Universidade Federal de Lavras

ANÁLISE DE EXPERIMENTOS USANDO O R

Democratizando Conhecimento

Ben Dêivide de O. Batista

Sumário

Introdução ao R

Esse capítulo terá o propósito de introduzir a ferramenta R, para nos dar base para a análise de experimentos.

Delineamentos Experimentais

2.1 Delineamento Inteiramente Casualizado

O delineamento inteiramente casualizado (DIC) é o mais simples dentre os que serão citados, em que a área experimental deve ser a mais homogênea possível. Assim, os tratamentos são dispostos aleatoriamente nessa área.

2.1.1 Exemplo sobre o peso médio final (Kg) de peixes

Neste exemplo, iremos apresentar as soluções mostrando apenas a análise de variância, servindo de base para os demais exemplos para Delineamentos Inteiramente Causalizados.

Exemplo 2.1: Delineamento Inteiramente Casualizados

Abaixo estão os dados de Peso Médio Final (Kg) em um experimento com diferentes aditivos (A, B, C e D) utilizados na ração para peixes. Foram utilizados 12 tanques de 500 litros com 20 peixes em cada um.

0,93 (D)	1,40 (C)	1,12 (B)	1,21 (D)
1,04 (A)	0,98 (B)	1,14 (B)	1,14 (A)
1,22 (C)	1,33 (A)	1,16 (D)	1,24 (C)

A primeira análise abordada é de forma analítica, demonstrado abaixo.

2.1.1.1 Solução analítica

Solução:

Levantando as hipóteses, temos:

H_0 : Os aditivos na ração de peixes têm mesmo efeito no peso médio final (Kg) desses animais;

H_a : Pelo menos dois aditivos na ração de peixes apresentam efeito de peso médio final (Kg) diferentes desses animais.

Vamos apresentar os dados de produção (Kg/parcela) das quatro variedades de alho, por meio de uma tabela simplificada:

TRATAMENTOS	REPETIÇÕES I	II	III	TOTAIS
A	1,04	1,14	1,33	3,51
B	1,12	0,98	1,14	3,24
C	1,40	1,22	1,24	3,86
D	0,98	1,21	1,16	3,30

A partir de agora, iremos desenvolver a análise de variância. Calculando inicialmente a correção, temos:

$$\begin{aligned} C &= G^2/IJ \\ &= 13,91^2/12 \\ &= 16,12401. \end{aligned}$$

Posteriormente, as somas de quadrados:

$$\begin{aligned} SQ_{tot} &= (1,04^2 + 1,14^2 + \ldots + 1,21^2 + 1,16^2) - C \\ &= 16,3251 - C \\ &= 0,2011. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{trat} &= \frac{1}{3}(3,51^2 + 3,24^2 + 3,86^2 + 3,30^2) - C \\ &= 16,20243 - C \\ &= 0,0784. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{res} &= SQ_{tot} - SQ_{trat} \\ &= 0,1227. \end{aligned}$$

Fazendo a tabela de análise de variância, temos:

Tabela 1: Análise de variância do peso médio final (Kg) de peixes.

FV	GL	SQ	QM	Teste F	F tab	Valor-p
Tratamentos	3	0,0784	0,0261	$1,71^{NS}$	4,07	0,2417
Resíduo	8	0,1227	0,153	-	-	
TOTAL	11	0,2011	-	-	-	

Percebemos pela análise de variância o efeito dos aditivos na ração apresentam mesmo efeito de peso médio final (Kg), ao nível de significância de 5% de probabilidade.

A precisão do experimento é calculado da seguinte forma:

$$CV = \frac{\sqrt{QME}}{MG} \times 100,$$

sendo MG a média geral do experimento, isto é,

$$\begin{aligned} MG &= \frac{3,51+3,24+3,86+3,30}{12} \\ &= 1,16kg, \end{aligned}$$

e QME o quadrado médio do resíduo calculado anteriormente.
Assim, o CV é calculado

$$\begin{aligned} CV &= \frac{\sqrt{0,0153}}{1,16} \times 100 \\ &= 10,68\%. \end{aligned}$$

O experimento apresenta boa precisão, pois $10 < CV \leq 20\%$.

Após a solução analítica, iremos proceder nas rotinas, como apresentado a seguir.

2.1.1.2 Usando o R - Rotinas de pacotes

Os pacotes desenvolvidos no R, tentam resumir as linhas de comando para a solução do problema. Perceberemos isso, no próximo código apresentado.

Código R: Usando os pacotes do R

```
> ##########################
> #Usando as rotinas prontas
> ##########################
> #ANAVA:
> anava <-aov(peso~racao, data=dados)
> summary(anava)
            Df  Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
racao        3 0.07843 0.02614   1.705  0.243
Residuals    8 0.12267 0.01533
```

Percebemos que o comando `aov()`, não apresenta a soma de quadrados total e o CV. Pode ser considerado uma limitação. Os argumentos da função, é usar a variável dependente antes do til ($\sim$), que no nosso caso é `peso`, e após o til, a variável independente, `racao`. Caso essas variáveis estejam dentro de algum objeto, é necessário informar ao argumento `data`. Nossas variáveis se encontram no objeto `dados`, assim, `data = dados`. Um outro pacote interessante, é o **ExpDes** (versão em português **ExpDes.pt**). Algo bem interessante nesse pacote, é que o resultado das funções são bem similares a saída do Sisvar. A seguir é apresentado o comando.

Código R: Usando os pacotes do R - ExpDes.pt

```
> ##################################
> #Usando as rotinas prontas: ExpDes
> ##################################

> #Carregando o ExpDes.pt
> require(ExpDes.pt)
```

```
> #abrindo o objeto "dados":
> attach(dados)

> #Rodando a analise
> dic(trat=racao, resp=peso, quali = TRUE, mcomp = "tukey",
+ sigT = 0.05, sigF = 0.05)

------------------------------------------------------------------------
Quadro da analise de variancia
------------------------------------------------------------------------
           GL       SQ       QM     Fc   Pr>Fc
Tratamento  3 0.078425 0.026142 1.7049 0.24274
Residuo     8 0.122667 0.015333
Total      11 0.201092
------------------------------------------------------------------------
CV = 10.68 %

------------------------------------------------------------------------
Teste de normalidade dos residuos (Shapiro-Wilk)
p-valor:  0.7659358
De acordo com o teste de Shapiro-Wilk a 5% de significancia, os
residuos podem ser considerados normais.
------------------------------------------------------------------------


De acordo com o teste F, as medias nao podem ser consideradas diferentes.
  Niveis   Medias
1      A 1.170000
2      B 1.080000
3      C 1.286667
4      D 1.100000
------------------------------------------------------------------------
```

Os argumentos desse comando, são simples. o Argumento `trat`, representa os tratamentos; `resp` , representa a variável resposta; `quali`, representa um argumento lógico para identificar se os tratamentos são entendidos como qualitativos, portanto, `quali=TRUE`, ou quantitativos, `quali=FALSE`; `mcomp` permite escolher qual o teste de comparação de médias que se deseja utilizar, por default, é usado o teste Tukey; `sigT`, representa o nível de significância utilizado para o teste de comparação múltipla, e `sigF` o nível de significância adotado pelo teste F da Anava.

Outra vantagem desse pacote, é a saída do teste de normalidade (Shapiro-Wilk) para o resíduo, para verificar se este tem distribuição normal ou não.

2.2 Delineamento Blocos Casualizado

O delineamento em blocos casualizados é considerado um dos mais importante na pesquisa científica, já que tem o objetivo de eliminar a variação residual de natureza heterogênea do material experimental, subdividindo em frações mais uniformes e aplicando em cada uma delas todos os tratamentos. A seguir, é apresentado exemplos desse delineamento.

2.2.1 Exemplo sobre a produtividade (Kg/parcela) de variedades de alfafa

Neste exemplo, iremos apresentar as soluções mostrando a análise de variância e um teste de comparação de médias, servindo de base para os demais exemplos para o delineamento em blocos casualizados.

Exemplo 2.2: Delineamento em Blocos Casualizados

Produtividade (Kg/parcela) de um experimento com uma variedade de alfafa onde foram testadas quatro épocas de corte (A, B, C e D, sendo A mais precoce e D mais tardia). Foi utilizado o delineamento Blocos Casualizados com 6 repetições. Os blocos foram utilizados para controlar possíveis diferenças de fertilidade do solo já que a área experimental apresentava uma declividade de 12%. (Os dados estão apresentados no croqui do experimento, da maneira como foi instalado no campo).

Repetição I	1,58 (B)	2,56 (D)	2,29 (C)	2,89 (A)
Repetição II	2,98 (C)	2,88 (A)	2,00 (D)	1,28 (B)
Repetição III	1,22 (B)	1,55 (C)	1,88 (A)	1,82 (D)
Repetição IV	2,90 (A)	2,20 (D)	1,95 (C)	1,21 (B)
Repetição V	1,15 (C)	1,30 (B)	1,33 (D)	2,20 (A)
Repetição VI	1,00 (D)	2,65 (A)	1,66 (B)	1,12 (C)

Inicialmente, iremos apresentar a primeira solução de forma analítica, apresentado a seguir.

2.2.1.1 Solução analítica

Solução:

Levantando as hipóteses, temos:

$$
\begin{aligned}
H_0 &: \text{As épocas de corte de alfafa têm mesma produtividade em Kg/parcela;}\\
H_a &: \text{Pelo menos duas épocas de corte de alfafa apresentam efeitos diferentes}\\
&\ \text{na produtividade em Kg/parcela.}
\end{aligned}
$$

Vamos apresentar os dados de produção (Kg/parcela) das quatro variedades de alho, por meio de uma tabela simplificada:

	BLOCOS						
TRATAMENTOS	I	II	III	IV	V	VI	TOTAIS
A	2,89	2,88	1,88	2,90	2,20	2,65	15,40
B	1,58	1,28	1,22	1,21	1,30	1,66	8,25
C	2,29	2,98	1,55	1,95	1,15	1,12	11,04
D	2,56	2,00	1,82	2,20	1,33	1,00	10,91
TOTAIS	9,32	9,14	6,47	8,26	5,98	6,43	$G = 45,00$

A partir de agora, iremos desenvolver a análise de variância. Calculando inicialmente a correção, temos:

$$
\begin{aligned}
C &= G^2/IJ\\
&= 45,00^2/24\\
&= 86,64.
\end{aligned}
$$

Posteriormente, as somas de quadrados:

$$\begin{aligned} SQ_{tot} &= (2,89^2 + 2,88^2 + \ldots + 1,33^2 + 1,00^2) - C \\ &= 96,3676 - C \\ &= 9,7276. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{trat} &= \frac{1}{6}(15,40^2 + 8,25^2 + 11,04^2 + 10,91^2) - C \\ &= 91,0222 - C \\ &= 4,3820. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{bloc} &= \frac{1}{4}(9,32^2 + 9,14^2 + \ldots + 5,98^2 + 6,43^2) - C \\ &= 89,3990 - C \\ &= 2,7589. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{res} &= SQ_{tot} - SQ_{trat} - SQ_{bloc} \\ &= 2,5867. \end{aligned}$$

A valor dos quadrados médios são encontrados pela razão entre a soma de quadrados e o grau de liberdade da fonte de variação em análise.

Fazendo a tabela de análise de variância, temos:

Tabela 1: Análise de variância da produtividade em kg/parcela das épocas de corte de alfafa.

FV	GL	SQ	QM	Teste F	F tab	Valor-p
Tratamentos	3	4,3820	1,4607	$8,47^*$	3,29	0,0016
Blocos	5	2,7589	0,5518	$3,20^*$	2,90	0,0365
Resíduo	15	2,5867	0,1724	-	-	-
TOTAL	23	9,7276	-	-	-	-

Percebemos pela análise de variância, que pelo menos duas épocas de corte de alfafa apresentaram produtividades (Kg/parcela) diferentes, ao nível de significância de 5% de probabilidade.

A precisão do experimento é calculado da seguinte forma:

$$CV = \frac{\sqrt{QME}}{MG} \times 100, \tag{2.1}$$

sendo MG a média geral do experimento, isto é,

$$\begin{aligned} MG &= \frac{2,57 + 1,84 + 1,82 + 1,38}{4} \\ &= 1,90 \text{ kg/parcela}. \end{aligned}$$

Assim, o CV é calculado

$$CV = \frac{\sqrt{0,1724}}{1,90} \times 100 \quad (2.2)$$
$$= 21,85\%. \quad (2.3)$$

O experimento apresenta boa precisão, pois $10 < CV \leq 20$.

No estudo das médias os testes de comparações múltiplas usaremos o teste Tukey, já que o test F foi significativo para o efeito dos tratamentos.

Fazendo o estudo do teste Tukey, calculemos a DMS:

$$\begin{aligned} DMS &= q_{4,15gl.} \times \sqrt{\frac{QME}{J}} \\ &= 4,08 \times \sqrt{\frac{0,1724}{6}} \\ &= 0,69. \end{aligned}$$

Fazendo a tabela de médias, temos:

Tabela 2: Produtividade (Kg/parcela) das épocas de corte de alfafa.

Tratamentos	Médias	Teste Tukey
A	2,57	a
C	1,84	b
D	1,82	b
B	1,38	b

(*) As médias seguidas de mesma letra, não diferem entre si estatisticamente, ao nível de significância de 5% de probabilidade.

De acordo com o teste Tukey, ao nível de significância de 5% de probabilidade, conclui-se que a época de corte A de alfafa, apresenta maior produtividade (Kg/parcela)

Para comprovar os resultados, iremos apresentar essa solução nos softwares. Inicialmente, começaremos pelo R, criando as rotinas.

2.2.1.2 Usando o R - Rotinas de pacotes

Esta análise usará pacotes disponibilizados no CRAN. A primeira função utilizada será `aov()`. Essa função é da base do R, não precisando baixar pacote. Os seus argumentos já foram comentados na subseção 2.1.1.2. Para o cálculo do teste Tukey, foi utilizado o pacote **ExpDes** (versão em português **ExpDes.pt**), apresentamos as rotinas a seguir.

Código R: Usando funções do ExpDes.pt

```
> #####################################
> #Usando as rotinas prontas: ExpDes.pt
> #####################################
```

```
> #Carregando o pacote ExpDes.pt
> require(ExpDes.pt)

> #carregando os dados:
> dados <- read.table("alfafa.txt",h=T,dec=",")
> #h=T - existe cabeçalho
> #dec="," - a decimal é separado por ","

> #transformando tratamentos e blocos em fatores:
> dados$TRAT <- as.factor(dados$TRAT)
> dados$BLOCO <- as.factor(dados$BLOCO)

> #abrindo o objeto "dados":
> attach(dados)

> #Rodando a rotina
> dbc(trat=TRAT, bloco=BLOCO, resp=PROD, quali = TRUE,
+ mcomp = "tukey", sigT = 0.05, sigF = 0.05)
------------------------------------------------------------------------
Quadro da analise de variancia
------------------------------------------------------------------------
           GL     SQ      QM     Fc    Pr>Fc
Tratamento  3 4.3820 1.46068 8.4706 0.001572
Bloco       5 2.7590 0.55179 3.1999 0.036559
Residuo    15 2.5866 0.17244
Total      23 9.7276
------------------------------------------------------------------------
CV = 21.86 %

------------------------------------------------------------------------
Teste de normalidade dos residuos (Shapiro-Wilk)
p-valor:  0.7947678
De acordo com o teste de Shapiro-Wilk a 5% de significancia,
os residuos podem ser considerados normais.
------------------------------------------------------------------------

Teste de Tukey
------------------------------------------------------------------------
Grupos Tratamentos Medias
a          A     2.566667
 b          C      1.84
 b          D     1.818333
 b          B      1.375
------------------------------------------------------------------------
```

2.2.2 Exemplo do diâmetro de mudas de laranjeiras

Iremos apresentar mais um exemplo de experimento utilizando o delineamento em blocos casualizados.

Exemplo 2.3: Delineamento em Blocos Casualizados

Os diâmetros, em *cm*, de mudas de laranjeira "Pera-Rio" obtidos em um experimento de adubação estão apresentados a seguir. Foi utilizado o DBC com as repetições controlando possível gradiente de fertilidade do solo no pomar onde as mudas foram instaladas (15% de declividade). Apresente a análise de variância e comente os resultados. Comente sobre o controle local. (Dado: $SQ_{total} = 9,1889$).

TRATAMENTOS	BLOCOS I	II	III	IV
Testemunha	1,75	2,03	2,12	2,14
Testeminha com SS	2,05	2,26	2,42	2,53
Fosfato de Araxá + Super Simples	2,34	2,02	2,43	2,26
Fosfato + SS + Matéria Orgânica	2,80	3,84	3,44	3,09
Farinha de Ossos + SS	1,95	2,15	1,99	2,17
Farinha + SS + MO	3,51	3,32	3,68	3,31

Como primeira solução, iremos demonstrá-la de forma analítica, como segue abaixo.

2.2.2.1 Solução analítica

Solução:

Levantando as hipóteses, temos:

H_0 : As adubações de mudas de laranjeira "Pêra-Rio" apresentam mesmo mesmo efeito no diâmetro (cm) dessas mudas.;

H_a : Pelo menos duas adubações de mudas de laranjeira "Pêra-Rio" apresentam efeitos diferentes no diâmetro (cm) dessas mudas.

Vamos apresentar os dados de diâmetro (*cm*) de mudas de laranja, por meio de uma tabela simplificada:

TRATAMENTOS	BLOCOS I	II	III	IV	TOTAL
Testemunha	1,75	2,03	2,12	2,14	8,04
Testeminha com SS	2,05	2,26	2,42	2,53	9,26
Fosfato de Araxá + Super Simples	2,34	2,02	2,43	2,26	9,05
Fosfato + SS + Matéria Orgânica	2,80	3,84	3,44	3,09	13,17
Farinha de Ossos + SS	1,95	2,15	1,99	2,17	8,26
Farinha + SS + MO	3,51	3,32	3,68	3,31	13,82
TOTAL	14,40	15,62	16,08	15,50	G = 61,60

A partir de agora, iremos desenvolver a análise de variância. Calculando inicialmente a correção, temos:

$$
\begin{aligned}
C &= G^2/IJ \\
&= 61,60^2/24 \\
&= 158,1067.
\end{aligned}
$$

Posteriormente, as somas de quadrados:

$$
\begin{aligned}
SQ_{tot} &= (1,75^2 + 2,03^2 + \ldots + 3,68^2 + 3,31^2) - C \\
&= 167,2956 - C \\
&= 9,1889.
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
SQ_{trat} &= \frac{1}{4}(8,04^2 + 9,26^2 + 13,17^2 + 8,26^2 + 13,82^2) - C \\
&= 166,2401 - C \\
&= 8,1335.
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
SQ_{bloc} &= \frac{1}{6}(14,40^2 + 15,62^2 + 16,08^2 + 15,50^2) - C \\
&= 158,3601 - C \\
&= 0,2535.
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
SQ_{res} &= SQ_{tot} - SQ_{trat} - SQ_{bloc} \\
&= 0,8019.
\end{aligned}
$$

A valor dos quadrados médios são encontrados pela razão entre a soma de quadrados e o grau de liberdade da fonte de variação em análise.

Fazendo a tabela de análise de variância, temos:

Tabela 1: Análise de variância do diâmetro (cm) de mudas de laranjas em diversas adubações utilizadas.

FV	GL	SQ	QM	Teste F	F tab	Valor-p
Tratamentos	5	8,1335	1,6267	$30,41^*$	2,90	2,4e-07
Blocos	3	0,2535	0,0845	1,58	3,29	0,2359
Resíduo	15	0,8019	0,0535	-	-	-
TOTAL	23	9,1889	-	-	-	-

Percebemos pela análise de variância, pelo menos duas adubações apresentaram efeito de diâmetro (cm) de mudas de laranjas diferentes, ao nível de significância de 5% de probabilidade.

A precisão do experimento é calculado da seguinte forma:

$$
CV = \frac{\sqrt{QME}}{MG} \times 100, \tag{2.4}
$$

sendo MG a média geral do experimento, isto é,

$$\begin{aligned} MG &= \frac{2,01+2,07+2,26+2,32+2,29+3,46}{6} \\ &= 2,57 \text{ cm.} \end{aligned}$$

Assim, o CV é calculado

$$CV = \frac{\sqrt{0,0535}}{2,57} \times 100 \quad (2.5)$$

$$= 9,01\%. \quad (2.6)$$

O experimento apresenta alta precisão, pois $CV < 10\%$.

No estudo das médias os testes de comparações múltiplas usaremos o teste Tukey, já que o test F foi significativo para o efeito dos tratamentos.

Fazendo o estudo do teste Tukey, calculemos a DMS:

$$\begin{aligned} DMS &= q_{6,15gl.} \times \sqrt{\frac{QME}{J}} \\ &= 4,59 \times \sqrt{\frac{0,0535}{6}} \\ &= 0,5313. \end{aligned}$$

Fazendo a tabela de médias, temos:

Tabela 2: Produtividade (Kg/parcela) das épocas de corte de alfafa.

Tratamentos	Médias	Teste Tukey*
T6	3,46	a
T4	3,29	a
T2	2,32	b
T3	2,26	b
T5	2,07	b
T1	2,01	b

(*) As médias seguidas de mesma letra, não diferem entre si estatisticamente, ao nível de significância de 5% de probabilidade.

De acordo com o teste Tukey, ao nível de significância de 5% de probabilidade, conclui-se que a adubação T6 (Farinha+SS+MO), apresenta maior efeito no diâmetro (cm) de mudas de laranjeira. As adubações T6 e T4, bem como as adubações T1, T2, T3 e T5 apresentam efeitos do diâmetro (cm) de mudas de laranjeiras iguais.

Usando o pacote **ExpDes**, as linhas de comando ficam mais simples. Segue abaixo a rotina.

Código R: Usando o ExpDes.pt

```
> #####################################
> #Usando as rotinas prontas: ExpDes.pt
> #####################################

> #Carregando o pacote ExpDes.pt:
> require(ExpDes.pt)

> #carregando os dados:
> dados <- read.table("laranja.txt",h=T,dec=",")
> #h=T - existe cabeçalho
> #dec="," - a decimal é separado por ","

> #transformando tratamentos e blocos em fatores:
> dados$TRAT <- as.factor(dados$TRAT)
> dados$BLOCO <- as.factor(dados$BLOCO)

> #abrindo o objeto "dados":
> attach(dados)

> #ANAVA:
> dbc(trat=TRAT, bloco=BLOCO, resp=VR, quali = TRUE,
+ mcomp = "tukey", sigT = 0.05, sigF = 0.05)
------------------------------------------------------------------------
Quadro da analise de variancia
------------------------------------------------------------------------
           GL     SQ      QM      Fc  Pr>Fc
Tratamento  5 8.1335 1.62670 30.4251 0.0000
Bloco       3 0.2535 0.08449  1.5802 0.2357
Residuo    15 0.8020 0.05347
Total      23 9.1889
------------------------------------------------------------------------
CV = 9.01 %
------------------------------------------------------------------------
Teste de normalidade dos residuos (Shapiro-Wilk) p-valor: 0.5878604
De acordo com o teste de Shapiro-Wilk a 5% de significancia, os
residuos podem ser considerados normais.
------------------------------------------------------------------------
Teste de Tukey
------------------------------------------------------------------------
Grupos Tratamentos Medias
a    T6    3.455
a    T4    3.2925
 b    T2    2.315
 b    T3    2.2625
 b    T5    2.065
 b    T1    2.01
------------------------------------------------------------------------
```

2.3 Delineamento Quadrado Latino

Quando a área experimental apresenta heterogênea em duas direções, isto é, quando apresenta duas fontes de variáveis indesejáveis, faz-se necessário o uso do delineamento em quadrado latino, em que as parcelas são agrupadas de duas maneiras, em linhas e colunas, de modo que os tratamentos são distribuídos em uma única vez em cada linha e coluna, e o número de repetições é obrigatoriamente igual ao número de tratamentos.

2.3.1 Exemplo do ganho de peso de suínos

Exemplo 2.4: Delineamento em Quadrado Latino

Em um experimento em Quadrado Latino sobre a alimentação de suínos foram estudadas quatro rações: A = Milho, B = Sorgo, C = Milho + complemento, D = Sorgo + complemento. Cada parcela continha 5 animais. Foram utilizadas 4 raças diferentes e quatro faixas de pesos iniciais. Os dados de ganho em peso, ao final do experimento, são apresentados a seguir.

	30-36	**37-42**	**43-46**	**47 ou mais**
R1	35 (A)	33 (B)	28 (D)	28 (C)
R2	15 (B)	40 (C)	29 (A)	14 (D)
R3	31 (C)	36 (D)	20 (B)	27 (A)
R4	19 (D)	46 (A)	39 (C)	12 (B)

A seguir as soluções serão apresentadas, sendo a primeira de forma analítica.

2.3.1.1 Solução analítica

A solução analítica tem como propósito, apresentar didaticamente a análise de variância em um delineamento em quadrado latino.

Solução:

Levantando as hipóteses, temos:

$$H_0 \; : \; \text{As rações apresentam mesmo ganho de peso de suínos;}$$
$$H_a \; : \; \text{Pelo menos duas rações apresentam efeitos diferentesno ganho de peso de suínos.}$$

Vamos apresentar os dados de ganho de peso (Kg) de suínos, referentes a quatro tipos de rações, por meio de uma tabela simplificada:

	FAIXA DE PESOS(Kg) (Coluna)				
RAÇAS (Linha)	30-36	37-42	43-46	47 ou mais	TOTAIS
R1	35(A)	33(B)	28(D)	28(C)	124
R2	15(B)	40(C)	29(A)	14(D)	98
R3	31(C)	36(D)	20(B)	27(A)	114
R4	19(D)	46(A)	39(C)	12(B)	116
TOTAIS	100	155	116	81	$G = 452$

Um quadro auxiliar para obter os totais dos tratamentos, como segue:

TRATAMENTOS	REPETIÇÕES I	II	III	IV	TOTAL
A	35	29	27	46	137
B	33	15	20	12	80
C	28	40	31	39	138
D	28	14	36	19	97

A partir de agora, iremos desenvolver a análise de variância. Calculando inicialmente a correção, temos:

$$\begin{aligned} C &= G^2/IJ \\ &= 452^2/16 \\ &= 12769,00. \end{aligned}$$

Posteriormente, as somas de quadrados:

$$\begin{aligned} SQ_{tot} &= (35^2 + 33^2 + \ldots + 39^2 + 12^2) - C \\ &= 14272,00 - C \\ &= 1503,00. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{trat} &= \frac{1}{4}(137^2 + 80^2 + 138^2 + 97^2) - C \\ &= 13405.50 - C \\ &= 636.50. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{lin} &= \frac{1}{4}(124^2 + 98^2 + 114^2 + 116^2) - C \\ &= 12858,00 - C \\ &= 89,00. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{col} &= \frac{1}{4}(100^2 + 155^2 + 116^2 + 81^2) - C \\ &= 13510,50 - C \\ &= 741,50. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{res} &= SQ_{tot} - SQ_{trat} - SQ_{bloc} \\ &= 36,00. \end{aligned}$$

A valor dos quadrados médios são encontrados pela razão entre a soma de quadrados e o grau de liberdade da fonte de variação em análise.

Fazendo a tabela de análise de variância, temos:

Tabela 1: Análise de variância do ganho de peso em kg, das rações de suínos.

FV	GL	SQ	QM	Teste F	F tab	Valor-p
Tratamentos	3	636,50	212,17	$35,36^{*}$	4,76	$0,0003$
Linhas	3	89,00	29,67	$4,95^{*}$	4,76	0,0461
Colunas	3	741,50	247,17	$41,2^{*}$	4,76	0,0002
Resíduo	6	36,00	6,00	-	-	-
TOTAL	15	1503,00	-	-	-	-

Pela análise de variância, pelo menos duas rações apresentam ganho de peso (Kg) diferentes, ao nível de significância de 5% de probabilidade.

A precisão do experimento é calculado da seguinte forma:

$$CV = \frac{\sqrt{QME}}{MG} \times 100, \tag{2.7}$$

sendo MG a média geral do experimento, isto é,

$$\begin{aligned} MG &= \frac{20,00 + 24,25 + 34,25 + 34,50}{4} \\ &= 28,25 \text{ kg.} \end{aligned}$$

Assim, o CV é calculado

$$CV = \frac{\sqrt{6,00}}{28,25} \times 100 \tag{2.8}$$

$$= 8,67\%. \tag{2.9}$$

O experimento apresenta alta precisão.

No estudo das médias os testes de comparações múltiplas usaremos o teste Tukey, já que o test F foi significativo para o efeito dos tratamentos.

Fazendo o estudo do teste Tukey, calculemos a DMS:

$$\begin{aligned} DMS &= q_{4,6gl.} \times \sqrt{\frac{QME}{J}} \\ &= 4,90 \times \sqrt{\frac{6,00}{4}} \\ &= 6,00. \end{aligned}$$

Fazendo a tabela de médias, temos:

Tabela 2: Ganho de peso (Kg) das rações de suínos.

Tratamentos	Médias	Teste Tukey
C	2,57	a
A	1,84	a
D	1,82	b
B	1,38	b

De acordo com o teste Tukey, ao nível de significância de 5% de probabilidade, conclui-se que as rações A e B apresentam peso médio (Kg) de suínos superior as demais rações. As rações A e B, bem como C e D apresentam mesmo peso médio.

2.3.1.2 Usando o R - Rotinas de pacotes

Para facilitar a análise no R, podemos usar pacotes prontos, para realizar a análise de variância. Como na ANAVA dos outros delineamentos para essa seção, iremos usar a função `aov()` da base do próprio R, sem necessidade de instalação de pacotes. Para o teste de médias, será usado o pacote **ExpDes.pt**, essa análise pode ser simplificada mais ainda. Segue as linhas de comando abaixo.

Código R: Usando o ExpDes.pt

```
> #################################
> #Usando as rotinas prontas:ExpDes
> #################################

> #carregando pacote
> require(ExpDes.pt)

> #carregando os dados:
> dados <- read.table("suino.txt",h=T,dec=",")
> #h=T - existe cabeçalho
> #dec="," - a decimal é separado por ","

> #Estrutura do objeto dados
> str(dados)
'data.frame': 16 obs. of  4 variables:
 $ TRAT: Factor w/ 4 levels "A","B","C","D": 1 2 3 4 2 3 4 1 4 1 ...
 $ LIN : Factor w/ 4 levels "R1","R2","R3",..: 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 ...
 $ COL : Factor w/ 4 levels "F1","F2","F3",..: 1 1 1 1 2 2 2 2 3 3 ...
 $ VR  : num  35 15 31 19 33 40 36 46 28 29 ...

> #abrindo o objeto "dados":
> attach(dados)

> #ANAVA
> dql(trat=TRAT, linha=LIN, coluna=COL, resp=VR, quali = TRUE,
+ mcomp = "tukey", sigT = 0.05, sigF = 0.05)
------------------------------------------------------------------------
Quadro da analise de variancia
------------------------------------------------------------------------
           GL     SQ      QM     Fc    Pr>Fc
Tratamento  3  636.5 212.167 35.361 0.000329
Linha       3   89.0  29.667  4.944 0.046240
Coluna      3  741.5 247.167 41.194 0.000213
Residuo     6   36.0   6.000
```

```
Total      15 1503.0
------------------------------------------------------------------------
CV = 8.67 %
------------------------------------------------------------------------
Teste de normalidade dos residuos (Shapiro-Wilk)
p-valor:  0.9989003
De acordo com o teste de Shapiro-Wilk a 5% de significancia,
os residuos podem ser considerados normais.
------------------------------------------------------------------------
Teste de Tukey
------------------------------------------------------------------------
Grupos Tratamentos Medias
a    C    34.5
a    A    34.25
 b    D    24.25
 b    B    20
------------------------------------------------------------------------
```

Teste de Médias

Ao realizar um experimento, o pesquisador está interessado em averiguar a hipótese nula global (H_0) que estabeleceu. Duas hipóteses, portanto, são formuladas, as quais são:

$$\begin{aligned} H_0 &: \mu_1 = \mu_2, \ldots = \mu_n, \\ H_1 &: \text{Pelo menos um contraste } \mu_i - \mu_j \neq 0, \ i \neq j = 1, 2, \ldots, n, \end{aligned}$$

em que μ_1, μ_2, ..., μ_n são as n médias de n populações.

A hipótese nula é verificada pelo teste F. Caso a hipótese H_0 seja rejeitada, indagamos a que se devem as diferenças, ou quais são os níveis desse fator que diferem entre si? Assim, qual o método mais coerente de realizar essas comparações? Com relação a esse último questionamento, podemos decidir o método da seguinte forma:

1. Se os níveis do fator são quantitativos, o estudo de regressão é o mais apropriado;

2. Caso os níveis do fator sejam qualitativos e não estruturados, os métodos de comparações múltiplas (Teste de médias) são os mais recomendados.

A seguir, iremos mostrar por meio dos exemplos, essas duas metodologias após a análise de variância. Inicialmente, iremos falar do teste de médias.

3.0.2 Teste de médias

Os testes de médias que serão abordados nesse exemplo são: Tukey, SNK, Scott-Knott, t de Student, t de Bonferroni, Scheffé e Dunnett. As soluções serão feitas de forma analítica, por meio de rotinas no R e SAS, e no Sisvar.

Exemplo 3.1: IVA - índice de envelhecimento acelerado de sementes

Num experimento conduzido em laboratório de sementes, foi avaliado o efeito de quatro reguladores de crescimento na germinação e outras características de sementes de milho. As condições experimentais eram homogêneas permitindo usar o delineamento inteiramente casualizado com cinco repetições e a unidade experimental constituiu-se de uma bandeja com 50 sementes. Os tratamentos avaliados foram os seguintes:

A - Simulate;

B - Booster;

C - 1/2 Simulate + 1/2 Cellerate;

D - Cellerate.

Os resultados obtidos para o “IVA - índice de envelhecimento acelerado das sementes” foram os seguintes:

Tratamentos	Repetições				
	1	2	3	4	5
A	40,2	49,3	40,1	43,0	52,4
B	42,0	44,5	53,0	54,5	51,0
C	47,1	55,5	58,3	53,4	45,7
D	38,1	45,9	43,7	40,6	36,7

a) Faça a análise de variância e aplique o teste F. Discuta os resultados;

b) Aplique os testes de comparações múltiplas: Tukey, SNK, t, Skott-Knott ao nível de significância de 5% de probabilidade;

c) Formule contrastes e aplique o teste de Scheffé e F ($\alpha = 0,05$), fazendo as seguintes avaliações:

- avaliar os produtos “Stimulate” e “Cellerate” fornecidos isoladamente e misturados: $Y_1 = 1/3\hat{m}_A - 1\hat{m}_B + 1/3\hat{m}_C + 1/3\hat{m}_D$;
- avaliar o produto “Booster” contra os demais produtos: $Y_2 = 1/2\hat{m}_A - 1\hat{m}_C + 1/2\hat{m}_D$;
- avaliar os produtos isolados “Stimulate” e “Cellerate”: $Y_1 = 1\hat{m}_A - 1\hat{m}_D$.

d) Aplique o teste Dunnett ao nível de 5% de probabilidade, supondo que o tratamento A seja a testemunha

A primeira solução abordada será de forma analítica, como segue.

3.0.2.1 Solução analítica

Solução:

a) Levantando as hipóteses, temos:

H_0 : Os reguladores de crescimento apresentam mesmo efeito ao IVA nas sementes;
H_a : Pelo menos dois reguladores de crescimento apresentam efeitos diferentes ao IVA nas sementes.

Vamos apresentar os dados do IVA dos quatro reguladores de crescimento, por meio de uma tabela simplificada:

	Repetições					
Tratamentos	1	2	3	4	5	Total
A	40,2	49,3	40,1	43,0	52,4	225,00
B	42,0	44,5	53,0	54,5	51,0	245,00
C	47,1	55,5	58,3	53,4	45,7	260,00
D	38,1	45,9	43,7	40,6	36,7	205,00

A partir de agora, iremos desenvolver a análise de variância. Calculando inicialmente a correção, temos:

$$\begin{aligned} C &= G^2/IJ \\ &= 935,00^2/20 \\ &= 43711,25. \end{aligned}$$

Posteriormente, as somas de quadrados:

$$\begin{aligned} SQ_{tot} &= (40,2^2 + 49,3^2 + \ldots + 40,6^2 + 36,7^2) - C \\ &= 44474,76 - C \\ &= 763,5100. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{trat} &= \frac{1}{5}(225,00^2 + 245,00^2 + 260,0^2 + 205,00^2) - C \\ &= 44055,00 - C \\ &= 343,7500. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SQ_{res} &= SQ_{tot} - SQ_{trat} \\ &= 419,7600. \end{aligned}$$

Fazendo a tabela de análise de variância, temos:

Tabela 1: Análise de variância do peso médio final (Kg) de peixes.

FV	GL	SQ	QM	Teste F	F tab	Valor-p
Tratamentos	3	0,0784	0,0261	$1,71^{NS}$	4,07	0,2417
Resíduo	8	0,1227	0,153	-	-	
TOTAL	11	0,2011	-	-	-	

Percebemos pela análise de variância o efeito dos aditivos na ração apresentam mesmo efeito de peso médio final (Kg), ao nível de significância de 5% de probabilidade.

A precisão do experimento é calculado da seguinte forma:

$$CV = \frac{\sqrt{QME}}{MG} \times 100,$$

sendo MG a média geral do experimento, isto é,

$$\begin{aligned} MG &= \frac{3,51 + 3,24 + 3,86 + 3,30}{12} \\ &= 1,16kg, \end{aligned}$$

e QME o quadrado médio do resíduo calculado anteriormente.
Assim, o CV é calculado

$$\begin{aligned} CV &= \frac{\sqrt{0,0153}}{1,16} \times 100 \\ &= 10,68\%. \end{aligned}$$

O experimento apresenta boa precisão, pois $10 < CV \leq 20\%$.

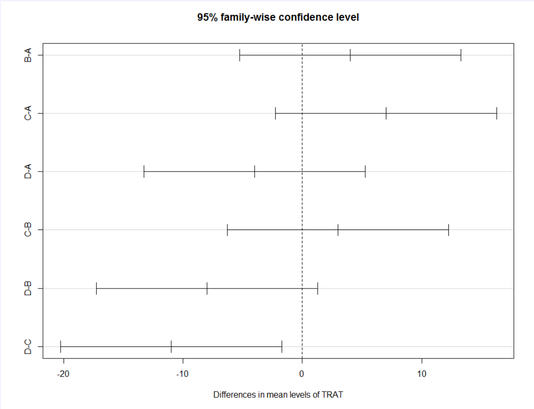
c) A grande diferença entre o teste F para desdobramento do tratamento e o teste Scheffé, é que o segundo pode ser usado para testar qualquer contraste entre médias de tratamentos, até mesmo duas a duas, não há restrição quanto a ortogonalidade dos contrastes. O teste Teste F, exige que cada comparação seja explicado por um contraste, e que estes sejam ortogonais entre si, para que as comparações sejam independentes. Vale ressaltar que após a decomposição dos graus de liberdade do tratamento, será atribuído a cada contraste 1 grau de liberdade. Um fato interessante, é que a aplicação do teste F é equivalente ao teste t, pois supondo uma variável aleatória X com distribuição $F_{1,\nu}$ com 1 grau de liberdade no tratamento e ν graus de liberdade no resíduo é equivalente a uma variável Y^2, em que Y tem distribuição t com ν graus de liberdade.

3.0.2.2 Usando o R - Rotinas de pacotes

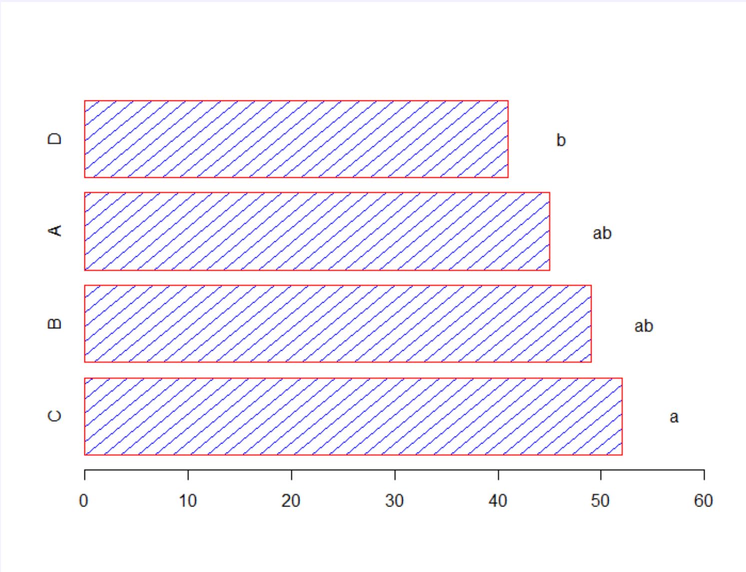
Código R: Usando rotinas de pacotes

```
#Relizando a limpeza de dados no R
#Remover dados:
rm(list=ls())

#Diretório:
setwd("D:/PROJETOS/EXPERIMENTAL/EXPERIMENTAL -
       APOSTILA/exemplos-resolvidos/exem-teste.medias")

#Lendo dados:
dados <- read.table("iva.txt",h=T)

#transformando TRAT em fator
dados$TRAT <- as.factor(dados$TRAT)

#Analise de variancia:
anav <- aov(VR~TRAT,data=dados)
anava <- anova(anav);anava

Analysis of Variance Table

Response: VR
          Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
TRAT       3 343.75 114.583  4.3676 0.0199 *
Residuals 16 419.76  26.235
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

############################################
###########Teste de Tukey#################
############################################
```

```
library(agricolae)

teste.tukey1 <- HSD.test(y=dados$VR,trt=dados$TRAT,DFerror=anava$Df[2],
                         MSerror=anava$Mean[2],alpha=0.05,group=T,
                         main="Efeito do IVA no cresc de sem");
teste.tukey1
#obs.: group=T implica em aparecer as letras
#      group=F implica nos intervalos de confiança

$statistics
   Mean       CV MSerror      HSD
  46.75 10.95617  26.235 9.268115

$parameters
  Df ntr StudentizedRange
  16   4         4.046093

$means
  dados$VR      std r  Min  Max
A       45 5.574495 5 40.1 52.4
B       49 5.465803 5 42.0 54.5
C       52 5.422177 5 45.7 58.3
D       41 3.819686 5 36.7 45.9

$comparison
NULL

$groups
  trt means  M
1   C    52  a
2   B    49 ab
3   A    45 ab
4   D    41  b

#Visualizacao grafica do teste Tukey:


#teste de Tukey apresentado por meio de intervalos de confiança.
#Interpretacao: se o intervalo de confiança para a diferenca entre duas
#médias nao incluir o valor zero, rejeita-se a hipotese nula,
#caso contrario, nao ha evidencias para rejeitar H0.

#graf 1:
graf.tukey1 <- TukeyHSD(anav)
plot(graf.tukey1)
```

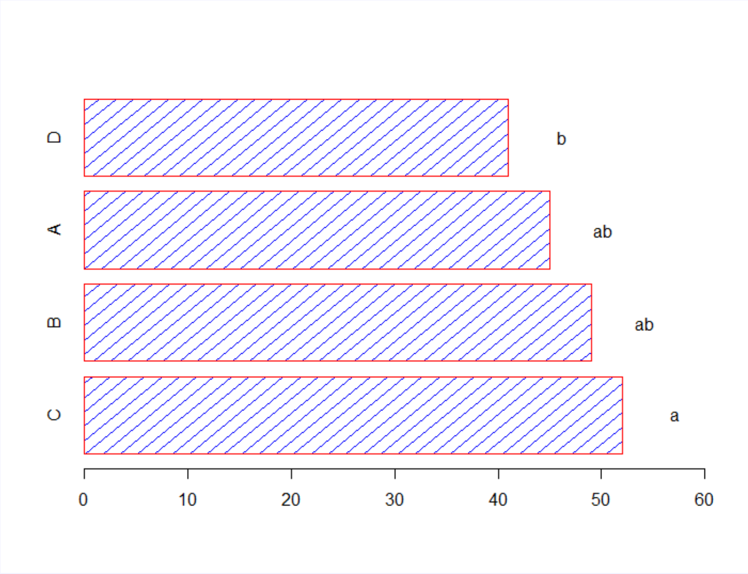



```
#grafico em barras, acrescido das letras
#graf 2:
graf.tukey2 <- bar.group(teste.tukey1$group,horiz=TRUE,density=8,
                          col="blue",border="red",xlim=c(0,60))
```



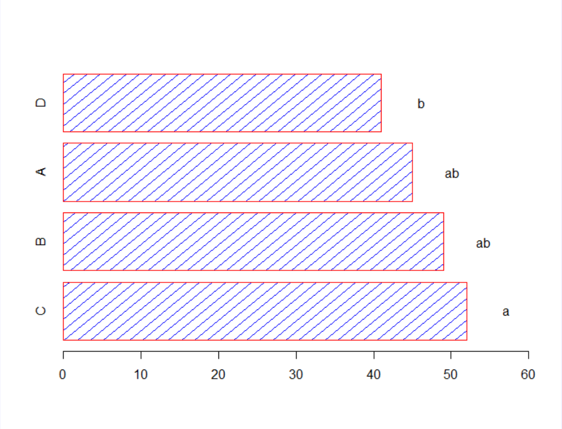

```
############################################
###########Teste de SNK###################
############################################
library(agricolae)

teste.snk <- SNK.test(y=dados$VR,trt=dados$TRAT,DFerror=anava$Df[2],
                         MSerror=anava$Mean[2],alpha=0.05,group=T,
                         main="Efeito do IVA no cresc de sem");
teste.snk
#obs.: group=T implica em aparecer as letras
#      group=F implica nos intervalos de confiança

$statistics
   Mean       CV  MSerror
  46.75 10.95617   26.235
```

```
$parameters
  Df ntr
  16   4

$SNK
     Table CriticalRange
2 2.997999      6.867315
3 3.649139      8.358838
4 4.046093      9.268115

$means
  dados$VR      std r  Min  Max
A       45 5.574495 5 40.1 52.4
B       49 5.465803 5 42.0 54.5
C       52 5.422177 5 45.7 58.3
D       41 3.819686 5 36.7 45.9

$comparison
NULL

$groups
  trt means  M
1   C    52  a
2   B    49 ab
3   A    45 ab
4   D    41  b

#grafico:
graf.snk <- bar.group(teste.snk$group,horiz=TRUE,density=8,
                    col="blue",border="red",xlim=c(0,60))
```



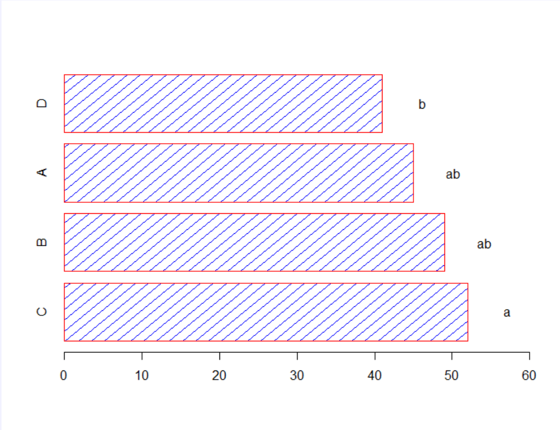

```
############################################
############Teste de t-student#############
```

```
##############################################
library(agricolae)

teste.t <- LSD.test(anav,"TRAT",alpha=0.05,group=T,
                         main="Efeito do IVA no cresc de sem");
teste.t
#obs.: group=T implica em aparecer as letras
#      group=F implica nos intervalos de confiança

$statistics
   Mean       CV  MSerror      LSD
  46.75 10.95617  26.235 6.867315

$parameters
  Df ntr  t.value
  16   4 2.119905

$means
  VR      std r      LCL      UCL  Min  Max
A 45 5.574495 5 40.14407 49.85593 40.1 52.4
B 49 5.465803 5 44.14407 53.85593 42.0 54.5
C 52 5.422177 5 47.14407 56.85593 45.7 58.3
D 41 3.819686 5 36.14407 45.85593 36.7 45.9

$comparison
NULL

$groups
  trt means  M
1   C    52  a
2   B    49 ab
3   A    45 bc
4   D    41  c

#grafico:
graf.t <- bar.group(teste.t$group,horiz=TRUE,density=8,
                         col="blue",border="red",xlim=c(0,60))
```



```
############################################
###########Teste Scott-Knott###############
############################################
library(ScottKnott)
teste.sk <- SK(dados$TRAT,dados$VR, model='dados$VR ~ dados$TRAT',
               which='dados$TRAT',
               error='Within', sig.level=0.05)
teste.sk

$av
Call:
   aov(formula = dados$VR ~ dados$TRAT, data = dat)

Terms:
                dados$TRAT Residuals
Sum of Squares      343.75    419.76
Deg. of Freedom          3        16

Residual standard error: 5.122011
Estimated effects may be unbalanced

$groups
[1] 1 1 2 2

$nms
[1] "A" "B" "C" "D"

$ord
[1] 3 2 1 4

$m.inf
  mean  min  max
C   52 45.7 58.3
B   49 42.0 54.5
A   45 40.1 52.4
D   41 36.7 45.9

$sig.level
[1] 0.05

attr(,"class")
[1] "SK"   "list"

summary(teste.sk)

 Levels Means SK(5%)
      C    52      a
      B    49      a
```

```
      A    45      b
      D    41      b

############################################
############Teste de Scheffe################
############################################

############################################################
#A analise do teste scheffe para o pacote agricolae, compara
#as medias dois a dois, na versao antiga do teste
############################################################
#Teste Scheffe:
library(agricolae)
teste.sch <- scheffe.test(y=dados$VR,trt=dados$TRAT, DFerror=anava[2,1],
                    MSerror=anava[2,3],Fc=anava[1,4],group=T,
                    alpha=0.05);teste.sch
#obs.: group=T implica em aparecer as letras
#      group=F implica nos intervalos de confiança

$statistics
   Mean       CV MSerror CriticalDifference
  46.75 10.95617  26.235           10.09783

$parameters
  Df ntr        F  Scheffe
  16   4 3.238872 3.117148

$means
  dados$VR      std r  Min  Max
A       45 5.574495 5 40.1 52.4
B       49 5.465803 5 42.0 54.5
C       52 5.422177 5 45.7 58.3
D       41 3.819686 5 36.7 45.9

$comparison
NULL

$groups
  trt means  M
1   C    52  a
2   B    49 ab
3   A    45 ab
4   D    41  b

#grafico:
graf.sch <- bar.group(teste.sch$group,horiz=TRUE,density=8,
                    col="blue",border="red",xlim=c(0,60))
```




```
##############################################
######Contraste com o teste F###############
##############################################

#Observando o gl do trat, percebemos que o nº de contrastes
#ortogonais é igual a (gl_trat).

#Tratamentos:
#-------------
#A - Stimulate
#B - Boster
#C - 1/2 Stimulate + 1/2 Cellerate
#D - Cellerate

#Sera realizado 3 contrastes:
# 1) Booster com os demais conjuntos:
#                   Y1 = 1/3.A - 1.B + 1/3.C + 1/3.D
# 2) Simulate e Cellerate fornecidos isoladamente e misturado:
#                   Y2 = 1/2.A + 0.B - 1.C + 1/2.D
# 3) Simulate com Cellerate:
#                   Y3 = 1.A - 0.B - 0.C - 1.D
#
#a matriz de contraste, sendo gl.trat contrastes
cont.dados <- matrix(c(1/3,-1,1/3,1/3,   #1 Contraste
                      1/2,0,-1,1/2,      #2 Contraste
                      1,0,0,-1           #3 Contraste
                      ),nrow=4,ncol=3,byrow=F);cont.dados

           [,1] [,2] [,3]
[1,]  0.3333333  0.5    1
[2,] -1.0000000  0.0    0
[3,]  0.3333333 -1.0    0
[4,]  0.3333333  0.5   -1

# Definindo os contrastes
contrasts(dados$TRAT) <- cont.dados
```

```
contrasts(dados$TRAT)

        [,1] [,2] [,3]
A  0.3333333  0.5    1
B -1.0000000  0.0    0
C  0.3333333 -1.0    0
D  0.3333333  0.5   -1

dados$TRAT

 [1] A A A A A B B B B B C C C C C D D D D D
attr(,"contrasts")
        [,1] [,2] [,3]
A  0.3333333  0.5    1
B -1.0000000  0.0    0
C  0.3333333 -1.0    0
D  0.3333333  0.5   -1
Levels: A B C D

# Analise de variancia
anav.con <- aov(VR~TRAT,data=dados)

#Não houve mudança entre as anavas, observe:
anav.con

Call:
   aov(formula = VR ~ TRAT, data = dados)

Terms:
                  TRAT Residuals
Sum of Squares  343.75    419.76
Deg. of Freedom      3        16

Residual standard error: 5.122011
Estimated effects are balanced

anav

Call:
   aov(formula = VR ~ TRAT, data = dados)

Terms:
                  TRAT Residuals
Sum of Squares  343.75    419.76
Deg. of Freedom      3        16

Residual standard error: 5.122011
Estimated effects may be unbalanced
```

```
#contrastes:
anav.con$con #contraste escolhido

$TRAT
        [,1] [,2] [,3]
A  0.3333333  0.5    1
B -1.0000000  0.0    0
C  0.3333333 -1.0    0
D  0.3333333  0.5   -1

anav$con #contraste defaut

$TRAT
[1] "contr.treatment"

##########################
# Contrastes estabelecidos
##########################

#incluindo os dois primeiros contrastes
summary(anav.con,split=list(TRAT=list(C1=1,C2=2)))

            Df Sum Sq Mean Sq F value  Pr(>F)
TRAT         3  343.7  114.58   4.368 0.01990 *
  TRAT: C1   1   33.7   33.75   1.286 0.27341
  TRAT: C2   1  270.0  270.00  10.292 0.00548 **
Residuals   16  419.8   26.23
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

#incluindo os tres contrastes
summary(anav.con,split=list(TRAT=list(C1=1,C2=2, C3=3)))

          Df Sum Sq Mean Sq F value  Pr(>F)
TRAT         3  343.7  114.58   4.368 0.01990 *
  TRAT: C1   1   33.7   33.75   1.286 0.27341
  TRAT: C2   1  270.0  270.00  10.292 0.00548 **
  TRAT: C3   1   40.0   40.00   1.525 0.23474
Residuals   16  419.8   26.23
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

############################################
######Contraste com o teste t###############
############################################

#Sera realizado 3 contrastes:
# 1) Booster com os demais conjuntos:
```

```
#                  Y1 = 1/3.A - 1.B + 1/3.C + 1/3.D
# 2) Stimulate e Cellerate fornecidos isoladamente e misturado:
#                  Y2 = 1/2.A + 0.B - 1.C + 1/2.D
# 3) Stimulate com Cellerate:
#                  Y3 = 1.A - 0.B - 0.C - 1.D
#
C <- rbind(" A, C, D vs B"=c(1/3,-1,1/3,1/3),
           " A, D vs C"=c(1/2,0,-1,1/2),
           " A vs D"=c(1,0,0,-1));C

                    [,1] [,2]       [,3]       [,4]
 A, C, D vs B 0.3333333   -1  0.3333333  0.3333333
 A, D vs C    0.5000000    0 -1.0000000  0.5000000
 A vs D       1.0000000    0  0.0000000 -1.0000000

library(gregmisc)
fit.contrast(anav,"TRAT",C)

                  Estimate Std. Error   t value    Pr(>|t|)
TRAT A, C, D vs B       -3   2.644995 -1.134218 0.273411441
TRAT A, D vs C          -9   2.805441 -3.208052 0.005484112
TRAT A vs D              4   3.239444  1.234780 0.234739589
```

Usando o pacote **ExpDes.pt**, podemos perceber que esse pacote permite aplicar os seguintes testes de comparações múltiplas: Tukey (default), teste t, teste SNK, teste Scott-Knott, teste t modificado (Bonferroni), teste Duncan, teste de comparações bootstrap, e o teste de Calinski e Corsten baseado na distribuição F. Dentre esses iremos mostrar apenas os quatro primeiros, sendo que se optar pelos demais, basta seguir de forma similar as linhas de comando. Outros detalhes, mostraremos ao final da rotina.

Código R: Usando o ExpDes.pt

```
> ###########################
> #Usando o pacote: ExpDes.pt
> ###########################
>
> #Carregando pacote ExpDes.pt
> require(ExpDes.pt)
>
> #Lendo dados:
> dados <- read.table("iva.txt",h=T)
>
> #transformando TRAT em fator
> dados$TRAT <- as.factor(dados$TRAT)
>
> #abrindo o objeto dados
> attach(dados)
The following object is masked from dados (position 3):
```

```
    TRAT, VR
>
> #----------------------------------------------------
> #ANAVA seguido dos testes de comparacoes multiplas
> #----------------------------------------------------
>
> #Tukey:
> dic(trat=TRAT, resp=VR, quali = TRUE,
+     mcomp = "tukey", sigT = 0.05, sigF = 0.05)
------------------------------------------------------------------------
Quadro da analise de variancia
------------------------------------------------------------------------
           GL     SQ      QM     Fc    Pr>Fc
Tratamento  3 343.75 114.583 4.3676 0.019897
Residuo    16 419.76  26.235
Total      19 763.51
------------------------------------------------------------------------
CV = 10.96 %
------------------------------------------------------------------------
Teste de normalidade dos residuos (Shapiro-Wilk)
p-valor:  0.08918753
De acordo com o teste de Shapiro-Wilk a 5% de significancia, os
residuos podem ser considerados normais.
------------------------------------------------------------------------
Teste de Tukey
------------------------------------------------------------------------
Grupos Tratamentos Medias
a   C   52
ab   B   49
ab   A   45
 b   D   41
------------------------------------------------------------------------
>
> #t de Student
> dic(trat=TRAT, resp=VR, quali = TRUE,
+     mcomp = "lsd", sigT = 0.05, sigF = 0.05)
------------------------------------------------------------------------
Quadro da analise de variancia
------------------------------------------------------------------------
#Rotina nao mostrada...
------------------------------------------------------------------------
Teste t (LSD)
------------------------------------------------------------------------
Grupos  Tratamentos  Medias
a   C   52
ab   B   49
 bc   A   45
  c   D   41
```

```
------------------------------------------------------------------------
>
> #snk
> dic(trat=TRAT, resp=VR, quali = TRUE,
+     mcomp = "snk", sigT = 0.05, sigF = 0.05)
------------------------------------------------------------------------
Quadro da analise de variancia
------------------------------------------------------------------------
#Rotina nao mostrada...
------------------------------------------------------------------------
Teste de Student-Newman-Keuls (SNK)
------------------------------------------------------------------------
Grupos  Tratamentos  Medias
a   C       52
ab   B       49
ab   A       45
 b   D       41
------------------------------------------------------------------------
>
> #sk
> dic(trat=TRAT, resp=VR, quali = TRUE,
+     mcomp = "sk", sigT = 0.05, sigF = 0.05)
------------------------------------------------------------------------
Quadro da analise de variancia
------------------------------------------------------------------------
#Rotina nao mostrada...
------------------------------------------------------------------------
Teste de Scott-Knott
------------------------------------------------------------------------
  Grupos Tratamentos Medias
1      a           C     52
2      a           B     49
3      b           A     45
4      b           D     41
------------------------------------------------------------------------
```

Observem que em alguns resultados, não mostramos a saída do comando, pois essa é uma das desvantagens do pacote, em que cada vez que é solicitado o teste de comparação múltipla (PCM), a análise de variância tem que ser rodado novamente. Nos pacotes da rotina anterior, isso não é preciso, já que os pacotes **multicomp**, **agricolae** e **ScottKnott** que realizam os PCM's, são independentes dos comandos para realizar a ANAVA. Outro ponto interessante, é que as opções no pacote ExpDes para obter os testes de médias desejados foi por intermédio do argumento `mcomp`, lembrando que o argumento `quali` tem que ser igual a `TRUE`. Isso caracteriza que os níveis do fator são qualitativos. Caso `quali=FALSE`, após a ANAVA iria ser realizado o estudo de regressão, que será visto na próxima subseção.

Quando os níveis do fator são variáveis quantitativas, o estudo para ser feito após a ANAVA é o estudo de Regressão. Por meio de exemplos será a forma mais simples de entender o estudo de Regressão linear.

4.1 Exemplo sobre Regressão Linear

4.1.1 Estudo do efeito de compactação no solo

Exemplo 4.1: Dados alterados

Num experimento conduzido em casa de vegetação, no delineamento inteiramente ao acaso, com cinco repetições, foi estudado o efeito da compactação do solo no desenvolvimento de plantas de "ervilha". Foi avaliado um solo com compactações descritas por quatro densidades, em Mg/m^3. Os resultados obtidos para o teor de matéria seca da parte aérea (MSPA), em gramas, foram os seguintes:

Tratamentos (Mg/m^3)	**Repetições** 1	2	3	4	5
1,31	2,61	2,63	2,65	2,64	2,62
1,43	2,57	2,55	2,59	2,60	2,56
1,55	2,50	2,52	2,48	2,47	2,46
1,67	2,42	2,41	2,39	2,38	2,40

a) Faça a análise de variância, aplique o teste F e comente os resultados;

b) Faça a análise de variância considerando regressão para densidades. Discuta os resultados;

c) Obtenha a equação de regressão que se ajusta aos dados;

d) Obtenha o coeficiente de determinação e comente;

e) Represente graficamente a equação de regressão estimada.

Sisvar: Análise de Regressão

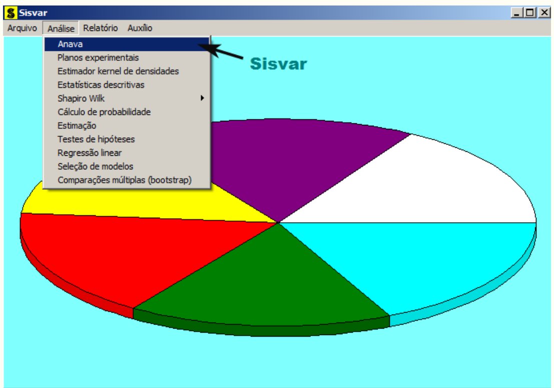
Entrada de dados com a extensão `aquivo.dbf`, usando o programa **BrOffice.org Calc**. Inicialmente, a estrutura do arquivo para esse exemplo é dado a seguir.

	A	B
1	TRAT	VR
2	1,31	2,61
3	1,31	2,63
4	1,31	2,31
5	1,31	2,74
6	1,31	2,76
7	1,43	2,57
8	1,43	2,55
9	1,43	2,59
10	1,43	2,60
11	1,43	2,56
12	1,55	2,50
13	1,55	2,52
14	1,55	2,48
15	1,55	2,47
16	1,55	2,46
17	1,67	2,45
18	1,67	2,41
19	1,67	2,39
20	1,67	2,38
21	1,67	2,40

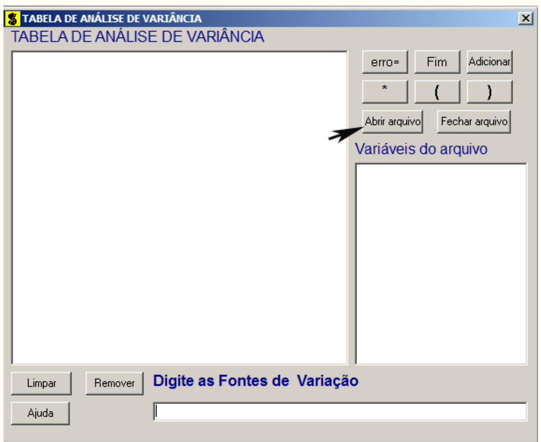
Após digitado os dados, segue a exportação do arquivo do BrOffice para a extensão `<>.dbf`: `Arquivo` > `Salvar como...` > `Salvar em:` escolher o diretório > `Tipo:dBASE(.dbf)` > `Nome: solo.dbf` > `Abrir`. O arquivo está pronto para a análise no Sisvar. Lembre-se que a separação em casas decimais é virgula.

Usando agora o sisvar, seguindo os passos:

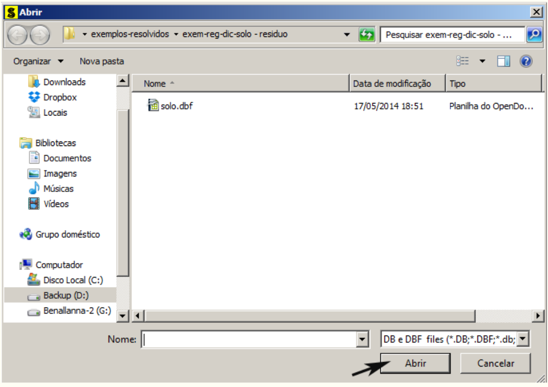
Passo 1: Sisvar > Análise > Anava.



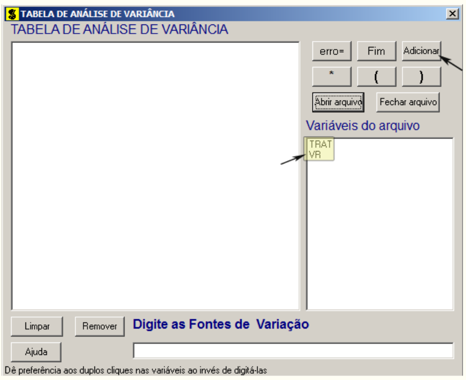
Passo 2: ...> Anava > Abrir arquivo.



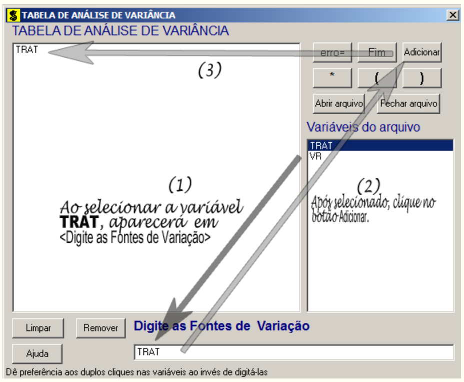
Passo 3: ...> Abrir arquivo > `solo.dbf`.



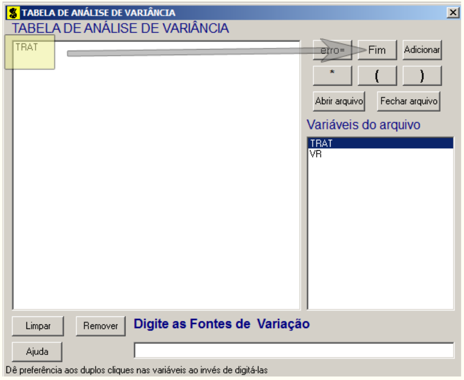
Passo 4: Com o arquivo `solo.dbf` aberto no Sisvar, percebemos que as variáveis do arquivo são: `TRAT` (1,31; 1,43; 1,55 e 167) e `VR` (MPSA - teor de matéria seca da parte aérea, em gramas).



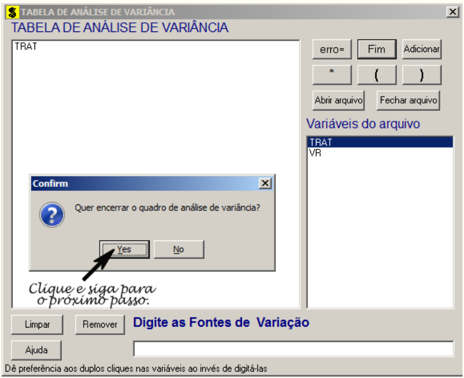
Passo 5: Adicionando a variável `TRAT`: em `variáveis do arquivo`, selecione a variável `TRAT` (1), e posteriormente, clique no botão Adicionar ou Enter (2). Depois de adicionado, a variável torna-se visível em `Tabela de análise de variância` (3).



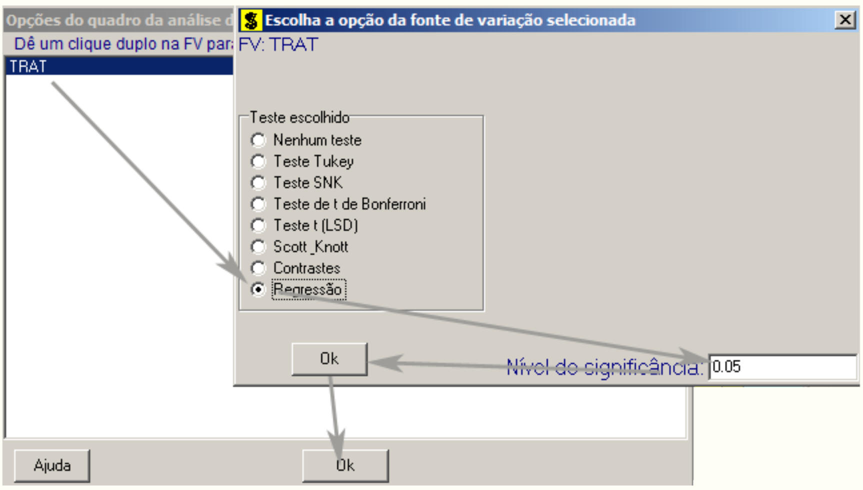
Passo 6: Ao final desse passo, estamos prontos para terminar a adição de variáveis, já que em `tabela de análise de variância` inserimos a fonte de variação necessária, como visto na figura abaixo.



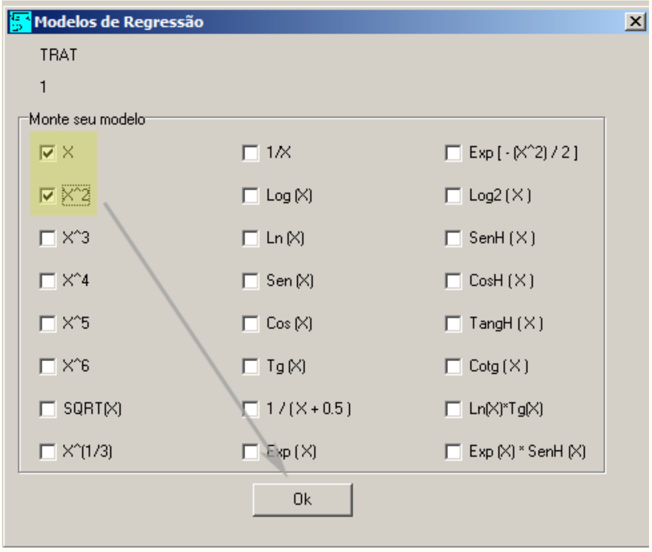
Passo 7: Para finalizarmos, basta apertar o botão Fim, do qual, abrirá uma janela perguntando: "Quer encerrar o quadro de análise de variância?". Em seguida, clique em Yes, seguindo para o próximo passo.



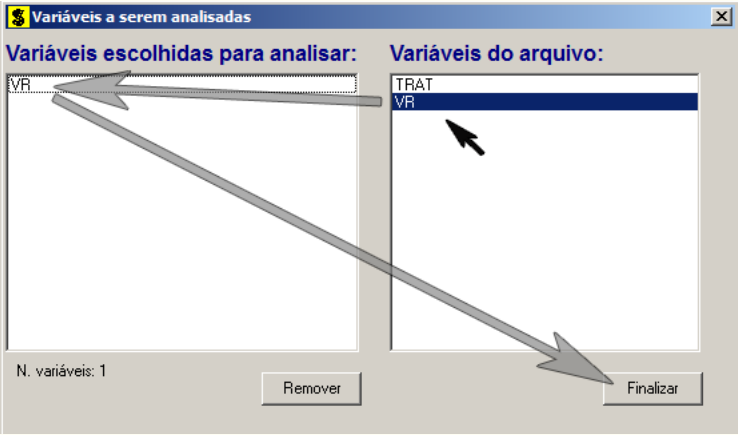
Passo 8: Como nossa fonte de variação (TRAT) é quantitativa, iremos fazer o estudo de regressão. Assim, clique em `TRAT`, selecione a opção **Regressão**, indique o nível de significância: 0,05, e clique Ok e Ok.



Passo 9: Nesse passo, iremos decidir qual o modelo de regressão linear iremos utilizar. Como temos 3gl em TRAT, poderemos escolher o modelo de regressão no máximo de segundo grau, pois pelo menos 1gl está destinado ao desvio de regressão. Assim, selecionaremos modelo de regressão de 1º e 2º grau, e depois clique Ok.



Passo 10: Nesse penúltimo passo, temos que agora apenas inserir a variável resposta. Dessa forma, clique em `VR` e finalize a análise Finalizar.



Passo 11: Antes de finalizar a análise, é perguntado se deseja fazer transformação nos dados. Isso ocorre, quando o resíduo não atende às pressuposições da análise de variância. Nesse caso, não iremos fazer transformação. Portanto, clique em Finalizar.

Ao final de todos esses passos, é exibido um relatório com todas as análises escolhidas.

```
-------------------------------------------------------------------------------
                    TABELA DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA
-------------------------------------------------------------------------------
FV                    GL                  SQ                 QM         Fc  Pr>Fc
-------------------------------------------------------------------------------
TRAT                   3            0.152735           0.050912   134.865 0.0000
erro                  16            0.006040           0.000378
-------------------------------------------------------------------------------
Total corrigido       19            0.158775
-------------------------------------------------------------------------------
CV  (%) =              0.77
Média geral:         2.5225000      Número de observações:            20
-------------------------------------------------------------------------------

-------------------------------------------------------------------------------
Regressão para a FV TRAT
-------------------------------------------------------------------------------
b1 : X
b2 : X^2
-------------------------------------------------------------------------------
              Modelos reduzidos sequenciais
-------------------------------------------------------------------------------
-------------------------------------------------------------------------------
                                                t para
Parâmetro     Estimativa          SE           H0: Par=0        Pr>|t|
-------------------------------------------------------------------------------
b0              3.488517     0.04844478         72.010        0.0000
b1             -0.648333     0.03238227        -20.021        0.0000
-------------------------------------------------------------------------------
R^2 = 99.07%
-------------------------------------------------------------------------------
-------------------------------------------------------------------------------
Valores da variável
 independente        Médias observadas      Médias estimadas
-------------------------------------------------------------------------------
        1.310000           2.630000              2.639200
        1.430000           2.574000              2.561400
        1.550000           2.486000              2.483600
        1.670000           2.400000              2.405800
-------------------------------------------------------------------------------
-------------------------------------------------------------------------------
                                                t para
Parâmetro     Estimativa          SE           H0: Par=0        Pr>|t|
-------------------------------------------------------------------------------
b0              2.341590     0.66614614          3.515        0.0029
b1              0.903750     0.89966072          1.005        0.3301
b2             -0.520833     0.30170394         -1.726        0.1035
-------------------------------------------------------------------------------
R^2 = 99.81%
-------------------------------------------------------------------------------
 Somas de quadrados seqüenciais  - Tipo I (Type I)
-------------------------------------------------------------------------------
Causas de Variação  G.L.            S.Q.              Q.M.        Fc       Pr>F
-------------------------------------------------------------------------------
b1                    1          0.151321          0.151321   400.850    0.000
b2                    1          0.001125          0.001125     2.980    0.104
Desvio                1          0.000289          0.000289     0.766    0.395
Erro                 16          0.006040          0.000378
-------------------------------------------------------------------------------
```

Observe que o teste t e o teste F com 1gl são equivalentes, fato que pode ser verificado pelos valores-p das estatísticas das análises.

Como verificado que o coeficiente de regressão de segundo grau foi não significativo como também o desvio de regressão, poderemos então refazer a análise selecionando apenas o modelo de interesse (1º grau) do qual foi significativo. Assim,

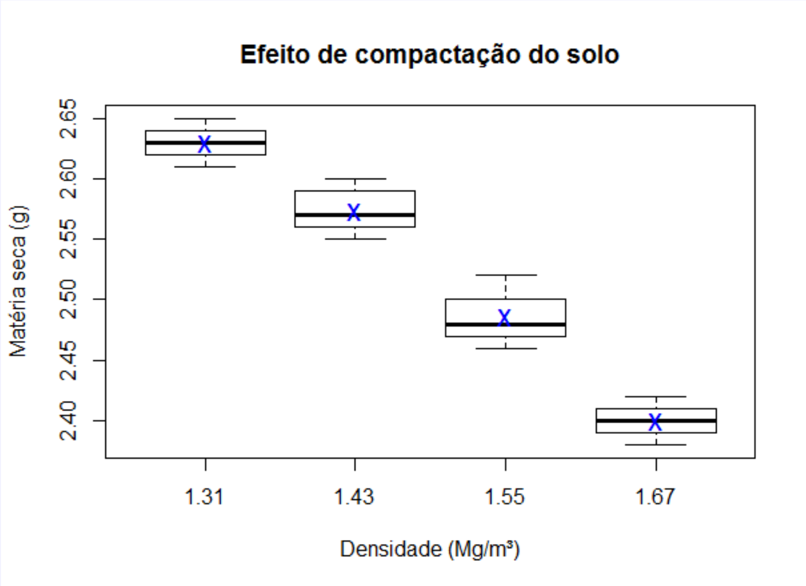
```
------------------------------------------------------------------------------
                     TABELA DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA
------------------------------------------------------------------------------
FV                     GL                 SQ                 QM          Fc   Pr>Fc
------------------------------------------------------------------------------
TRAT                    3           0.152735           0.050912     134.865  0.0000
erro                   16           0.006040           0.000378
------------------------------------------------------------------------------
Total corrigido        19           0.158775
------------------------------------------------------------------------------
CV  (%) =               0.77
Média geral:          2.5225000      Número de observações:           20
------------------------------------------------------------------------------

------------------------------------------------------------------------------
Regressão para a FV TRAT
------------------------------------------------------------------------------
Média harmonica do número de repetições (r): 5
Erro padrão de cada média dessa FV: 0,00868907359849139
------------------------------------------------------------------------------
b1 : X
------------------------------------------------------------------------------
               Modelos reduzidos sequenciais
------------------------------------------------------------------------------

------------------------------------------------------------------------------
                                                t para
Parâmetro     Estimativa         SE          H0: Par=0         Pr>|t|
------------------------------------------------------------------------------
b0              3.488517      0.04844478       72.010         0.0000
b1             -0.648333      0.03238227      -20.021         0.0000
------------------------------------------------------------------------------
R^2 = 99.07%
------------------------------------------------------------------------------


------------------------------------------------------------------------------
Valores da variável
 independente        Médias observadas      Médias estimadas
------------------------------------------------------------------------------
        1.310000             2.630000              2.639200
        1.430000             2.574000              2.561400
        1.550000             2.486000              2.483600
        1.670000             2.400000              2.405800
------------------------------------------------------------------------------


 Somas de quadrados seqüenciais  - Tipo I (Type I)
------------------------------------------------------------------------------
Causas de Variação  G.L.            S.Q.                Q.M.          Fc       Pr>F
------------------------------------------------------------------------------
b1                    1          0.151321            0.151321   400.850     0.000
Desvio                2          0.001414            0.000707     1.873     0.186
Erro                 16          0.006040            0.000378
------------------------------------------------------------------------------
```

Código R:

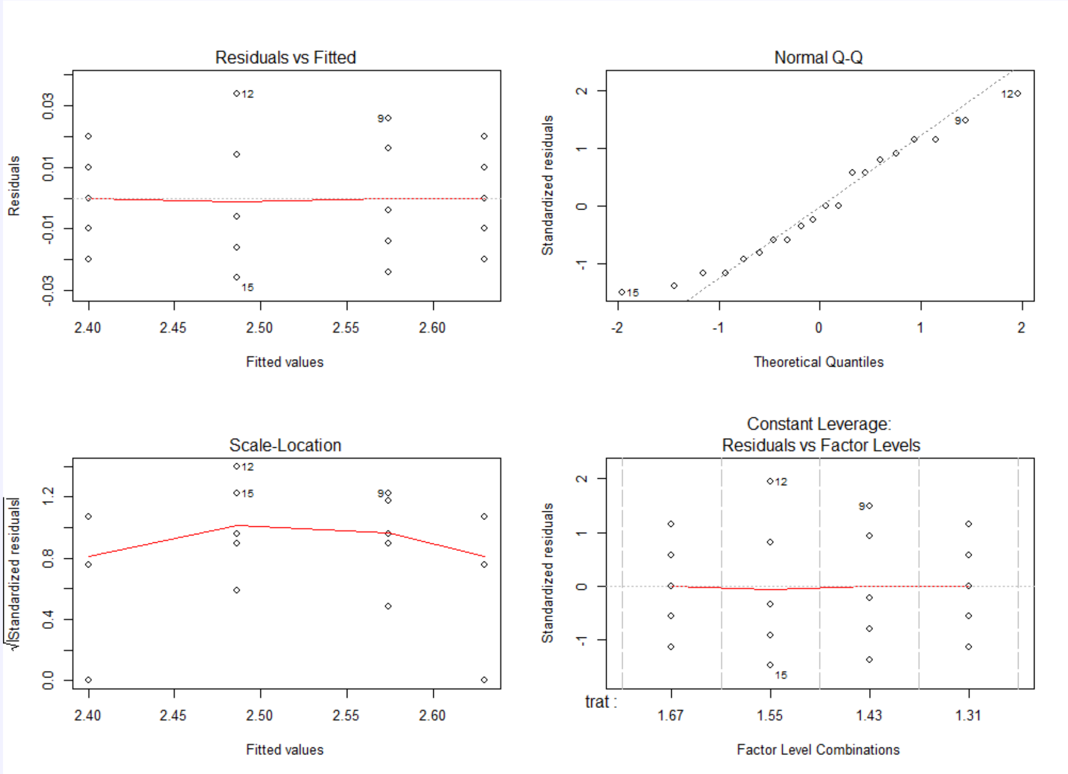
```
#Relizando a limpeza de dados no R
#Remover dados:
rm(list=ls())

#Diretório:
setwd("D:/PROJETOS/EXPERIMENTAL/EXPERIMENTAL -
        APOSTILA/exemplos-resolvidos/exem-reg-dic-solo - residuo")

#Lendo dados:
dados <- read.table("solo.txt",h=T,dec=",");dados
   TRAT   VR
1  1.31 2.61
2  1.31 2.63
3  1.31 2.65
4  1.31 2.64
```

```
5  1.31 2.62
6  1.43 2.57
7  1.43 2.55
8  1.43 2.59
9  1.43 2.60
10 1.43 2.56
11 1.55 2.50
12 1.55 2.52
13 1.55 2.48
14 1.55 2.47
15 1.55 2.46
16 1.67 2.42
17 1.67 2.41
18 1.67 2.39
19 1.67 2.38
20 1.67 2.40

#Adicionando uma coluna trat como fator:
dados <- transform(dados, trat = factor(TRAT));dados
   TRAT   VR trat
1  1.31 2.61 1.31
2  1.31 2.63 1.31
3  1.31 2.65 1.31
4  1.31 2.64 1.31
5  1.31 2.62 1.31
6  1.43 2.57 1.43
7  1.43 2.55 1.43
8  1.43 2.59 1.43
9  1.43 2.60 1.43
10 1.43 2.56 1.43
11 1.55 2.50 1.55
12 1.55 2.52 1.55
13 1.55 2.48 1.55
14 1.55 2.47 1.55
15 1.55 2.46 1.55
16 1.67 2.42 1.67
17 1.67 2.41 1.67
18 1.67 2.39 1.67
19 1.67 2.38 1.67
20 1.67 2.40 1.67

########################
#Diagnostico de analise:
########################

#Estatistica descritiva:

attach(dados) #abrindo dados
```

```
estdesc <- by(dados$VR,dados$trat, summary);estdesc
dados$trat: 1.31
   Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.
   2.61    2.62    2.63    2.63    2.64    2.65
----------------------------------------------------
dados$trat: 1.43
   Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.
  2.550   2.560   2.570   2.574   2.590   2.600
----------------------------------------------------
dados$trat: 1.55
   Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.
  2.460   2.470   2.480   2.486   2.500   2.520
----------------------------------------------------
dados$trat: 1.67
   Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.
   2.38    2.39    2.40    2.40    2.41    2.42

dados.m <-tapply(VR, TRAT, mean);dados.m
 1.31  1.43  1.55  1.67
2.630 2.574 2.486 2.400

dados.t <-tapply(TRAT, TRAT, mean);dados.t
1.31 1.43 1.55 1.67
1.31 1.43 1.55 1.67

dados.v <-tapply(VR, trat, var); dados.v
   1.31    1.43    1.55    1.67
0.00025 0.00043 0.00058 0.00025

dados.sd <-tapply(VR, trat, sd); dados.sd
      1.31       1.43       1.55       1.67
0.01581139 0.02073644 0.02408319 0.01581139

detach(dados) #fechando dados

#Como inspecao grafica:
plot(dados[3:2],main="Efeito de compactação do solo",
     xlab="Densidade (Mg/m3)",ylab="Matéria seca (g)")
points(dados.m, pch="x", col="blue", cex=1.5)
```




```
######################
#Analise de variancia:
######################
anava <- aov(VR~trat,data=dados)
summary(anava)
            Df  Sum Sq Mean Sq F value   Pr(>F)
trat         3 0.15273 0.05091   134.9 1.44e-11 ***
Residuals   16 0.00604 0.00038
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

#####################
#Analise de residuos:
#####################

#analise grafica:
par(mfrow=c(2,2)) #dividir a tela 2 x 2
plot(anava)
```



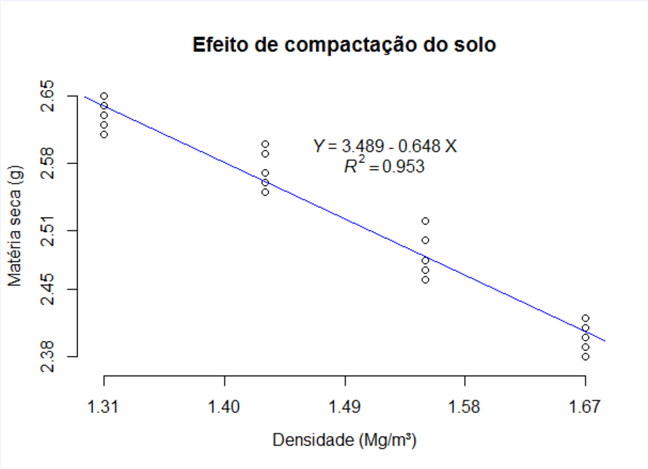

```
res <- residuals(anava) #residuos da analise de variancia

#Teste de normalidade (Shapiro-Wilk)
shapiro.test(res)

Shapiro-Wilk normality test

data:  res
W = 0.955, p-value = 0.4499

#homogeneidade de variancia (So eh valido para DIC)
bartlett.test(res~TRAT,data=dados)

Bartlett test of homogeneity of variances

data:  res by TRAT
Bartlett's K-squared = 0.9584, df = 3, p-value = 0.8113

#Independencia dos residuos
library(car)
durbinWatsonTest(anava)
 lag Autocorrelation D-W Statistic p-value
   1      0.04503311      1.843709    0.27
 Alternative hypothesis: rho != 0

#Analise de regressao na anava (DIC):
```

```
#Reg Linear, Quadratica e Cubica
library(ExpDes.pt)
dic(dados$TRAT, dados$VR, quali = F, sigT = 0.05, sigF = 0.05)

------------------------------------------------------------------------
Quadro da analise de variancia
------------------------------------------------------------------------
           GL      SQ       QM     Fc      Pr>Fc
Tratamento  3 0.15274 0.050912 134.87 1.4392e-11
Residuo    16 0.00604 0.000378
Total      19 0.15877
------------------------------------------------------------------------
CV = 0.77 %

------------------------------------------------------------------------
Teste de normalidade dos residuos (Shapiro-Wilk)
p-valor:  0.4499191
De acordo com o teste de Shapiro-Wilk a 5% de significancia, os
 residuos podem ser considerados normais.
------------------------------------------------------------------------

Ajuste de modelos polinomiais de regressao
------------------------------------------------------------------------
$`Modelo linear
------------------------------------------------------------------------`
   Estimativa Erro.padrao        tc p.valor
b0  3.4885167     0.04844  72.01017       0
b1 -0.6483333     0.03238 -20.02125       0

$`R2 do modelo linear`
[1] 0.9907421

$`Analise de variancia do modelo linear`
                     GL      SQ      QM     Fc p.valor
Efeito linear         1 0.15132 0.15132 400.85       0
Desvios de Regressao  2 0.00141 0.00071   1.87 0.18586
Residuos             16 0.00604 0.00038

------------------------------------------------------------------------
$`Modelo quadratico
------------------------------------------------------------------------
   Estimativa Erro.padrao       tc p.valor
b0  2.3415896     0.66615  3.51513 0.00287
b1  0.9037500     0.89966  1.00455 0.33007
b2 -0.5208333     0.30170 -1.72631 0.10355

$`R2 do modelo quadratico`
[1] 0.9981078
```

```
$`Analise de variancia do modelo quadratico`
                     GL      SQ      QM     Fc p.valor
Efeito linear         1 0.15132 0.15132 400.85       0
Efeito quadratico     1 0.00113 0.00113   2.98 0.10355
Desvios de Regressao  1 0.00029 0.00029   0.77 0.39454
Residuos             16 0.00604 0.00038

------------------------------------------------------------------------
$`Modelo cubico
------------------------------------------------------------------------`
   Estimativa Erro.padrao       tc p.valor
b0  -8.361997    12.25129 -0.68254 0.50466
b1  22.648207    24.86809  0.91073 0.37595
b2 -15.179399    16.75604 -0.90591 0.37843
b3   3.279321     3.74795  0.87496 0.39454

$`R2 do modelo cubico`
[1] 1

$`Analise de variancia do modelo cubico`
                     GL      SQ      QM     Fc p.valor
Efeito linear         1 0.15132 0.15132 400.85       0
Efeito quadratico     1 0.00113 0.00113   2.98 0.10355
Efeito cubico         1 0.00029 0.00029   0.77 0.39454
Desvios de Regressao  0 0.00000 0.00000      0       1
Residuos             16 0.00604 0.00038

------------------------------------------------------------------------


#Reg Linear:
reglin <- lm(VR~TRAT,data=dados)
reglin1 <- summary(reglin);reglin1

Call:
lm(formula = VR ~ TRAT, data = dados)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.02920 -0.01415 -0.00250  0.01165  0.03860

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  3.48852    0.05074   68.75  < 2e-16 ***
TRAT        -0.64833    0.03392  -19.12  2.1e-13 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.02035 on 18 degrees of freedom
```

```
Multiple R-squared:  0.9531,Adjusted R-squared:  0.9504
F-statistic: 365.4 on 1 and 18 DF,  p-value: 2.1e-13

#Reg Quadratica:
regquad <- lm(VR~TRAT+I(TRAT^2),data=dados);summary(regquad)

Call:
lm(formula = VR ~ TRAT + I(TRAT^2), data = dados)

Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.03110 -0.01335 -0.00030  0.01335  0.03110

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   2.3416     0.6615   3.540  0.00252 **
TRAT          0.9038     0.8934   1.012  0.32594
I(TRAT^2)    -0.5208     0.2996  -1.738  0.10023
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.01929 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9601,Adjusted R-squared:  0.9554
F-statistic: 204.7 on 2 and 17 DF,  p-value: 1.273e-12

#Reg Cubica: Nao pode ser realizada, pois satura os desvios de regressao,
#  tornando-o com 0gl, isso implica, que nao temos como verificar
#  o quanto o desvio de regressao foi significativo ou nao. Obviamente,
#  saturando os gl's do trat, o R^2 sempre dará 100%, pois eh justamente
#  o polinomio que passara por todos os pontos, nao fazendo sentido
#  a analise.
#
regcub <- lm(VR~TRAT+I(TRAT^2)+I(TRAT^3),data=dados);summary(regcub)

Call:
lm(formula = VR ~ TRAT + I(TRAT^2) + I(TRAT^3), data = dados)

Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-0.0260 -0.0145 -0.0020  0.0145  0.0340

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   -8.362     12.251  -0.683    0.505
TRAT          22.648     24.868   0.911    0.376
I(TRAT^2)    -15.179     16.756  -0.906    0.378
I(TRAT^3)      3.279      3.748   0.875    0.395
```

```
Residual standard error: 0.01943 on 16 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.962,Adjusted R-squared:  0.9548
F-statistic: 134.9 on 3 and 16 DF,  p-value: 1.439e-11

###############################################
# Verificado o ajuste e os pressupostos
# podemos plotar os dados e a equação estimada.
###############################################
par(mfrow=c(1,1))#Grafico unico
plot(dados[1:2],main="Efeito de compactação do solo",
     xlab="Densidade (Mg/m3)",ylab="Matéria seca (g)",axes=F)
#coordenada:
c1 = min(dados$VR) #menor valor
c2 = max(dados$VR) #maior valor
c3 = 5 # num de elementos no intervalo [c1,c2]
c4 = min(dados$TRAT)-0.02 #inicio do eix
axis(side=2, at= round(seq(c1,c2, l=c3),2), pos = c4)

#abscissa:
a1 = min(dados$TRAT) #menor valor
a2 = max(dados$TRAT) #maior valor
a3 = 5 # num de elementos no intervalo [a1,a2]
a4 = min(dados$VR)-0.02 #inicio do eix
axis(side=1, at = round(seq(a1,a2, l=a3),2), pos = a4)


#reta ajustada da regressao linear:
abline(reglin,col="blue")

#plotando a funçao:
text(x=1.52,y=2.60, labels=expression(italic(Y)~"="~3.489~"-"~0.648~X))
#Plotando o R^2:
r2 = bquote(italic(R)^2 ==.(format(reglin1$r.squared, digits = 3)))
text(1.52, 2.60, labels = r2, pos=1)
#pos=1 - insere o texte abaixo do ponto (1.52,2.60)
```



```
#Testando os outro modelos graficamente:

#reg quadratica
lines(fitted(regquad)~TRAT, data=dados, col="green")

#reg cubica
lines(fitted(regcub)~TRAT, data=dados, col="purple")

#pontos medios:
points(dados.t,dados.m,pch="x",col="red")
```