe ou não diferença significativa entre os tratamentos a partir dos dados da TABELA 5.8.

TABELA 5.8 – NÚMERO TOTAL DE FOLHAS POR PLANTA EM TRÊS CULTIVARES DE ALFACE (*Lactuca sativa* L.), E VALORES DE GL RESÍDUO, QM RESÍDUO E F

Cultivares	Número total de folhas por planta 1/
1. MARAVILHA DE QUATRO ESTAÇÕES	25,80
2. MARAVILHA DE INVERNO	29,53
3. REPOLHADA SEM RIVAL	25,73
GL Resíduo	11
QM Resíduo	6,673264
F	5,69 *

FONTE: SILVA e FERREIRA (1985).

NOTA: (1/) Dados médios provenientes de oito repetições no delineamento em blocos casualizados.

Logo, tem-se:

$$\begin{aligned}
\Delta(5\%) &= q \frac{s}{\sqrt{r}} \\
&= 3,82 \sqrt{\frac{6,673264}{8}} \\
&= 3,82 \sqrt{0,834158}
\end{aligned}$$

$$= 3,82 (0,913323) \cong \mathbf{3,49}$$

$$\hat{Y}_1 = \hat{m}_1 - \hat{m}_2$$

$$= 25,80 - 29,53 = \mathbf{3,73 *}$$

$$\hat{Y}_2 = \hat{m}_1 - \hat{m}_3$$

$$= 25,80 - 25,73 = \mathbf{0,07 ns}$$

$$\hat{Y}_3 = \hat{m}_2 - \hat{m}_3$$

$$= 29,53 - 25,73 = \mathbf{3,80 *}$$

De acordo com os resultados do teste de Tukey, pode-se concluir:

a) Apenas um contraste foi não significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, as cultivares de alface MARAVILHA DE QUATRO ESTAÇÕES e REPOLHODA SEM RIVAL são semelhantes quanto ao número de folhas por planta.

b) Os demais contrastes foram significativos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a cultivar de alface MARAVILHA DE INVERNO apresenta um maior número de folhas por planta do que as cultivares MARAVILHA DE QUATRO ESTAÇÕES e REPOLHODA SEM RIVAL.

Quando as médias de tratamentos apresentam número de repetições diferentes (caso de parcelas perdidas), a fórmula do teste de Tukey é a seguinte:

$$\Delta(5\%) = q \sqrt{\frac{s^2(\hat{Y})}{2}}$$

onde:

q = valor da amplitude total estudentizada no nível de 5% ou de 1% de probabilidade (TABELAS A.10 e A.11);

s^2 = estimativa da variância da estimativa de um contraste, que dependerá do delineamento estatístico utilizado (ver teste “t”).

5.8 Teste de Duncan

O teste de Duncan (D) é também usado na análise de variância para comparar todo e qualquer contraste entre duas médias de tratamentos. É, porém, menos rigoroso do que o teste de Tukey, pois detecta diferença significativa entre duas médias quando o teste de Tukey não o faz, de modo que não deve ser empregado indiscriminadamente. Além disso, sua aplicação é um pouco mais trabalhosa, pois, levando em conta o número de médias abrangidas em cada contraste, deve-se calcular um valor de D para cada grupo de contrastes. Na sua aplicação deve-se ordenar as médias de tratamentos em ordem crescente ou decrescente e formar os grupos de contrastes cujos intervalos abrangem duas médias, três médias e assim por diante, de modo a obterem, respectivamente, os valores tabelados de z para cada grupo de contrastes. Quando o número de médias de tratamentos

for elevado, por exemplo superior a dez, a aplicação do referido teste se torna muito trabalhosa. É um teste bastante usado em trabalhos de sementes e de laboratório. Tal como o teste de Tukey, ele exige, para ser exato, que todos os tratamentos tenham o mesmo número de repetições.

Quando as médias de tratamentos apresentam o mesmo número de repetições, sua fórmula é a seguinte:

$$D(5\%) = z \frac{s}{\sqrt{r}}$$

onde:

z = valor da amplitude total estudentizada no nível de 5% de probabilidade (TABELA A.12);

s = estimativa do desvio padrão do erro experimental, que corresponde à raiz quadrada do quadrado médio do resíduo;

r = número de repetições do experimento e/ou da média.

No caso de querer-se usar o teste de Duncan no nível de 1% de probabilidade, tem-se a TABELA A.13 para obter-se os valores de z .

Como se deve ter vários valores de D , os valores dos contrastes com o mesmo número de médias abrangidas pelos mesmos são comparados com o seu respectivo valor de D . Logo, tem-se:

$\hat{Y} \geq D(5\%)$ - * (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 95% de que o contraste seja diferente de zero);

$\hat{Y} < D(5\%)$ - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade o contraste não difere de zero).

Quando se aplica o teste de Duncan, está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : \hat{Y} = 0$ (tratamentos semelhantes);

b) $H_1 : \hat{Y} \neq 0$ (tratamentos diferentes).

Exemplo 9: Verificar pelo teste de Duncan se existe ou não diferença significativa entre os tratamentos a partir dos dados da TABELA 5.9.

TABELA 5.9 – GERMINAÇÃO DE SEMENTES ESCARIFICADAS DE SEIS ESPÉCIES DE *Stylosanthes*, E VALORES DE GL RESÍDUO, QM RESÍDUO E F. DADOS TRANSFORMADOS EM ARCO SENO $\sqrt{\% / 100}$

Espécies	Médias 1/
1 – <i>Stylosanthes humilis</i>	67,54
2 – <i>Stylosanthes scabra</i>	83,74
3 – <i>Stylosanthes leiocarpa</i>	84,75
4 – <i>Stylosanthes hamata</i>	87,97
5 – <i>Stylosanthes viscose</i>	88,98
6 – <i>Stylosanthes debilis</i>	90,00
GL Resíduo	72

QM Resíduo	20,6518
F	300,32 **

FONTE: REIS (1984).

NOTA: (1/) Dados médios provenientes de oito repetições no delineamento inteiramente casualizado.

Logo, tem-se:

$$\begin{aligned}
 D_2 (5\%) &= z_2 \frac{s}{\sqrt{r}} \\
 &= 2,821 \sqrt{\frac{20,6518}{8}} \\
 &= 2,821 \sqrt{2,581475} \\
 &= 2,821 (1,606697) \cong \mathbf{4,53}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_1 &= \hat{m}_1 - \hat{m}_2 \\
 &= 67,54 - 83,74 = \mathbf{16,20 *} \\
 \hat{Y}_2 &= \hat{m}_2 - \hat{m}_3 \\
 &= 83,74 - 84,75 = \mathbf{1,01 ns}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_3 &= \hat{m}_3 - \hat{m}_4 \\
 &= 84,75 - 87,97 = \mathbf{3,22 ns}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_4 &= \hat{m}_4 - \hat{m}_5 \\
 &= 87,97 - 88,98 = \mathbf{1,01 ns}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_5 &= \hat{m}_5 - \hat{m}_6 \\
 &= 88,98 - 90,00 = \mathbf{1,02 ns}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D_3 (5\%) &= z_3 \frac{s}{\sqrt{r}} \\
 &= 2,971 \sqrt{\frac{20,6518}{8}} \\
 &= 2,971 \sqrt{2,581475}
 \end{aligned}$$

$$= 2,971 (1,606697) \cong \mathbf{4,77}$$

$$Y_6 = \hat{m}_1 - \hat{m}_3$$

$$= 67,54 - 84,75 = \mathbf{17,21 *}$$

$$\hat{Y}_7 = \hat{m}_2 - \hat{m}_4$$

$$= 83,74 - 87,97 = \mathbf{4,23 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_8 = \hat{m}_3 - \hat{m}_5$$

$$= 84,75 - 88,98 = \mathbf{4,23 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_9 = \hat{m}_4 - \hat{m}_6$$

$$= 87,97 - 90,00 = \mathbf{2,03 \text{ ns}}$$

$$D_4 (5\%) = z_4 \frac{s}{\sqrt{r}}$$

$$= 3,071 \sqrt{\frac{20,6518}{8}}$$

$$= 3,071 \sqrt{2,581475}$$

$$= 3,071 (1,606697) \cong \mathbf{4,93}$$

$$\hat{Y}_{10} = \hat{m}_1 - \hat{m}_4$$

$$= 67,54 - 87,97 = \mathbf{20,43 *}$$

$$\hat{Y}_{11} = \hat{m}_2 - \hat{m}_5$$

$$= 83,74 - 88,98 = \mathbf{5,24 *}$$

$$\hat{Y}_{12} = \hat{m}_3 - \hat{m}_6$$

$$= 84,75 - 90,00 = \mathbf{5,25 *}$$

$$D_5 (5\%) = z_5 \frac{s}{\sqrt{r}}$$

$$\begin{aligned}
&= 3,134 \sqrt{\frac{20,6518}{8}} \\
&= 3,134 \sqrt{2,581475} \\
&= 3,134 (1,606697) \cong \mathbf{5,04}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\hat{Y}_{13} &= \hat{m}_1 - \hat{m}_5 \\
&= 67,54 - 88,98 = \mathbf{21,44} *
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\hat{Y}_{14} &= \hat{m}_2 - \hat{m}_6 \\
&= 83,74 - 90,00 = \mathbf{6,26} *
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
D_6 (5\%) &= z_6 \frac{s}{\sqrt{r}} \\
&= 3,194 \sqrt{\frac{20,6518}{8}} \\
&= 3,194 \sqrt{2,581475} \\
&= 3,194 (1,606697) \cong \mathbf{5,13}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\hat{Y}_{15} &= \hat{m}_1 - \hat{m}_6 \\
&= 67,54 - 90,00 = \mathbf{22,46} *
\end{aligned}$$

De acordo com os resultados do teste de Duncan, pode-se concluir:

a) Apenas sete contrastes foram não significativos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a germinação de sementes escarificadas foi semelhante entre as seguintes espécies de *Stylosanthes*: *S. scabra* com *S. leiocarpa* e *S. hamata*, *S. leiocarpa* com *S. hamata* e *S. viscosa*, *S. hamata* com *S. viscosa* e *S. debilis*, e *S. viscosa* com *S. debilis*.

b) Os demais contrastes foram significativos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a germinação de sementes escarificadas foi diferente entre as seguintes espécies de *Stylosanthes*: *S. humilis* com todas as outras, *S. scabra* com *S. viscosa* e *S. debilis*, e *S. leiocarpa* com *S. debilis*.

c) A espécie *Stylosanthes humilis* apresentou a menor germinação de sementes escarificadas.

d) A espécie *Stylosanthes debilis* apresentou a maior germinação de sementes escarificadas, apesar de não diferir estatisticamente das espécies *Stylosanthes viscosa* e *Stylosanthes hamata*.

Quando as médias de tratamentos apresentam número de repetições diferentes (caso de parcelas perdidas), a fórmula do teste de Duncan é a seguinte:

$$D(5\%) = z \sqrt{\frac{s^2(\hat{Y})}{2}}$$

onde:

z = valor da amplitude total estudentizada no nível de 5% ou de 1% de probabilidade (TABELAS A.12 e A. 13);

$s^2(\hat{Y})$ = estimativa da variância da estimativa de um contraste, que dependerá do delineamento estatístico utilizado (ver teste “t”).

5.9 Teste de Student-Newman-Keuls (SNK)

O teste SNK pode ser usado na análise de variância para comparar todo e qualquer contraste entre duas médias de tratamentos. Em termos de rigor é intermediário entre os testes de Tukey e de Duncan. Ele utiliza a metodologia de Duncan com a tabela de Tukey. Do mesmo modo que tais testes, ele exige, para ser exato, que todos os tratamentos tenham o mesmo número de repetições.

Quando as médias de tratamentos apresentam o mesmo número de repetições, sua fórmula é a seguinte:

$$SNK(5\%) = q \frac{s}{\sqrt{r}}$$

onde:

q = valor da amplitude total estudentizada no nível de 5% de probabilidade (TABELA A.10);

s = estimativa do desvio padrão do erro experimental, que corresponde à raiz quadrada do quadrado médio do resíduo;

r = número de repetições do experimento e/ou da média.

No caso de querer-se usar o teste SNK no nível de 1% de probabilidade, tem-se a TABELA A.11 para obter-se os valores de q .

Como se deve ter vários valores de SNK, o valor dos contrastes com o mesmo número de médias abrangidas pelos mesmos são comparados com o seu respectivo valor de SNK. Logo, tem-se:

$\hat{Y} \geq SNK(5\%)$ - * (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 95% de que o contraste seja diferente de zero);

$\hat{Y} < SNK(5\%)$ - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade o contraste não difere de zero).

Quando se aplica o teste de SNK, está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : \hat{Y} = 0$ (tratamentos semelhantes);

b) $H_1 : \hat{Y} \neq 0$ (tratamentos diferentes).

Considerando os dados do Exemplo 9, tem-se:

$$\begin{aligned}
 \text{NSK}_2 (5\%) &= q_2 \frac{s}{\sqrt{r}} \\
 &= 2,824 \sqrt{\frac{20,6518}{8}} \\
 &= 2,824 \sqrt{2,581475} \\
 &= 2,824 (1,606697) \cong \mathbf{4,54}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_1 &= \hat{m}_1 - \hat{m}_2 \\
 &= 67,54 - 83,74 = \mathbf{16,20} *
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_2 &= \hat{m}_2 - \hat{m}_3 \\
 &= 83,74 - 84,75 = \mathbf{1,01 \text{ ns}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_3 &= \hat{m}_3 - \hat{m}_4 \\
 &= 84,75 - 87,97 = \mathbf{3,22 \text{ ns}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_4 &= \hat{m}_4 - \hat{m}_5 \\
 &= 87,97 - 88,98 = \mathbf{1,01 \text{ ns}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \hat{Y}_5 &= \hat{m}_5 - \hat{m}_6 \\
 &= 88,98 - 90,00 = \mathbf{1,02 \text{ ns}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{NSK}_3 (5\%) &= q_3 \frac{s}{\sqrt{r}} \\
 &= 3,392 \sqrt{\frac{20,6518}{8}} \\
 &= 3,392 \sqrt{2,581475} \\
 &= 3,392 (1,606697) \cong \mathbf{5,45}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Y_6 &= \hat{m}_1 - \hat{m}_3 \\
 &= 67,54 - 84,75 = \mathbf{17,21} *
 \end{aligned}$$

$$\hat{Y}_7 = \hat{m}_2 - \hat{m}_4$$

$$= 83,74 - 87,97 = \mathbf{4,23 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_8 = \hat{m}_3 - \hat{m}_5$$

$$= 84,75 - 88,98 = \mathbf{4,23 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_9 = \hat{m}_4 - \hat{m}_6$$

$$= 87,97 - 90,00 = \mathbf{2,03 \text{ ns}}$$

$$\text{NSK}_4 (5\%) = q_4 \frac{s}{\sqrt{r}}$$

$$= 3,730 \sqrt{\frac{20,6518}{8}}$$

$$= 3,730 \sqrt{2,581475}$$

$$= 3,730 (1,606697) \cong \mathbf{5,99}$$

$$\hat{Y}_{10} = \hat{m}_1 - \hat{m}_4$$

$$= 67,54 - 87,97 = \mathbf{20,43 *}$$

$$\hat{Y}_{11} = \hat{m}_2 - \hat{m}_5$$

$$= 83,74 - 88,98 = \mathbf{5,24 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_{12} = \hat{m}_3 - \hat{m}_6$$

$$= 84,75 - 90,00 = \mathbf{5,25 \text{ ns}}$$

$$\text{NSK}_5 (5\%) = q_5 \frac{s}{\sqrt{r}}$$

$$= 3,968 \sqrt{\frac{20,6518}{8}}$$

$$= 3,968 \sqrt{2,581475}$$

$$= 3,968 (1,606697) \cong \mathbf{6,38}$$

$$\hat{Y}_{13} = \hat{m}_1 - \hat{m}_5$$

$$= 67,54 - 88,98 = \mathbf{21,44 *}$$

$$\hat{Y}_{14} = \hat{m}_2 - \hat{m}_6$$

$$= 83,74 - 90,00 = \mathbf{6,26 \text{ ns}}$$

$$\text{NSK}_6 (5\%) = q_6 \frac{s}{\sqrt{r}}$$

$$= 4,148 \sqrt{\frac{20,6518}{8}}$$

$$= 4,148 \sqrt{2,581475}$$

$$= 4,148 (1,606697) \cong \mathbf{6,66}$$

$$\hat{Y}_{15} = \hat{m}_1 - \hat{m}_6$$

$$= 67,54 - 90,00 = \mathbf{22,46 *}$$

De acordo com os resultados do teste SNK, pode-se concluir:

a) Apenas dez contrastes foram não significativos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a germinação de sementes escarificadas foi semelhante entre as seguintes espécies de *Stylosanthes*: *S. scabra* com *S. leiocarpa*, *S. hamata*, *S. viscosa* e *S. debilis*, *S. leiocarpa* com *S. hamata*, *S. viscosa* e *S. debilis*, *S. hamata* com *S. viscosa* e *S. debilis*, e *S. viscosa* com *S. debilis*.

b) Os demais contrastes foram significativos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a germinação de sementes escarificadas foi diferente entre as seguintes espécies de *Stylosanthes*: *S. humilis* com todas as outras.

c) A espécie *Stylosanthes humilis* apresentou a menor germinação de sementes escarificadas.

d) A espécie *Stylosanthes debilis* apresentou a maior germinação de sementes escarificadas, apesar de não diferir estatisticamente das espécies *Stylosanthes viscosa*, *Stylosanthes hamata*, *Stylosanthes leiocarpa* e *Stylosanthes scabra*.

Observa-se o rigor do teste SNK neste exemplo em relação ao teste de Duncan, pois ele detectou diferença significativa entre os tratamentos em apenas cinco contrastes, enquanto que o teste de Duncan encontrou diferença significativa entre os tratamentos em oito contrastes.

Quando as médias de tratamentos apresentam número de repetições diferentes (caso de parcelas perdidas), a fórmula do teste SNK é a seguinte:

$$\text{SNK} (5\%) = q \sqrt{\frac{s^2(\hat{Y})}{2}}$$

onde:

q = valor da amplitude total estudada no nível de 5% ou de 1% de probabilidade (TABELAS A.10 e A. 11);

$s^2(\hat{Y})$ = estimativa da variância da estimativa de um contraste, que dependerá do delineamento estatístico utilizado (ver teste “t”).

5.10 Teste de Scott e Knott (SK)

O teste SK é um teste de agrupamento de médias de tratamentos que tem por objetivo dividir o grupo original em subgrupos, cujas médias de tratamentos não diferem estatisticamente entre si. Estes subgrupos são bem definidos e não apresentam a ambigüidade dos demais testes de comparação de médias de tratamentos.

Mas o que é **ambigüidade**? Ambigüidade é quando uma média de tratamento não difere estatisticamente da média de tratamento de valor inferior e nem da média de tratamento de valor superior, mas a média de valor superior difere estatisticamente da média de valor inferior, o que é inconcebível do ponto de vista matemático.

Na formação dos subgrupos, quando o número de tratamentos é pequeno, o número possível de subgrupos é dado por $2^{g-1} - 1$. Por exemplo, com quatro tratamentos (A, B, C, D), têm-se: $2^{4-1} - 1 = 2^3 - 1 = 8 - 1 = 7$ subgrupos, ou seja, A vs B, C e D; B vs A, C e D; C vs A, B e D; D vs A, B e C; A e B vs C e D; A e C vs B e D; e A e D vs B e C. Contudo, quando o número de tratamentos é grande, o número de subgrupos cresce exponencialmente, dificultando a aplicação do teste SK. Neste caso, para contornar essa situação, ordenam-se as médias de tratamentos e o número possível de subgrupos é dado por $g - 1$.

Quando as médias de tratamentos apresentam o mesmo número de repetições, sua fórmula é a seguinte:

$$SK (5\%) = \frac{\pi B_0}{2(\pi - 2) s_0^2}$$

onde:

π = número irracional, cujo valor aproximado é 3,1416;

B_0 = estimativa da soma de quadrados entre grupos obtida através da fórmula:

$$B_0 = \frac{T_1^2}{k_1} + \frac{T_2^2}{k_2} - \frac{(T_1 + T_2)^2}{k_1 + k_2}$$

onde:

T = total das médias de tratamentos de cada grupo;

k = número de tratamentos de cada grupo;

s_0^2 = estimativa da variância obtida através da fórmula:

$$s_0^2 = \frac{1}{g + v} \left[(\bar{Y}_1 - \bar{Y})^2 + (\bar{Y}_2 - \bar{Y})^2 + \dots + (\bar{Y}_g - \bar{Y})^2 + v \left(\frac{QM \text{ Resíduo}}{r} \right) \right]$$

onde:

g = número de médias de tratamentos avaliados nos dois grupos;

v = número de graus de liberdade do resíduo;

\bar{Y}_i = média do tratamento i ($i = 1, 2, \dots, g$);

\bar{Y} = média geral dos tratamentos avaliados nos dois grupos;

r = número de repetições do experimento e/ou da média.

A regra de decisão para estabelecer os grupos é a seguinte:

SK (5%) $\geq \chi^2$ (5%) - * (existe diferença significativa entre os dois grupos de tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 95% de que as médias dos dois grupos de tratamentos sejam diferentes de zero);

SK (5%) $< \chi^2$ (5%) - ns (não existe diferença significativa entre os dois grupos de tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade as médias dos dois grupos de tratamentos não diferem de zero).

Quando o valor de SK (5%) for igual ou maior que o valor tabelado de χ^2 (5%) (TABELA A.14), os dois grupos devem ser testados, separadamente, para novas possíveis divisões. O teste prossegue até que sejam encontrados grupos com apenas uma média de tratamento e/ou grupos de médias de tratamentos homogêneas.

O valor do qui-quadrado referencial (χ^2) é estabelecido em função do nível de significância α preestabelecido (o nível de 5% de significância é o mais usado na prática) e do número de graus de liberdade, que é dado por

$$v = \frac{g}{\pi - 2}$$

Este grau de liberdade será um número fracionário, uma vez que é função do número irracional π .

Quando se aplica o teste SK, está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : \hat{Y} = 0$ (os dois grupos de tratamentos são semelhantes);

b) $H_1 : \hat{Y} \neq 0$ (os dois grupos de tratamentos são diferentes).

Exemplo 10: Verificar pelo teste SK se existe ou não diferença significativa entre os tratamentos a partir dos dados da TABELA 5.10.

TABELA 5.10 – DADOS MÉDIOS DE TCH (TONELADAS DE CANA POR HECTARE) DE 26 GENÓTIPOS DE CANA-DE-AÇÚCAR AVALIADOS NA USINA CAETÉ, NO MUNICÍPIO DE SÃO MIGUEL DOS CAMPOS, NO ANO DE 1999

Genótipos	TCH (+)	Genótipos	TCH
1 – RB 931521	90,56	14 – RB 83102	110,17
2 – RB 931578	92,45	15 – RB 931598	110,72
3 – RB 931569	93,78	16 – RB 931565	111,06
4 – RB 931556	95,22	17 – RB 931580	112,67
5 – RB 931595	100,00	18 – RB 931529	112,78

6 – RB 931530	101,95	19 – RB 931602	113,33
7 – RB 931559	103,94	20 – RB 931542	115,61
8 – RB 72454	104,67	21 – SP 79-1011	115,89
9 – RB 931587	105,83	22 – RB 931533	117,06
10 – RB 931506	106,61	23 – RB 931566	117,45
11 – RB 931604	107,06	24 – RB 931011	118,17
12 – RB 931513	107,39	25 – RB 931611	118,50
13 – RB 931515	107,67	26 – RB 931555	125,67
GL Resíduo			75
QM Resíduo			91,271
F			3,43 **

FONTE: SILVA (2004).

NOTAS: (+) Dados médios provenientes de quatro repetições no delineamento em blocos casualizados.

(**) Significativo no nível de 1% de probabilidade.

Logo, têm-se as somas de quadrados da partição 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12 e 13 vs 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25 e 26:

$$\begin{aligned}
 B_0 &= \frac{T_1^2}{k_1} + \frac{T_2^2}{k_2} - \frac{(T_1 + T_2)^2}{k_1 + k_2} \\
 &= \frac{(90,56 + 92,45 + \dots + 107,67)^2}{13} + \frac{(110,17 + 110,72 + \dots + 125,67)^2}{13} - \\
 &\quad \frac{(90,56 + 92,45 + \dots + 107,67 + 110,17 + 110,72 + \dots + 125,67)^2}{13 + 13} \\
 &= \frac{(1.317,13)^2}{13} + \frac{(1.499,08)^2}{13} - \frac{(1.317,13 + 1.499,08)^2}{26}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{(1.317,13)^2}{13} + \frac{(1.499,08)^2}{13} - \frac{(2.816,21)^2}{26} \\
&= \frac{1.734.831,437}{13} + \frac{2.247.240,846}{13} - \frac{7.931.038,764}{26} \\
&= 133.448,5721 + 172.864,6805 - 305.039,9525 = \mathbf{1.273,3001}
\end{aligned}$$

$$\bar{Y} = \frac{\sum T}{\sum k}$$

$$= \frac{1.317,13 + 1.499,08}{13 + 13}$$

$$= \frac{2.816,21}{26} \cong \mathbf{108,32}$$

$$\begin{aligned}
s_0^2 &= \frac{1}{g + v} \left[(\bar{Y}_1 - \bar{Y})^2 + (\bar{Y}_2 - \bar{Y})^2 + \dots + (\bar{Y}_g - \bar{Y})^2 + v \left(\frac{QM \text{ Resíduo}}{r} \right) \right] \\
&= \frac{1}{26 + 75} \left[(90,56 - 108,32)^2 + (92,45 - 108,32)^2 + \dots + (125,67 - 108,32)^2 + 75 \left(\frac{91,271}{4} \right) \right] \\
&= \frac{1}{101} \left[(-17,76)^2 + (-15,87)^2 + \dots + (17,35)^2 + 75 (22,81775) \right] \\
&= \frac{1}{101} (315,4176 + 251,8569 + \dots + 301,0225 + 1.711,33125)
\end{aligned}$$

$$= \frac{3.668,40795}{101} = \mathbf{36,32087079}$$

$$SK (5\%) = \frac{\pi B_0}{2(\pi - 2) s_0^2}$$

$$= \frac{3,1416 \times 1.273,3001}{2(3,1416 - 2) \times 36,32087079}$$

$$= \frac{3,1416 \times 1.273,3001}{2(1,1416) \times 36,32087079}$$

$$= \frac{4.000,199594}{82,92781219} \cong \mathbf{48,23713}$$

O valor de $\chi^2_{\left(0,05;\frac{26}{3,1416-2}\right)}$ é 34,89. Como SK (5%) > 34,89, existe diferença significativa entre os dois grupos de tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 95% de que as médias dos dois grupos de tratamentos sejam diferentes de zero. Neste caso, os dois grupos devem ser testados, separadamente, para novas possíveis divisões.

Logo, tem-se as somas de quadrados da partição 1 vs 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12 e 13:

$$\begin{aligned}
 B_0 &= \frac{T_3^2}{k_3} + \frac{T_4^2}{k_4} - \frac{(T_3 + T_4)^2}{k_3 + k_4} \\
 &= \frac{(90,56)^2}{1} + \frac{(92,45 + 93,78 + \dots + 107,67)^2}{12} - \frac{(90,56 + 92,45 + 93,78 + \dots + 107,67)^2}{1 + 12} \\
 &= \frac{(90,56)^2}{1} + \frac{(1.226,57)^2}{12} - \frac{(1.317,13)^2}{13} \\
 &= \frac{8.201,1136}{1} + \frac{1.504.473,965}{12} - \frac{1.734.831,437}{13} \\
 &= 8.201,1136 + 125.372,8304 - 133.448,5721 = \mathbf{125,3719}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{Y}_1 &= \frac{\sum T_1}{\sum k_1} \\
 &= \frac{1.317,13}{13} \cong \mathbf{101,32} \\
 s_0^2 &= \frac{1}{g_1 + v} \left[(\bar{Y}_1 - \bar{Y}_1)^2 + (\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1)^2 + \dots + (\bar{Y}_{g_1} - \bar{Y}_1)^2 + v \left(\frac{QM \text{ Resíduo}}{r} \right) \right] \\
 &= \frac{1}{13 + 75} \left[(90,56 - 101,32)^2 + (92,45 - 101,32)^2 + \dots + (107,67 - 101,32)^2 + 75 \left(\frac{91,271}{4} \right) \right] \\
 &= \frac{1}{88} \left[(-10,76)^2 + (-8,87)^2 + \dots + (6,35)^2 + 75 (22,81775) \right] \\
 &= \frac{1}{88} (115,7776 + 78,6769 + \dots + 40,3225 + 1.711,33125) \\
 &= \frac{2.178,51275}{88} = \mathbf{24,7558267}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 SK(5\%) &= \frac{\pi B_0}{2(\pi - 2) s_0^2} \\
 &= \frac{3,1416 \times 125,3719}{2(3,1416 - 2) \times 24,7558267} \\
 &= \frac{3,1416 \times 125,3719}{2(1,1416) \times 24,7558267} \\
 &= \frac{393,868361}{56,52250352} \cong \mathbf{6,96835}
 \end{aligned}$$

O valor de $\chi^2_{\left(0,05; \frac{13}{3,1416-2}\right)}$ é 20,20. Como $SK(5\%) < 20,20$, não existe diferença significativa entre os dois grupos de tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade as médias dos dois grupos de tratamentos não diferem de zero

Logo, tem-se as somas de quadrados da partição 14 vs 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25 e 26:

$$\begin{aligned}
 B_0 &= \frac{T_5^2}{k} + \frac{T_6^2}{k_6} - \frac{(T_5 + T_6)^2}{k_5 + k_6} \\
 &= \frac{(110,17)^2}{1} + \frac{(110,72 + 111,06 + \dots + 125,67)^2}{12} - \\
 &\quad \frac{(110,17 + 110,72 + 111,06 + \dots + 125,67)^2}{1 + 12} \\
 &= \frac{(110,17)^2}{1} + \frac{(1.388,91)^2}{12} - \frac{(1.499,08)^2}{13} \\
 &= \frac{12.137,4289}{1} + \frac{1.929.070,988}{12} - \frac{2.247.240,846}{13} \\
 &= 12.137,4289 + 160.755,9157 - 172.864,6805 = \mathbf{28,6641}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{Y}_2 &= \frac{\sum T_2}{\sum k_2} \\
 &= \frac{1.499,08}{13} \cong \mathbf{115,31}
 \end{aligned}$$

$$s_0^2 = \frac{1}{g_2 + v} \left[(\bar{Y}_{14} - \bar{Y}_2)^2 + (\bar{Y}_{15} - \bar{Y}_2)^2 + \dots + (\bar{Y}_{g_2} - \bar{Y}_2)^2 + v \left(\frac{QM \text{ Resíduo}}{r} \right) \right]$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{13+75} \left[(110,17 - 115,31)^2 + (110,72 - 115,31)^2 + \dots + (125,67 - 115,31)^2 + 75 \left(\frac{91,271}{4} \right) \right] \\
&= \frac{1}{88} \left[(-5,14)^2 + (-4,59)^2 + \dots + (10,36)^2 + 75 (22,81775) \right] \\
&= \frac{1}{88} (26,4196 + 21,0681 + \dots + 107,3296 + 1.711,33125) \\
&= \frac{216,5949}{88} = \mathbf{2,461305682} \\
\\
&\text{SK (5\%)} = \frac{\pi B_0}{2(\pi - 2) s_0^2} \\
&= \frac{3,1416 \times 28,6641}{2(3,1416 - 2) \times 2,461305682} \\
&= \frac{3,1416 \times 28,6641}{2(1,1416) \times 2,461305682} \\
&= \frac{90,05113656}{5,619653133} \cong \mathbf{16,02432}
\end{aligned}$$

O valor de $\chi^2_{\left(0,05; \frac{13}{3,1416-2}\right)}$ é 20,20. Como $\text{SK (5\%)} < 20,20$, não existe diferença significativa entre os dois grupos de tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade as médias dos dois grupos de tratamentos não diferem de zero.

De acordo com os resultados do teste SK, pode-se concluir:

a) Os genótipos de cana-de-açúcar avaliados na Usina Caeté, localizada no Município de São Miguel dos Campos-AL, pertencentes ao grupo 1: 1 – RB 931521, 2 – RB 931578, 3 – RB 931569, 4 – RB 931556, 5 – RB 931595, 6 – RB 931530, 7 – RB 931559, 8 – RB 72454, 9 – RB 931587, 10 – RB 931506, 11 – RB 931604, 12 – RB 931513 e 13 – RB 931515 não diferem entre si e apresentaram os menores rendimentos de TCH.

b) Os genótipos de cana-de-açúcar avaliados na Usina Caeté, localizada no Município de São Miguel dos Campos-AL, pertencentes ao grupo 2: 14 – RB 83102, 15 – RB 931598, 16 – RB 931565, 17 – RB 931580, 18 – RB 931529, 19 – RB 931602, 20 RB 931542, 21 – SP 79-1011, 22 – RB 931533, 23 – RB 931566, 24 – RB 931011, 25 – RB 931611 e 26 – RB 931555 não diferem entre si, mas diferem dos genótipos do grupo 1, e apresentaram os maiores rendimentos de TCH.

Verifica-se que o teste SK, além de terem os grupos de tratamentos bem definidos e não apresentarem a ambigüidade dos demais testes de comparação de médias, difere dos mesmos porque compara as médias dos grupos de tratamentos entre si e não

impede que alguns tratamentos de um grupo não defiram estatisticamente de outros tratamentos do outro grupo quando for usado qualquer outro teste de hipótese. Pois bem, no exemplo acima a média do grupo 1 foi 101,32 TCH com amplitude de 17,11 TCH (107,67 – 90,56) e a média do grupo 2 foi 115,31 TCH com amplitude de 15,50 TCH (125,67 – 110,17), enquanto que a diferença entre a média do genótipo de limite superior do grupo 1 e a média do genótipo de limite inferior do grupo 2 foi de apenas 2,50 TCH, que corresponde a 17,87% da diferença entre as médias dos dois grupos (13,99 TCH). Se fosse usado neste experimento, por exemplo, o teste de Tukey para comparar os genótipos de cana-de-açúcar entre si, que é um dos testes mais rigorosos de comparação de médias já visto, dos 325 contrastes possíveis apenas nove seriam significativos, visto que superariam o valor da diferença mínima significativa do teste ($\Delta_{(5\%)} \cong 25,89$).

Em função disso, o teste SK, mesmo sendo um dos testes de maior poder, não deve ser empregado indiscriminadamente, sendo mais adequado para a área de melhoramento genético de plantas quando o fitomelhorista dispõe de uma quantidade enorme de genótipos e precisa agrupá-los para fazer uma triagem.

5.11 Teste de Scheffé

O teste de Scheffé é usado na análise de variância de uma forma mais abrangente que os testes de Tukey, SNK e Duncan, pois permite julgar qualquer contraste, ou seja, pode ser usado tanto para contrastes simples (contrastos que envolvem apenas duas médias) como para contrastes múltiplos (contrastos que envolvem mais de duas médias). Nos casos em que se têm contrastes múltiplos, o referido teste é o mais indicado. Não é recomendado o seu uso para comparar médias duas a duas. Quanto ao rigor, ele é mais rigoroso que o teste de Tukey.

Este teste de comparação de médias de tratamentos só deve ser usado quando o teste F for significativo. Se o valor de F obtido não for significativo, nenhum contraste poderá sê-lo, e, pois, a aplicação do teste de Scheffé não se justifica. Quando, porém, o valor de F for significativo, pelo menos um dos contrastes sê-lo-á. Mas o contraste em questão pode ser muito complicado ou sem interesse prático. E pode ainda acontecer que nenhum dos contrastes entre duas médias seja significativo:

Sua fórmula é a seguinte:

$$S(5\%) = \sqrt{(t-1) F(5\%) s^2(\hat{Y})}$$

onde:

t = número de tratamentos do experimento;

F = valor de F tabelado no nível de 5% de probabilidade (TABELAS: A.3 para $F > 1$; A.5 para $F < 1$);

$s^2(\hat{Y})$ = estimativa da variância da estimativa de um contraste, cujo valor é obtido através de uma fórmula, que depende do delineamento estatístico utilizado (ver teste “t”).

No caso de querer-se usar o teste de Scheffé no nível de 1% de probabilidade, tem-se as TABELAS A.4 e A.6 a fim de obter-se os valores de F, para, respectivamente, $F > 1$ e $F < 1$.

O valor de cada contraste(\hat{Y}) é comparado com o valor de S. Logo, tem-se:

$\hat{Y} \geq S(5\%)$ - * (existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, há uma probabilidade acima de 95% de que o contraste seja diferente de zero);

$\hat{Y} < S(5\%)$ - ns (não existe diferença significativa entre os tratamentos no nível de 5% de probabilidade, ou seja, com 95% de probabilidade o contraste não difere de zero).

Quando se aplica o teste de Scheffé está-se testando as seguintes hipóteses:

a) $H_0 : \hat{Y} = 0$ (tratamentos semelhantes);

b) $H_1 : \hat{Y} \neq 0$ (tratamentos diferentes).

Considerando os dados do Exemplo 4, tem-se:

$$\begin{aligned}
 S_1 &= \sqrt{(t-1) F(5\%) s^2(\hat{Y})} \\
 &= \sqrt{(6-1) \times 2,77 \times 125,0630} \\
 &= \sqrt{5 \times 2,77 \times 125,0630} \\
 &= \sqrt{1.732,12255} \cong \mathbf{41,62} \\
 S_2 &= \sqrt{(t-1) \times F(5\%) \times s^2(\hat{Y})} \\
 &= \sqrt{(6-1) \times 2,77 \times 125,0630} \\
 &= \sqrt{5 \times 2,77 \times 125,0630} \\
 &= \sqrt{1.732,12255} \cong \mathbf{41,62} \\
 S_3 &= \sqrt{(t-1) \times F(5\%) \times s^2(\hat{Y})} \\
 &= \sqrt{(6-1) \times 2,77 \times 41,6877} \\
 &= \sqrt{5 \times 2,77 \times 41,6877} \\
 &= \sqrt{577,374645} \cong \mathbf{24,03} \\
 S_4 &= \sqrt{(t-1) \times F(5\%) \times s^2(\hat{Y})} \\
 &= \sqrt{(6-1) \times 2,77 \times 125,0630} \\
 &= \sqrt{5 \times 2,77 \times 125,0630}
 \end{aligned}$$

$$= \sqrt{1.732,12255} \cong \mathbf{41,62}$$

$$S_5 = \sqrt{(t-1) \times F(5\%) \times s^2(\hat{Y})}$$

$$= \sqrt{(6-1) \times 2,77 \times 41,6877}$$

$$= \sqrt{5 \times 2,77 \times 41,6877}$$

$$= \sqrt{577,374645} \cong \mathbf{24,03}$$

$$\hat{Y}_1 = \mathbf{36,19 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_2 = \mathbf{12,17 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_3 = \mathbf{0,85 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_4 = \mathbf{29,93 \text{ ns}}$$

$$\hat{Y}_5 = \mathbf{0,65 \text{ ns}}$$

De acordo com os resultados do teste de Scheffé, pode-se concluir:

a) O contraste \hat{Y}_1 não foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a média dos rendimentos de açúcar das variedades Co 775, Co 740 e Co 678 não difere da média dos rendimentos de açúcar das demais variedades.

b) O contraste \hat{Y}_2 não foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, o rendimento médio de açúcar da variedade Co 421 não difere da média dos rendimentos de açúcar das variedades Co 419 e Co 413.

c) O contraste \hat{Y}_3 não foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, as variedades Co 419 e Co 413 apresentam rendimentos médios de açúcar semelhantes.

d) O contraste \hat{Y}_4 não foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, a média dos rendimentos de açúcar das variedades Co 775 e Co 740 não difere do rendimento médio de açúcar da variedade Co 678.

e) O contraste \hat{Y}_5 não foi significativo no nível de 5% de probabilidade, ou seja, as variedades Co 775 e Co 740 apresentam rendimentos médios de açúcar semelhantes.

Observa-se o rigor do teste de Scheffé neste exemplo, pois em nenhum dos contrastes ele detectou diferença significativa entre os tratamentos, enquanto que o teste “t” encontrou diferença significativa nos contrastes \hat{Y}_1 e \hat{Y}_4 e o teste de Bonferroni encontrou diferença significativa no contraste \hat{Y}_1 .

5.12 Interpolação Linear e Harmônica

Muitas vezes quando se vai aplicar os testes de hipóteses na avaliação de tratamentos, não se dispõem dos valores tabelados de **F**, **t**, **q**, **z**, etc.. Quando defrontar-se

com tais situações, faz-se necessário a utilização da interpolação para obtenção de tais valores.

Tem-se dois tipos de interpolação: **interpolação linear** e **interpolação harmônica**.

A interpolação linear é de aplicação mais simples que a harmônica, porém é menos precisa.

Exemplo 14: Calcular o valor de F no nível de 1% de probabilidade, para o caso de $F > 1$, através da interpolação linear, sendo $n_1 = 5$ graus de liberdade de tratamentos e $n_2 = 34$ graus de liberdade do resíduo.

A TABELA A.4 fornece o seguinte:

Para $n_1 = 5$ e $n_2 = 30$ 3,70;

Para $n_1 = 5$ e $n_2 = 40$ 3,51.

Como vê-se, o valor $n_1 = 5$ existe na tabela, mas o valor $n_2 = 34$ não consta na mesma. Então, tem-se:

Para 30 graus de liberdade do resíduo - 3,70;

Para 40 graus de liberdade do resíduo - 3,51.

Logo, uma diferença de 10 graus de liberdade do resíduo dá uma variação de 0,19. Então, arma-se a seguinte regra de três:

$$\begin{array}{ccc} 10 & \text{-----} & 0,19 \\ 4 & \text{-----} & X \end{array}$$

logo:

$$\begin{aligned} X &= \frac{4 \times 0,19}{10} \\ &= \frac{0,76}{10} = \mathbf{0,076} \end{aligned}$$

donde se deduz que o limite buscado é $3,70 - 0,076 = \mathbf{3,624}$.

A interpolação harmônica, por ser mais precisa, é a mais indicada e, em alguns casos, é a única que pode ser utilizada quando o valor procurado não consta na tabela e estiver abaixo de infinitos graus de liberdade. Neste tipo de interpolação, usa-se a recíproca do número de graus de liberdade para armar a regra de três.

Exemplo 15: Calcular o valor de t no nível de 5% de probabilidade através da interpolação harmônica correspondente a 48 graus de liberdade do resíduo.

A TABELA A.7 fornece o seguinte:

Para 40 graus de liberdade do resíduo - 2,02;

Para 60 graus de liberdade do resíduo - 2,00.

Logo, uma diferença de 20 graus de liberdade do resíduo dá uma variação de 0,02.

Arma-se, então, a seguinte regra de três:

$$\frac{1}{40} - \frac{1}{60} = \frac{1}{120} \quad - \quad 0,02$$

$$\frac{1}{40} - \frac{1}{48} = \frac{1}{240} \quad - \quad X$$

logo:

$$\begin{aligned} X &= \frac{\frac{1}{240} (0,02)}{\frac{1}{120}} \\ &= \frac{0,0041667 (0,02)}{0,0083333} \\ &= \frac{0,0000833}{0,0083333} \cong \mathbf{0,01} \end{aligned}$$

donde resulta que o limite buscado é $2,02 - 0,01 = \mathbf{2,01}$.

Exemplo 16: Calcular o valor de q no nível de 5% de probabilidade através da interpolação harmônica, sendo $n = 10$ tratamentos e $n' = 130$ graus de liberdade do resíduo.

A TABELA A.10 fornece o seguinte:

Para $n = 10$ e $n' = 120$ 4,56;

Para $n = 10$ e $n' = \infty$ 4,47.

Como vê-se, o valor $n = 10$ existe na tabela, mas o valor $n' = 130$ não consta na mesma. Então, tem-se:

Para 120 graus de liberdade do resíduo - 4,56;

Para ∞ graus de liberdade do resíduo - 4,47.

Logo, uma diferença de infinitos graus de liberdade do resíduo dá uma variação de 0,09. Então, arma-se a seguinte regra de três:

$$\frac{1}{120} - \frac{1}{\infty} = \frac{1}{120} \quad - \quad 0,09$$

$$\frac{1}{120} - \frac{1}{130} = \frac{1}{1.560} \quad - \quad X$$

logo:

$$\begin{aligned} X &= \frac{\frac{1}{1.560} (0,09)}{\frac{1}{120}} \\ &= \frac{0,000641 (0,09)}{0,0083333} \end{aligned}$$

$$= \frac{0,00005769}{0,0083333} \cong \mathbf{0,007}$$

donde resulta que o limite buscado é $4,56 - 0,007 = \mathbf{4,553}$.

5.13 Exercícios

- a) Considerando-se os dados da TABELA 5.11, pede-se:
- Calcule o valor de F e interprete-o;
 - Aplique o teste de Tukey no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de cerosidade foliar dentro de tempo;
 - Aplique, também, o teste LSD no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de cerosidade foliar dentro de tempo;
 - Aplique, ainda, o teste LSDB no nível α de probabilidade na comparação de médias de cerosidade foliar dentro de tempo;
 - Compare os resultados obtidos pelos testes de Tukey, LSD e LSDB e tire as devidas conclusões.

TABELA 5.11 – PERÍODO DE REPOSIÇÃO DE CEROSIDADE FOLIAR EM CEBOLA (*Allium cepa* L.), EXPRESSO ATRAVÉS DE UMA ESCALA DE NOTAS VARIANDO DE 0 (AUSÊNCIA DE INJÚRIAS FOLIARES) ATÉ 5 (90 – 100% DE QUEIMA DAS FOLHAS), E VALORES DE GL RESÍDUO, QM CEROSIDADE FOLIAR E QM RESÍDUO

Tempo (em dias)	Cerosidade Foliar	
	Mantida	Removida
0	1,8 (x)	4,7
1	1,4	2,7
2	1,5	2,6
3	1,6	2,2
5	1,5	1,8
7	1,6	1,8
9	1,8	1,8
GL Resíduo		126
QM Cerosidade Foliar		33,12595
QM Resíduo		0,08333

FONTE: FERREIRA (1983).

NOTA: (x) Dados médios provenientes de 12 repetições no delineamento inteiramente casualizado.

- b) Considerando-se os dados da TABELA 5.12, pede-se:
- Calcule o valor de F e interprete-o;
 - Aplique o teste de Tukey no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de cultivares de milho;
 - Aplique, também, o teste de Duncan no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de cultivares de milho;
 - Aplique, ainda, o teste SNK no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de cultivares de milho;

b.5) Compare os resultados obtidos pelos testes de Tukey, Duncan e SNK e tire as devidas conclusões.

b.6) Organize um grupo de contrastes ortogonais, aplique o teste “t” no nível de 5% de probabilidade e tire as devidas conclusões.

b.7) Aplique, também, o teste de Scheffé no nível de 5% de probabilidade nos contrastes do item anterior e tire as devidas conclusões.

b.8) Considere a cultivar H – 7974 como testemunha, aplique o teste de Dunnett no nível de 5% de probabilidade e tire as devidas conclusões.

TABELA 5.12 – PESOS DE ESPIGAS COMERCIALIZÁVEIS DE CULTIVARES DE MILHO (*Zea mays* L.) EM “ESTADO VERDE”, E VALORES DE GL RESÍDUO, QM CULTIVARES E QM RESÍDUO

Cultivares	Peso de Espigas Comercializáveis (kg/ha)
Ag IGE	9.293,4 (x)
Ag IMS	10.600,4
ESALQ O 2 SACARINO	9.574,0
ESALQ VD-2	8.288,0
ESALQ VD-2 SACARINO	8.426,0
ESALQ VF-1	8.596,3
ESALQ VF-1 SACARINO	8.223,2
H – 7974	7.273,3
GL Resíduo	35
QM Cultivares	6.162.019,6
QM Resíduo	1.366.317,9

FONTE: SILVA (1982).

NOTA: (x) Dados médios provenientes de seis repetições no delineamento em blocos casualizados.

c) Em um experimento inteiramente casualizado com 45 tratamentos e 45 graus de liberdade do resíduo, pede-se para calcular os valores de F, t e q no nível de 5% de probabilidade.

d) Considerando-se os dados da TABELA 5.13, pede-se:

d.1) Aplique o teste de Tukey no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de cultivares de cebola com o controle e tire as devidas conclusões;

d.2) Aplique, também, o teste de Dunnett no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de cultivares de cebola com o controle e tire as devidas conclusões.

d.3) Aplique, ainda, o teste de Bonferroni no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de cultivares de cebola com o controle e tire as devidas conclusões.

d.4) Compare os resultados obtidos pelos testes de Tukey, Dunnett e Bonferroni e tire as devidas conclusões.

TABELA 5.13 – COMPORTAMENTO DE CULTIVARES DE CEBOLA (*Allium cepa* L.) EM RELAÇÃO À DORMÊNCIA DE BULBO, EXPRESSO PELO CARÁTER

BROTAMENTO, AVALIADO COM BULBINHOS TENDO A PARTE BASAL
IMERSA EM ÁGUA. PIRACICABA-SP

Cultivares	Caráter Brotamento (em dias) 1/
1. BARREIRO SMP-IV (Controle)	42,0
2. PIRA COUTO	49,1
3. PIRA DURA A/C	40,1
4. PIRA GRANA	27,7
5. PIRA LOPES A/C	45,2
6. PIRANA A/C	52,4
7. PIRANA ROXA	71,2
8. PIRA OURO A/C	59,9
9. PIRA ROSA A/C	62,1
10. ROXA BARREIRO	51,4
C.V. (%)	7,93
GL Resíduo	40,00

FONTE: Adaptado de FERREIRA e COSTA (1984).

NOTA: (1/) Dados médios provenientes de três repetições no delineamento inteiramente casualizado.

e) Considerando-se os dados da TABELA 5.14, aplique o teste de Dunnett no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de tratamentos com a testemunha dentro de cada cultivar de tomate e tire as devidas conclusões.

TABELA 5.14 – REAÇÃO DE CULTIVARES DE TOMATE (*Lycopersicum esculentum* Mill.) A HERBICIDAS DE PÓS-EMERGÊNCIA EM DIVERSOS ESTÁDIOS DE DESENVOLVIMENTO, EXPRESSA ATRAVÉS DE UMA ESCALA DE NOTAS VARIANDO DO 0 (AUSÊNCIA DE MANCHAS) ATÉ 5 (QUEIMA TOTAL DAS FOLHAS E DO CAULE, CAUSANDO A MORTE RÁPIDA DA PLANTA), E VALORES DE GL RESÍDUO, QM RESÍDUO E F

Tratamentos 1/	Cultivares de Tomate		
	MARGLOBE	SANTA CRUZ GIGANTE KADA NACIONAL	IPA-3
1 – Testemunha	1,47 2/	0,00	0,37
2 – Herbicida 1 no Estádio 1	5,00	5,00	5,00
3 – Herbicida 1 no Estádio 2	5,00	4,93	5,00
4 – Herbicida 2 no Estádio 1	5,00	4,86	4,71
5 – Herbicida 2 no Estádio 2	4,80	3,73	4,83
GL Resíduo			41
QM Resíduo			0,020629
F			20,24 **

FONTE: Adaptado de SILVA e FERREIRA (1985).

NOTAS: (1/) Herbicida 1 (ROUNDAP – 2 litros/ha em 100 litros de água); Herbicida 2 (CENTION 80 – 2 kg/ha em 500 litros de água); Estádio 1 (61 dias após a semeadura); Estádio 2 (72 dias após a semeadura).

(2/) Dados médios provenientes de duas repetições no delineamento em blocos casualizados.

f) Considerando os dados da TABELA 5.15, aplique o teste SK no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de tratamentos e tire as devidas conclusões.

TABELA 5.15 – DADOS MÉDIOS DE TPH (TONELADAS DE POL POR HECTARE) DE 26 GENÓTIPOS DE CANA-DE-AÇÚCAR AVALIADOS NA USINA CAETÉ, NO MUNICÍPIO DE SÃO MIGUEL DOS CAMPOS, NO ANO DE 1999

Genótipos	TCH (+)	Genótipos	TCH

1 – RB 931521	11,29	14 – RB 83102	15,17
2 – RB 931578	12,39	15 – RB 931598	12,81
3 – RB 931569	12,71	16 – RB 931565	14,77
4 – RB 931556	13,02	17 – RB 931580	14,94
5 – RB 931595	13,21	18 – RB 931529	14,74
6 – RB 931530	14,89	19 – RB 931602	14,64
7 – RB 931559	12,52	20 – RB 931542	12,75
8 – RB 72454	14,02	21 – SP 79-1011	16,12
9 – RB 931587	13,35	22 – RB 931533	12,90
10 – RB 931506	14,06	23 – RB 931566	14,75
11 – RB 931604	14,29	24 – RB 931011	15,75
12 – RB 931513	13,33	25 – RB 931611	14,60
13 – RB 931515	13,73	26 – RB 931555	16,44
GL Resíduo			75
QM Resíduo			2,6096
F			2,43 *

FONTE: SILVA (2004).

NOTAS: (+) Dados médios provenientes de quatro repetições no delineamento em blocos casualizados.

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