6 DELINEAMENTO INTEIRAMENTE CASUALIZADO

O delineamento inteiramente casualizado é o mais simples de todos os delineamentos experimentais. É considerado o delineamento estatístico básico, sendo os demais modificações deste. Os experimentos instalados de acordo com este delineamento são denominados de experimentos inteiramente casualizados.

Os experimentos inteiramente casualizados são aqueles que levam em conta somente os princípios da repetição e da casualização, não tendo, portanto, o princípio do controle local. Desse modo, os tratamentos são localizados nas parcelas de uma maneira totalmente aleatória. Pelo fato de não apresentarem o princípio do controle local, exige-se que o ambiente, local onde os experimentos serão conduzidos, seja o mais uniforme possível. É por isso que eles não são recomendados na experimentação de campo, e sim nos ensaios conduzidos em laboratório, casa-de-vegetação, viveiro, ripado, estábulo, etc., desde que as condições experimentais possam ser perfeitamente controladas.

Este delineamento experimental apresenta certas vantagens importantes em relação aos demais, tais como:

a) **Qualquer número de tratamentos ou de repetições pode ser usado -** Ele é bastante flexível, pois depende apenas do número de parcelas disponíveis. O mesmo não ocorre com os outros delineamentos, por exemplo, no delineamento em quadrados latino, o número de tratamentos tem que ser igual ao número de repetições; no delineamento em blocos casualizados o número de tratamentos e/ou de repetições não pode ser muito elevado, pois dificultará o controle local, principalmente na experimentação de campo.

b) **O número de repetições pode variar de um tratamento para o outro -** O ideal é que os tratamentos apresentem o mesmo número de repetições. Entretanto, a morte de animais ou plantas, ou outras causas que levem à perda de parcelas, podem reduzir o número de repetições de alguns dos tratamentos. Isso, porém, nenhuma dificuldade trará na análise de variância de um experimento inteiramente casualisado, o que não acontece com os outros delineamentos.

c) **A análise estatística é a mais simples -** Os cálculos efetuados são menores, mesmo quando os tratamentos apresentam número de repetições diferentes. O mesmo não acontece com os outros delineamentos, principalmente quando ocorrem parcelas perdidas, que exigem o uso de fórmulas e/ou métodos especiais para estimá-las, a fim de se poder efetuar a análise de variância.

d) **O número de graus de liberdade para o resíduo é o maior possível -** A estimativa da variância do erro experimental (s_e^2), que é utilizada no cálculo do coeficiente de variação e dos testes de hipóteses, é calculada dividindo-se a soma de quadrados do resíduo pelo número de graus de liberdade do resíduo. Portanto, quanto maior o número de graus de liberdade do resíduo, menor será s_e^2, o que proporcionará uma maior precisão do experimento, além de tornar os testes de hipóteses mais sensíveis para detectar diferença significativa entre os tratamentos avaliados.

Apesar das vantagens acima citadas, o delineamento inteiramente casualizado apresenta as seguintes desvantagens:

a) **Exige homogeneidade total das condições experimentais -** Quando o experimento é conduzido no laboratório, casa-de-vegetação, etc., onde as condições sejam mais uniformes, não há problema em se utilizar este delineamento experimental. Também se pode utilizar este delineamento sem maiores problemas em pesquisas com animais, quando se tem um rebanho muito uniforme, ou no caso de experimentos em vasos, quando os mesmos são constantemente mudados de posição, de forma inteiramente casual. Entretanto, pode acontecer como no caso de ensaios com animais, estes, embora homogêneos, podem esta em baias com diferenças importantes de iluminação, exposição ao calor ou aos ventos frios, etc.. Nestas situações, se não se dispuser de informações prévias a respeito da homogeneidade das condições experimentais, deve-se utilizar o delineamento em blocos casualizados, que será de grande valor se revelar heterogeneidade entre os blocos e, em nada prejudicará as conclusões do experimento, se não detectar diferença alguma.

b) **Conduz a estimativas elevadas do erro experimental -** Levando-se em conta a não utilização do princípio do controle local, todas as variações entre as unidades experimentais, exceto as devidas a tratamentos (variação premeditada), são consideradas como variações acidentais. Os outros delineamentos experimentais, pelo fato de se ter o princípio do controle local, conduzem a estimativas menos elevadas do erro experimental, pois conseguem isolar do resíduo as variações resultantes da heterogeneidade das condições experimentais (variação externa).

6.1 Instalação do Experimento

A instalação do experimento constitui o início da parte prática do mesmo. Desse modo, o pesquisador deve seguir à risca o que consta no croqui do experimento, que no caso de delineamento inteiramente casualizado seria o seguinte:

Considere-se um experimento com quatro tratamentos (A, B, C, D) e cinco repetições, que dá um total de 20 parcelas (que é o número mínimo de parcelas exigindo por ensaio). Então, tem-se:

A_I	A_{III}	D_{II}	B_I	D_{IV}	B_{II}	B_{IV}	A_{IV}	B_V	C_{IV}
C_{II}	D_I	A_V	C_I	C_V	D_V	C_{III}	D_{III}	B_{III}	A_{II}

Observa-se que todos os tratamentos com suas respectivas repetições foram distribuídos aleatoriamente nas parcelas. Para que isto acontecesse, foram tomados, por exemplo, 20 pedacinhos de papel e neles escreveram-se as letras A, B, C, D, cinco vezes cada uma. Em seguida, tiraram-se esses papeizinhos ao acaso. O resultado obtido é chamado de croqui do experimento.

Na instalação do experimento o pesquisador deve seguir as seguintes etapas:

a) Definir o local onde o experimento será conduzido, que neste caso seria, por exemplo, o laboratório, a casa-de-vegetação, o estábulo, a pocilga, o galpão, etc.;

b) Identificar as parcelas experimentais com etiquetas, plaquetas, etc., seguindo o que consta no croqui do experimento. As parcelas, neste caso, poderiam ser, por exemplo, placas de Petri, vasos, caixas de madeiras, baias, gaiolas, etc.;

c) Distribuir as parcelas experimentais no local onde o experimento será conduzido, conforme o croqui do experimento;

d) E, finalmente, colocar as plantas e/ou animais correspondente ao seu respectivo tratamento em cada parcela.

6.2 Esquema da Análise da Variância

Considerando o exemplo anterior, ou seja, um experimento com quatro tratamentos (A, B, C, D) e cinco repetições, então se têm o seguinte quadro auxiliar da análise da variância:

Quadro Auxiliar da ANAVA

Tratamentos	Repetições					Totais de Tratamentos
	I	II	III	IV	V	
A	X_{AI}	X_{AII}	X_{AIII}	X_{AIV}	X_{AV}	T_A
B	X_{BI}	X_{BII}	X_{BIII}	X_{BIV}	X_{BV}	T_B
C	X_{CI}	X_{CII}	X_{CIII}	X_{CIV}	X_{CV}	T_C
D	X_{DI}	X_{DII}	X_{DIII}	X_{DIV}	X_{DV}	T_D

O esquema da análise da variância é dado por:

Quadro da ANAVA

Causa de Variação	GL	SQ	QM	F
Tratamentos	t – 1	SQ Tratamentos	QM Tratamentos	$\frac{QM\ Tratamentos}{QM\ \text{Re}\,síduo}$
Resíduo	t (r – 1)	SQ Resíduo	QM Resíduo	
Total	t x r – 1	SQ Total		

onde:
GL = número de graus de liberdade;
SQ = soma de quadrados;
QM = quadrado médio;
F = valor calculado do teste F;
t = número de tratamento;

r = número de repetições do experimento;

$$\text{SQ Total} = \sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

onde:

X = valor de cada observação;

N = número de observações, que corresponde ao número de tratamentos (t) multiplicado pelo número de repetições do experimento (r);

$$\text{SQ Tratamentos} = \frac{\sum T^2}{r} - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

onde:

T = total de cada tratamento;

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

$$\text{QM Tratamentos} = \frac{SQ\ Tratamentos}{GL\ Tratamentos}$$

$$\text{QM Resíduo} = \frac{SQ\ \text{Re}síduo}{GL\ \text{Re}síduo}$$

O QM Resíduo corresponde à estimativa da variância do erro experimental (s_e^2), cujo valor é utilizado nos testes de hipóteses, objetivando verificar se existe ou não diferença significativa entre os tratamentos avaliados.

6.3 Exemplo sem Parcela Perdida

A fim de apresentar-se a análise da variância e a interpretação dos resultados neste tipo de delineamento, será discutido, a seguir, um exemplo sem parcela perdida.

Exemplo 1: A partir dos dados da TABELA 6.1, pede-se:

a) Fazer a análise da variância;

b) Obter o coeficiente de variação;

c) Aplicar, se necessário, o teste de Tukey, no nível de 5% de probabilidade, na comparação de médias de tratamentos.

TABELA 6.1 – ALTURA DE MUDAS DE *Eucalyptus* spp (EM METROS) COM UM ANO DE IDADE EM FUNÇÃO DO USO DE CINCO TIPOS DE RECIPIENTES

Tipos de Recipientes	Repetições						Totais de Tipos de Recipientes
	I	II	III	IV	V	VI	
A – Laminado de Madeira	1,5	1,4	1,6	1,7	1,8	1,9	9,9
B – Torrão Paulista	1,4	1,4	1,3	1,2	1,3	1,2	7,8
C – Saco Plástico	1,0	1,1	0,9	1,0	1,1	1,0	6,1
D – Tubo de Papel	1,1	1,3	1,0	1,2	1,1	1,1	6,8
E – Fértil Pote	1,4	1,3	1,3	1,2	1,0	1,0	7,2
Total	-	-	-	-	-	-	37,8

FONTE: Adaptado de SILVA e SILVA (1982).

Resolução:

a) Análise da Variância:

$$\sum X = 1{,}5 + 1{,}4 + ... + 1{,}0 = \mathbf{37{,}8}$$

$$\sum X^2 = (1{,}5)^2 + (1{,}4)^2 + ... + (1{,}0)^2$$

$$= 2{,}25 + 1{,}96 + ... + 1{,}0 = \mathbf{49{,}46}$$

$$t = \mathbf{5}$$

$$r = \mathbf{6}$$

$$N = t \times r$$

$$= 5 \times 6 = \mathbf{30}$$

$$\text{GL Tratamentos} = t - 1$$

$$= 5 - 1 = \mathbf{4}$$

$$\text{GL Resíduo} = t\,(r - 1)$$

$$= 5\,(6 - 1)$$

$$= 5\,(5\,) = \mathbf{25}$$

$$\text{GL Total} = N - 1$$
$$= 30 - 1 = \mathbf{29}$$

$$\text{SQ Total} = \sum X^2 - \frac{\left(\sum X\right)^2}{N}$$

$$= 49{,}46 - \frac{(37{,}8)^2}{30}$$

$$= 49{,}46 - \frac{1.428{,}84}{30}$$

$$= 49{,}46 - 47{,}628 = \mathbf{1{,}832}$$

$$\text{SQ Tratamentos} = \frac{\sum T^2}{r} - \frac{\left(\sum X\right)^2}{N}$$

$$= \frac{(9{,}9)^2 + (7{,}8)^2 + \ldots + (7{,}2)^2}{6} - \frac{(37{,}8)^2}{30}$$

$$= \frac{98{,}01 + 60{,}84 + \ldots + 51{,}84}{6} - \frac{1.428{,}84}{30}$$

$$= \frac{294{,}14}{6} - \frac{1.428{,}84}{30}$$

$$= 49{,}0233 - 47{,}628 = \mathbf{1{,}3953}$$

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

$$= 1{,}832 - 1{,}3953 = \mathbf{0{,}4367}$$

$$\text{QM Tratamentos} = \frac{SQ\ Tratamentos}{GL\ Tratamentos}$$

$$= \frac{1{,}3953}{4} = \mathbf{0{,}348825}$$

$$\text{QM Resíduo} = \frac{SQ\ \text{Re}\,síduo}{GL\ \text{Re}\,síduo}$$

$$= \frac{0,4367}{25} = \mathbf{0,017468}$$

$$\text{F Calculado} = \frac{QM\ Tratamentos}{QM\ \text{Re}\,síduo}$$

$$= \frac{0,348825}{0,017468} \cong \mathbf{19,97}$$

F Tabelado (1%) = 4,18

F Tabelado (5%) = 2,76

TABELA 6.2 - ANÁLISE DA VARIÂNCIA DA ALTURA DE MUDAS DE *Eucalyptus* spp (EM METROS) COM UM ANO DE IDADE EM FUNÇÃO DO USO DE CINCO TIPOS DE RECIPIENTES

Causa de Variação	GL	SQ	QM	F
Tipos de Recipientes	4	1,3953	0,348825	19,97 **
Resíduo	25	0,4367	0,017468	
Total	29	1,8320		

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

De acordo com o teste F, houve diferença significativa, no nível de 1% de probabilidade, entre os tipos de recipientes quanto à altura de mudas de *Eucalyptus* spp com um ano de idade.

b) Coeficiente de Variação:

$$\hat{m} = \frac{\left(\sum X\right)}{\text{N}}$$

$$= \frac{37,8}{30} = \mathbf{1,26}$$

$$\text{s} = \sqrt{QM\ \text{Re}\,síduo}$$

$$= \sqrt{0,017468} = \mathbf{0,1321665}$$

$$CV = \frac{100\ x\ s}{\hat{m}}$$

$$= \frac{100\ x\ 0{,}1321665}{1{,}26}$$

$$= \frac{13{,}21665}{1{,}26} \cong \mathbf{10{,}49\%}$$

O coeficiente de variação foi 10,49%, indicando uma boa precisão experimental.
c) Teste de Tukey:

$$\hat{m}_A = \mathbf{1{,}650}$$

$$\hat{m}_B = \mathbf{1{,}300}$$

$$\hat{m}_C \cong \mathbf{1{,}017}$$

$$\hat{m}_D \cong \mathbf{1{,}133}$$

$$\hat{m}_E = \mathbf{1{,}200}$$

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

$$= \frac{4{,}1583\ x\ 0{,}1321665}{\sqrt{6}}$$

$$= \frac{0{,}5495879}{2{,}4494897} \cong \mathbf{0{,}224}$$

Pode-se estruturar uma tabela ilustrativa das comparações entre as médias, conforme se verifica a seguir:

TABELA 6.3 - ALTURA DE MUDAS DE *Eucalyptus* spp (EM METROS) COM UM ANO DE IDADE EM FUNÇÃO DO USO DE CINCO TIPOS DE RECIPIENTES

	$\hat{m}_A$	$\hat{m}_B$	$\hat{m}_C$	$\hat{m}_D$	$\hat{m}_E$
$\hat{m}_A$	<u>1,650</u> 1/	0,350 *	0,633 *	0,517 *	0,450 *
$\hat{m}_B$		<u>1,300</u>	0,283 *	0,167 ns	0,100 ns
$\hat{m}_C$			<u>1,017</u>	0,116 ns	0,183 ns
$\hat{m}_D$				<u>1,133</u>	0,067 ns
$\hat{m}_E$					<u>1,200</u>

NOTAS: (*) Significativo pelo teste de Tukey no nível de 5% de probabilidade.
(ns) Não significativo pelo teste de Tukey no nível de 5% de probabilidade.
(1/) Médias: $\hat{m}_A$ = Laminado de Madeira; $\hat{m}_B$ = Torrão Paulista; $\hat{m}_C$ = Saco Plástico; $\hat{m}_D$ = Tubo de Papel; $\hat{m}_E$ = Fértil Pote.

De acordo com o teste de Tukey, no nível de 5% de probabilidade, tem-se:

O laminado de madeira difere estatisticamente de todos os outros tipos de recipientes avaliados e proporcionou a maior altura de mudas de *Eucalyptus* spp com um ano de idade.

O torrão paulista difere estatisticamente do saco plástico e proporcionou uma maior altura de mudas de *Eucalyptus* spp com um ano de idade do que este, mas não difere estatisticamente dos tipos de recipientes tubo de papel e fértil pote.

O saco plástico não difere estatisticamente do tubo de papel e do fértil pote e proporcionou uma mesma altura de mudas de *Eucalyptus* spp com um ano de idade.

O tubo de papel não difere estatisticamente do fértil pote e proporcionou uma mesma altura de mudas de *Eucalyptus* spp com um ano de idade.

Pode-se, também, apresentar os resultados das comparações entre as médias pelo teste de Tukey, no nível de 5% de probabilidade, através do uso de letras, gráficos, etc., sem alterar as conclusões já obtidas anteriormente. Então, veja-se:

a) No caso do uso de letras, que é um método comumente usado por ser mais prático, procede-se da seguinte maneira:

a.1) Ordenam-se as médias da menor para maior ou vice-versa, para facilitar o trabalho das comparações;

a.2) Coloca-se a primeira letra do alfabeto na primeira média e passa-se a compará-la com as demais. Quando não houver diferença significativa entre a primeira média e qualquer uma delas, coloca-se a mesma letra nessas médias, ou seja, a primeira letra do alfabeto. Quando houver diferença significativa entre a primeira média e qualquer uma, troca-se de letra, ou seja, coloca-se a segunda letra do alfabeto nessa média. Agora essa média será comparada com todas as outras, com exceção da primeira. Quando não houver diferença significativa entre essa média e qualquer uma, coloca-se a segunda letra do alfabeto e, em caso contrário, muda-se de letra, ou seja, coloca-se a terceira letra do alfabeto. Segue-se o mesmo critério até efetuar todas as comparações.

Então, tem-se:

TABELA 6.3 - ALTURA DE MUDAS DE *Eucalyptus* spp (EM METROS) COM UM ANO DE IDADE EM FUNÇÃO DO USO DE CINCO TIPOS DE RECIPIENTES

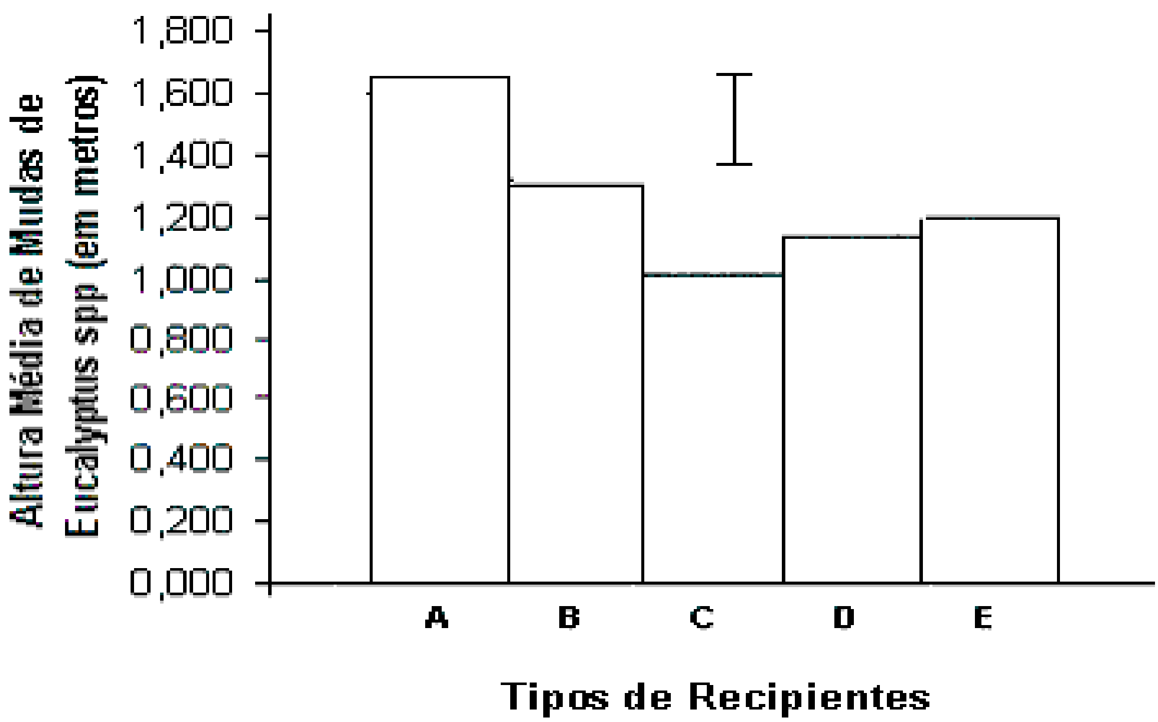
Tipos de Recipientes	Médias (em metros) 1/
C – Saco Plástico	1,017 a
D – Tubo de Papel	1,133 ab
E – Fértil Pote	1,200 ab
B – Torrão Paulista	1,300 b
A – Laminado de Madeira	1,650 c

NOTA: (1/) As médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente entre si pelo teste de Tukey, no nível de 5% de probabilidade.

Observa-se que este método é realmente prático, simples, menos trabalhoso e torna mais fácil a interpretação dos resultados.

b) No caso do uso de gráficos, que é um método também usado por ser prático e visualizar melhor os resultados, tem-se:

FIGURA 6.1 - ALTURA DE MUDAS DE *Eucalyptus* spp (EM METROS) COM UM ANO DE IDADE EM FUNÇÃO DO USO DE CINCO TIPOS DE RECIPIENTES



NOTAS: (1) Tipos de Recipientes: A – Laminado de Madeira; B – Torrão Paulista; C – Saco de Plástico; D – Tubo de Papel; E – Fértil Pote.

(2) A linha vertical representa a diferença mínima significativa pelo teste de Tukey, no nível de 5% de probabilidade.

Nota-se que qualquer um dos métodos, que venha a ser utilizado na apresentação dos resultados das comparações de médias de tratamentos, chega-se às mesmas conclusões. A escolha fica por conta da conveniência do pesquisador.

6.4 Exemplo com Parcelas Perdidas

Já foi visto anteriormente que no delineamento inteiramente casualizado, o número de repetições pode variar de um tratamento para outro. Essa variação é provocada intencionalmente pela falta de material ou de unidades experimentais ou acidentalmente pela morte de animais ou plantas, ou então, obtiveram-se informações (dados) das parcelas, mas o resultado não é fidedigno, sendo então descartado.

No caso de perda de dados de uma ou mais parcelas, estas são descartadas, o experimento é redimensionado, e procede-se à análise de variância com os dados remanescentes sem qualquer dificuldade, uma vez que ela é feita da maneira usual, apenas levando-se em consideração o número de observações de cada tratamento. Contudo, algumas considerações serão necessárias:

a) Para cada parcela perdida, perde-se um grau de liberdade do resíduo ;

b) A fórmula da SQ Tratamentos fica da seguinte maneira:

$$\text{SQ Tratamentos} = \frac{(\mathrm{T}_1)^2}{r_1} + \frac{(\mathrm{T}^2)^2}{r_2} + \ldots + \frac{(\mathrm{T}_\mathrm{N})^2}{r_\mathrm{N}} - \frac{(\Sigma X)^2}{\mathrm{N}}$$

c) Na aplicação dos testes de hipóteses, para comparação de médias de tratamentos, deve-se estar alerta para a determinação da estimativa da variância da estimativa de um contraste qualquer entre médias, pois a mesma depende de delineamento estatístico utilizado (ver teste "t");

d) A precisão do experimento é, geralmente, diminuída, em função da diminuição do número de graus de liberdade do resíduo;

e) Os testes de Tukey, de Duncan e SNK quando comparam contrastes envolvendo as médias de tratamentos com parcelas perdidas, são, como já foi visto, apenas aproximados.

A seguir, apresentar-se-á um exemplo com parcelas pedidas neste tipo de delineamento, a fim de que se possa efetuar a análise da variância e interpretar os resultados.

Exemplo 2: A partir dos dados da TABELA 6.4, pede-se:

a) Fazer a análise da variância;

b) Obter o coeficiente de variação;

c) Aplicar, se necessário, o teste de Dunnett, no nível de 5% de probabilidade, na comparação de médias de tratamentos com o controle.

TABELA 6.4 - PERÍODO DE BROTAMENTO DE CULTIVARES DE CEBOLA (*Allium cepa* L.), AVALIADO COM BULBINHOS PLANTADOS EM SUBSTRATO DE MISTURA DE SOLO COM AREIA. DADOS TRANSFORMADOS EM $\sqrt{n°de\ dias}$.

Cultivares	Repetições				Totais de Cultivares
	I	II	III	IV	
1. BARREIRO SMP-IV	6,6558245	6,0745370	5,7706152	4,7644517	23,265428
2. PIRA COUTO A/C	7,1414284	6,2128898	6,1237244	5,5407581	25,018801
3. PIRA DURA A/C	6,5421709	6,7823300	6,1562976	5,6745044	25,155303
4. PIRA GRANA	-	6,9498201	6,0827625	-	13,032583
5. PIRA LOPES A/C	6,4807407	5,2535702	5,7183914	5,7965507	23,249253
6. PIRA LOPES A/R	6,8992753	5,9160798	5,9329588	4,8887626	23,637077
7. PIRA LOPES R/C	5,8991525	6,0083276	5,1283526	5,4772256	22,513058
8. PIRA LOPES R/R	6,1237244	4,9193496	5,1283526	-	16,171427
9. PIRANA A/C	6,8992753	6,5115282	5,0695167	6,1806149	24,660935
10. PIRANA ROXA	7,3006849	7,3348483	6,7156534	5,7183914	27,069578
11. PIRA OURO A/C	6,3007936	6,2369865	5,6302753	5,9916609	24,159716
12. PIRA OURO A/R	7,1274119	6,8264193	6,7823300	6,6783231	27,414492
13. PIRA OURO R/C	6,3482281	6,1562976	5,5767374	5,7965507	23,877814
14. PIRA OURO R/R	5,7619441	5,3944416	4,7434165	5,8137767	21,713579
15. PIRA ROSA A/C	6,1481705	6,0249481	5,4037024	6,4342832	24,011104
16. PIRA ROSA A/R	5,5677644	6,2209324	5,9833101	6,4575537	24,229561
17. PIRA ROSA R/C	5,7358522	6,3953108	5,3291650	5,5136195	22,973948

18. PIRA ROSA R/R	6,7082039	6,8774995	6,5268675	4,9799598	25,092531
19. PIRA TROPICAL A/R	-	5,0497525	4,5825757	5,5045436	15,136872
20. ROXA BARREIRO	6,5802736	6,3245553	5,9665736	6,2529993	25,124402
Total	-	-	-	-	457,50746

FONTE: FERREIRA e COSTA (1984).

Resolução:

a) Análise da Variância:

$$\sum X = 6{,}6558245 + 6{,}0745370 + ... + 6{,}2529993 = \mathbf{457{,}50746}$$

$$\sum X^2 = (6{,}6558245)^2 + (6{,}0745370)^2 + ... + (6{,}2529993)^2$$

$$= 44{,}29999977 + 36{,}89999976 + ... + 39{,}10000025 = \mathbf{2.785{,}5000}$$

$$t = \mathbf{20}$$

$$r = \mathbf{4}$$

Número de Parcelas Perdidas = **4**

N = (t x r) – Nº de Parcelas Perdidas

$= (20 \times 4) - 4$

$= 80 - 4 = \mathbf{76}$

GL Total = N – 1

$= 76 - 1 = \mathbf{75}$

GL Tratamentos = t – 1

$= 20 - 1 = \mathbf{19}$

GL Resíduo = t (r – 1) – Nº de Parcelas Perdidas

$= 20\,(4 - 1) - 4$

$= 20\,(3) - 4$

$= 60 - 4 = \mathbf{56}$

$$\text{SQ Total} = \sum X^2 - \frac{\left(\sum X^2\right)}{N}$$

$$= \ 2.785{,}5000 - \frac{(457{,}50746)^2}{76}$$

$$= \ 2.785{,}5000 \ - \ \frac{209.313{,}08}{76}$$

$$= \ 2.785{,}5000 \ - \ 2.754{,}1194 = \mathbf{31{,}3806}$$

$$\text{SQ Tratamentos} \ = \ \frac{(T1)^2}{r_1} + \frac{(T2)^2}{r_2} + \ldots + \frac{(TN)^2}{r_N} - \frac{\left(\sum X\right)^2}{N}$$

$$= \frac{(23{,}265428)^2}{4} + \frac{(25{,}018801)^2}{4} + \ldots + \frac{(25{,}124402)^2}{4} - \frac{(457{,}50746)^2}{76}$$

$$= \frac{541{,}28014}{4} + \frac{625{,}9404035}{4} + \ldots + \frac{631{,}2355759}{4} - \frac{209.313{,}076}{76}$$

$$= \ 135{,}320035 + 156{,}4851009 + \ldots + 157{,}808894 - 2.754{,}119421$$

$$= \ 2.767{,}5118 \ - \ 2.754{,}119421 \ = \ \mathbf{13{,}3924}$$

SQ Resíduo = SQ Total – SQ Tratamento

= 31,3806 – 13,3924 **= 17,9882**

$$\text{QM Tratamentos} = \frac{SQ\ Tratamentos}{GL\ Tratamentos}$$

$$= \frac{13{,}3924}{19} = \mathbf{0{,}7048632}$$

$$\text{QM Resíduo} = \frac{SQ\ \text{Re}\,síduo}{GL\ \text{Re}\,síduo}$$

$$= \frac{17{,}9882}{56} = \mathbf{0{,}3212179}$$

$$\text{F Calculado} = \frac{QM\ Tratamentos}{QM\ \text{Re}\,síduo}$$

$$= \frac{0{,}7048632}{0{,}3212179} \cong \mathbf{2{,}19}$$

F Tabelado (1%) = 2,264

F Tabelado (5%) = 1,783

TABELA 6.5 - ANÁLISE DA VARIÂNCIA DO PERÍODO DE BROTAMENTO DE CULTIVARES DE CEBOLA (*Allium cepa* L.), AVALIADO COM BULBINHOS PLANTADOS EM SUBSTRATO DE MISTURA DE SOLO COM AREIA. DADOS TRANSFORMADOS EM $\sqrt{n°de\ dias}$. PIRACICABA- SP , 1984

Causa de Variação	GL	SQ	QM	F
Cultivares	19	13,3924	0,7048632	2,19 *
Resíduo	56	17,9882	0,3212179	
Total	75	31,3806		

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

De acordo com o teste F, houve diferença significativa, no nível de 5% de probabilidade, entre as cultivares de cebola quanto ao período de brotamento.

b) Coeficiente de Variação:

$$\hat{m} = \frac{(\sum X)}{N}$$

$$= \frac{457,50746}{76} = \mathbf{6,019835}$$

$$s = \sqrt{QM\,\text{Re}\,síduo}$$

$$= \sqrt{0,3212179} = \mathbf{0,56676}$$

$$CV = \frac{100\ x\ s}{\hat{m}}$$

$$= \frac{100 \, x \, 0{,}56676}{6{,}019835}$$

$$= \frac{56{,}676}{6{,}019835} \cong \mathbf{9{,}41\%}$$

O coeficiente de variação foi 9,41%, indicando uma ótima precisão experimental.
c) Teste de Dunnett:

$\hat{m}_1 = 5{,}8163570$	$\hat{m}_6 = 5{,}9092693$	$\hat{m}_{11} = 6{,}039929$	$\hat{m}_{16} = 6{,}0573903$
$\hat{m}_2 = 6{,}2547003$	$\hat{m}_7 = 5{,}6282645$	$\hat{m}_{12} = 6{,}853623$	$\hat{m}_{17} = 5{,}7434870$
$\hat{m}_3 = 6{,}2888258$	$\hat{m}_8 = 5{,}3904757$	$\hat{m}_{13} = 5{,}.9694535$	$\hat{m}_{18} = 6{,}2731328$
$\hat{m}_4 = 6{,}5162915$	$\hat{m}_9 = 6{,}1652338$	$\hat{m}_{14} = 5{,}4283948$	$\hat{m}_{19} = 5{,}0456240$
$\hat{m}_5 = 5{,}8123133$	$\hat{m}_{10} = 6{,}7673945$	$\hat{m}_{15} = 6{,}0027760$	$\hat{m}_{20} = 6{,}2811005$

$$d'(5\%) = t_{5\%} \text{ x } s\left(\hat{Y}\right)$$

$$t_{5\%} = 2{,}004$$

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

$$s^2 = \text{QM Resíduo}$$

Como se tem um tratamento com duas repetições, dois tratamentos com três repetições e os demais com quatro repetições, inclusive o controle, então ter-se-á três valores de d'(5%):

$$s\left(\hat{Y}\right) = \sqrt{\left(\frac{1}{4} + \frac{1}{3}\right).0{,}3212179}$$

$$= \sqrt{\left(0{,}25 + 0{,}33\right) 0{,}3212179}$$

$$= \sqrt{\left(0{,}58\right) 0{,}3212179}$$

$$= \sqrt{0{,}186306382} = \mathbf{0{,}43163}$$

$$d' (5\%) = 2{,}004 \text{ x } 0{,}43163 = \mathbf{0{,}8650}$$

O valor de d’ (5%) acima é usado para comparar o controle com os tratamentos que têm três repetições.

$$s\left(\hat{Y}\right) = \sqrt{\left(\frac{1}{4} + \frac{1}{2}\right) .\ 0{,}3212179}$$

$$= \sqrt{\left(0{,}25 + 0{,}50\right) 0{,}3212179}$$

$$= \sqrt{\left(0{,}75\right) 0{,}3212179}$$

$$= \sqrt{0{,}240913425} = \mathbf{0{,}49083}$$

d’ (5%) = 2,004 x 0,49083 = **0,9836**

Este valor de d’ (5%) é usado para comparar o controle com o tratamento que têm duas repetições.

$$s\left(\hat{Y}\right) = \sqrt{\left(\frac{1}{4} + \frac{1}{4}\right) .0{,}3212179}$$

$$= \sqrt{\left(0{,}25 + 0{,}25\right) 0{,}3212179}$$

$$= \sqrt{\left(0{,}50\right) 0{,}3212179}$$

$$= \sqrt{0{,}16060895} = \mathbf{0{,}40076}$$

d’ (5 %) = 2,004 x 0,40076 = **0,8031**

Este valor de d’ (5%) é usado para comparar o controle com os tratamentos que têm quatro repetições.

Na apresentação dos resultados (médias), substituem-se os valores transformados pelos dados originais. Contudo, a comparação entre o controle e os demais tratamentos, através do teste d’ (5%), deve ser feita usando os valores transformados.

TABELA 6.6 - PERÍODO DE BROTAMENTO DE CULTIVARES DE CEBOLA (*Allium cepa* L.), AVALIADO COM BULBINHOS PLANTADOS EM SUBSTRATO DE MISTURA DE SOLO COM AREIA. PIRACICABA-SP. 1984

Cultivares	Média
1.BARREIRO SMP-IV (controle)	34,3
2. PIRA COUTO A/C	39,5 ns
3. PIRA DURA A/C	39,7 ns
4. PIRA GRANA	42.7 ns
5. PIRA LOPES A/C	34,0 ns
6. PIRA LOPES A/R	35,4 ns
7. PIRA LOPES R/C	31,8 ns
8. PIRA LOPES R/R	29,3 ns
9. PIRANA A/C	38,5 ns
10. PIRANA ROXA	46,2 *
11. PIRA OURO A/C	36,6 ns
12. PIRA OURO A/R	47,0 *
13. PIRA OURO R/C	35,7 ns
14. PIRA OURO R/R	29,7 ns

15. PIRA ROSA A/C	36,2 ns
16. PIRA ROSA A/R	36,8 ns
17. PIRA ROSA R/C	33,2 ns
18. PIRA ROSA R/R	39,9 ns
19. PIRA TROPICAL A/R	25,6 ns
20. ROXA BARREIRO	39,5 ns

NOTAS: (ns) Não significativo pelo teste d' no nível de 5% de probabilidade em relação ao controle.
(*) Significativo pelo teste d' no nível de 5% de probabilidade em relação ao controle.

De acordo com o teste d', no nível de 5% de probabilidade, tem-se:

Apenas as cultivares de cebola PIRANA ROXA e PIRA OURO A/R diferiram estatisticamente do controle BARRERIO SMP-IV e apresentaram um período de brotamento superior ao mesmo.

As demais cultivares de cebola apresentaram um período de brotamento semelhante ao controle BARREIRO SMP-IV.

A cultivar PIRA TROPICAL A/R, apesar de não diferir estatisticamente do controle BARREIRO SMP-IV, apresentou o menor período de brotamento.

6.5 Exercícios

a) Considerando-se que os dados da TABELA 6.7 foram resultantes de um ensaio conduzido no delineamento inteiramente casualizado, pede-se:

a.1) Utilizar os dados originais para:

a.1.1) Fazer a análise da variância;

a.1.2) Obter o coeficiente de variação;

a.1.3) Aplicar, se necessário, o teste de Dunnett no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de cultivares em relação ao controle;

a.2) Repetir os cálculos do item (1) para os dados transformados em $\sqrt{x}$.

a.3) Comparar os resultados obtidos em (1) e (2).

TABELA 6.7 - PERÍODO DE ENRAIZAMENTO (EM DIAS) DE CULTIVARES DE CEBOLA (*Allium cepa* L.) DE DIAS CURTOS. PIRACICABA-SP

Cultivares	I	II	Totais de Cultivares
1. BAIA PERIFORME (Controle)	48,0	33,4	81,4
2. BAIA DO CEDO SMP – V	18,4	10,2	28,6
3. BAIA DO CEDO SMJ – III	24,2	8,4	32,6
4. BAIA SETE VOLTAS	19,4	18,2	37,6
5. BAIA TRIUNFO SMJ – II	46,6	42,8	89,4
6. BARREIRO ROXA SMP – IV	8,0	14,2	22,2
7. BARREIRO SMJ – II	14,0	32,0	46,0
8. BARREIRO SMP – III	22,0	36,2	58,2
9. CIGANINHA	4,6	6,2	10,8
10. COJUMATLAN L. 2691	10,6	2,4	13,0
11. CREOLA	19,8	28,4	48,2
12. CREOLA CATARINENSE	64,0	44,7	108,7
13. EXCEL BERMUDAS 986	31,0	14,8	45,8
14. IPA – 2	17,0	10,8	27,8

15. PIRA COUTO	16,2	22,2	38,4
16. PIRA GRANA	32,6	21,4	54,0
17. PIRA LOPES A/C	18,6	8,0	26,6
18.PIRA LOPES A/R	25,8	5,0	30,8
19. PIRA OURO A/R	16,8	26,8	43,6
20. PIRA PERA A/C	19,4	16,0	35,4
21. PIRA TROPICAL A/C	15,2	9,8	25,0
22. ROXA CHATA SMP – IV	13,0	5,4	18,4
23. TEXAS GRANO	11,4	2,5	13,9
24. TUBARÃO	19,2	13,2	32,4
25. WHITE CREOLE	26,0	18,4	44,4

FONTE: FERREIRA (1982).

b) Considerando-se que os dados da TABELA 6.8 foram de um ensaio conduzido no delineamento inteiramente casualizado e que foram perdidas duas parcelas, pede-se:

b.1) Fazer a análise da variância;

b.2) Obter o coeficiente de variação;

b.3) Aplicar, se necessário, o teste de Tukey no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de tratamentos;

b.4) Aplicar o teste de Duncan no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de tratamentos e comparar os resultados com o teste de Tukey;

b.5) Supondo que o tratamento F fosse a testemunha, aplicar o teste de Dunnett no nível de 5% de probabilidade.

TABELA 6.8 - NOTAS (MÉDIAS DE SEIS FRUTOS) ATRIBUÍDAS À PODRIDÃO MOLE DE FRUTO DE MANGA (*Mangifera indica* L.) SOB DIFERENTES TRATAMENTOS TÉRMICOS

Tratamentos	I	II	III	IV	Totais de Tratamentos
“A”	1,6	1,7	1,3	1,4	6,0
“B”	1,2	-	1,5	1,1	3,8
“C”	1,8	1,4	1,2	1,4	5,8
“D”	2,1	2,0	1,8	1,5	7,4
“E”	1,4	1,7	1,8	1,7	6,6
“F”	2,6	2,2	1,5	-	6,3
“G”	1,8	2,5	2,3	1,6	8,2

FONTE: BARBIN (1982).

c) Num experimento inteiramente casualizado foi estudado o efeito de *micorrízas vesículo-arbusculares* na murcha de *Verticillium* em berinjela (*Solanum melongena* L.). O experimento teve cinco tratamentos (quatro espécies de fungos microrrízicos e o controle) e três repetições. Pede-se:

c.1) Completar os dados da análise da variância referente à TABELA 6.9, verificar se os valores de F calculado são significativos e tirar as devidas conclusões;

c.2) Aplicar, se necessário, o teste de Tukey no nível de 5% de probabilidade na comparação de médias de tratamentos. As médias dos tratamentos foram: Peso Fresco da Parte Aérea: *G. leptotichum* + *Verticillium* – 12,91; *G. macrocarpum* + *Verticillium* – 11,69; *G. heterogama* + *Verticillium* – 6,94; *G. margarita* + *Verticillium* – 6,20; *Verticillium albo-atrum* – 5,63; Altura da Planta (cm): *G. leptotichum* + *Verticillium* – 19,08; *G. macrocarpum* + *Verticillium* – 18,21; *G. heterogama* + *Verticillium* – 13,50; *G. margarita* + *Verticillium* – 12,83; *Verticillium albo-atrum* – 12,37.

TABELA 6.9 – ANÁLISES DA VARIÂNCIA E COEFICIENTES DE VARIAÇÃO DO EFEITO DE *micorrizas vesículo-arbusculares* NA MURCHA DE *Verticillium* EM BERINJELA (*Solanum melongena* L.). PIRACICABA-SP

Causa de Variação	Peso Fresco da Parte Aérea				Altura da Planta			
	GL	SQ	QM	F	GL	SQ	QM	F
Tratamentos								
Resíduo			0,6792				0,4008	
Total		143,068				125,816		
Coeficiente de Variação (%)								
Média			8,673				5,197	

FONTE: MELO (1984).