

ANÁLISE DE EXPERIMENTOS USANDO O R



Democratizando
Conhecimento

1	Introdução ao R	1
2	Delineamentos Experimentais	2
2.1	Delineamento Inteiramente Casualizado	2
2.1.1	Exemplo sobre o peso médio final (Kg) de peixes	2
2.1.1.1	Solução analítica	2
2.1.1.2	Usando o R - Criando as rotinas	4
2.1.1.3	Usando o R - Rotinas de pacotes	6
2.1.1.4	Usando o SISVAR	8
2.1.1.5	Usando o SAS - Criando as rotinas	11
2.2	Delineamento Blocos Casualizado	13
2.2.1	Exemplo sobre a produtividade (Kg/parcela) de variedades de alfafa	13
2.2.1.1	Solução analítica	13
2.2.1.2	Usando o R - Criando as rotinas	16
2.2.1.3	Usando o R - Rotinas de pacotes	18
2.2.1.4	Usando o SISVAR	20
2.2.1.5	Usando o SAS - Criando as rotinas	25
2.2.2	Exemplo do diâmetro de mudas de laranjeiras	27
2.2.2.1	Solução analítica	27
2.2.2.2	Usando o R - Criando as rotinas	29
2.2.2.3	Usando o R - Rotinas de pacotes	32
2.2.2.4	Usando o SISVAR	35
2.2.2.5	Usando o SAS - Criando as rotinas	39
2.3	Delineamento Quadrado Latino	41
2.3.1	Exemplo do ganho de peso de suínos	41
2.3.1.1	Solução analítica	41
2.3.1.2	Usando o R - Criando as rotinas	44
2.3.1.3	Usando o R - Rotinas de pacotes	47
2.3.1.4	Usando o SISVAR	49
2.3.1.5	Usando o SAS - Criando as rotinas	54
3	Teste de Médias	57
3.0.2	Teste de médias	57
3.0.2.1	Solução analítica	58
3.0.2.2	Usando o SISVAR	60
3.0.2.3	Usando o R - Rotinas de pacotes	68
3.0.2.4	Usando o SAS - Criando as rotinas	80

4	Regressão Linear	85
4.1	Exemplo sobre Regressão Linear	85
4.1.1	Estudo do efeito de compactação no solo	85

Introdução ao R

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 Casualizados.

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			TOTAIS
	I	II	III	
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:

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

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

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

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 - Criando as rotinas

A solução dessa análise feita criando as linhas de comando, ajudam didaticamente à compreensão da solução analítica, auxiliando nas aulas de Estatística Experimental.

Código R: Criando as rotinas

```
> #####
> #exemplo do experimento aditivo na ração
> #####
>
> #mudando diretorio:
> setwd("D:/PROJETOS/EXPERIMENTAL/EXPERIMENTAL -
    APOSTILA/exemplos-resolvidos/exem-dic-peixe")
>
> #carregando os dados:
>
> dados <- read.table("peixe.txt",h=T,dec=",")
>     #h=T - existe cabeçalho
>     #dec="," - a decimal é separado por ","
> dados
   racao peso
1      A 1.04
2      A 1.33
3      A 1.14
4      B 1.12
5      B 0.98
6      B 1.14
7      C 1.40
8      C 1.22
9      C 1.24
10     D 0.93
11     D 1.21
```



```

12      D 1.16
> #
> #transformando tratamentos e blocos em fatores:
> dados$racao <- as.factor(dados$racao)
>
> #abrindo o objeto "dados":
> attach(dados)
> #-----
> #calculando totais de tratamentos:
> tot.trat <- tapply(peso, racao, sum); tot.trat
      A      B      C      D
3.51 3.24 3.86 3.30
>
>
> #Total geral
> G <- sum(tot.trat); G
[1] 13.91
>
> options(digits=7)#arredondamento de 8 dígitos
>
> #correção:
> C <- G^2/length(peso); C
[1] 16.12401
> #-----
> #Graus de liberdade
>
> gltrat <- 3
> glres  <- 8
> gltot  <- 11
> #-----
> #Somas de quadrado:
> sqtrat <- round(1/3*sum(tot.trat^2)-C,4); sqtrat
[1] 0.0784
> sqtot  <- round(sum(peso^2)-C,4); sqtot
[1] 0.2011
> sqres  <- round(sqtot-sqtrat,4); sqres
[1] 0.1227
> #-----
> #Quadrado médio:
> qmtrat <- round(sqtrat/gltrat,4); qmtrat
[1] 0.0261
> qmres  <- round(sqres/glres,4); qmres
[1] 0.0153
>
> #Teste F - tabelado
> ftabtrat <- round(qf(0.95, gltrat, glres), 2); ftabtrat
[1] 4.07
>

```

```

> #Teste F - calculado
> ftrat <- round(qmtrat/qmres,2);ftrat
[1] 1.71
>
> #Valor-p do teste F
> ptrat <- round(pf(ftrat,gltrat,glres,lower.tail=FALSE),4);ptrat
[1] 0.2417
>
> #####
> #QUADRO RESUMO DA ANAVA
> #####
>
> FV      <- c("Trat","Res","Total")
> GL      <- c(gltrat,glres,gltot)
> SQ      <- c(sqtrat,sqres,sqtot)
> QM      <- c(qmtrat,qmres,"-")
> Fcalc   <- c(ftrat,"-","-")
> Ftab    <- c(ftabtrat,"-","-")
> pvalue  <- c(ptrat,"-","-")
> #
>
> quadres <-data.frame(FV,GL,SQ,QM,Fcalc,Ftab,pvalue);quadres
-----
      FV  GL  SQ      QM   Fcalc Ftab pvalue
-----
  Trat   3 0.0784 0.0261   1.71 4.07 0.2417
   Res   8 0.1227 0.0153     -    -      -
-----
 Total  11 0.2011     -     -    -      -
-----
>
#-----
#Coeficiente de Variacao
> CV = sqrt(qmres)/mean(peso)*100; round(CV,2)
[1] 10.68

```

Essa análise no R, foi desenvolvida sem o uso de pacotes prontos. Dessa forma, podemos didaticamente apresentar como calcular o quadro da análise de variância. Entretanto, com o uso de pacotes prontos no R, esses comandos podem ser resumidos em apenas uma linha de comando com a função `aov()` da base do R, como será feito a seguir.

2.1.1.3 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~raca, data=dados)
> summary(anava)
              Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
raca          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 (`~`), que no nosso caso é **peso**, e após o til, a variável independente, **raca**. 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=raca, 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.

Níveis	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. Veremos que os resultados desse pacotes, são semelhantes ao Sisvar, como será visto a seguir.

2.1.1.4 Usando o SISVAR

O Sisvar é um software diferente do R, pois não precisa digitar as linhas de comando, bastando seguir os passos.

Sisvar:

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

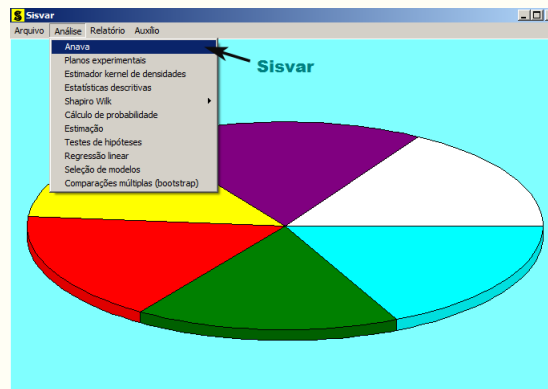
	A	B
1	racao	peso
2	A	1,04
3	A	1,33
4	A	1,14
5	B	1,12
6	B	0,98
7	B	1,14
8	C	1,40
9	C	1,22
10	C	1,24
11	D	0,93
12	D	1,21
13	D	1,16

OBS.: A coluna **racao** se refere aos aditivos na ração de peixes.

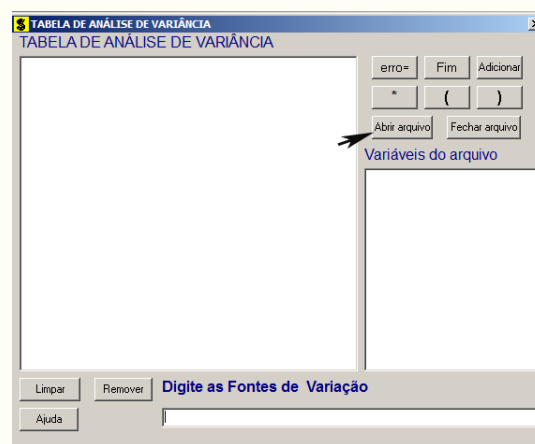
Após digitado os dados, segue a exportação do arquivo do BrOffice para a extensão **<>.dbf**: Arquivo > Salvar como... > Salvar em: escolher o diretório > Tipo: **dBASE(.dbf)** > Nome: **peixe.dbf** > Abrir. O arquivo está pronto para a análise no Sisvar. Lembre-se que não há restrição quanto separação em casas decimais se é vírgula ou ponto, o Sisvar consegue reconhecer.

Usando o sisvar, segue os passos:

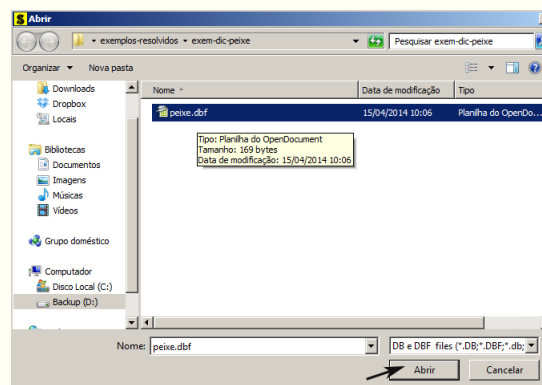
Passo 1: Sisvar > Análise > Anava.



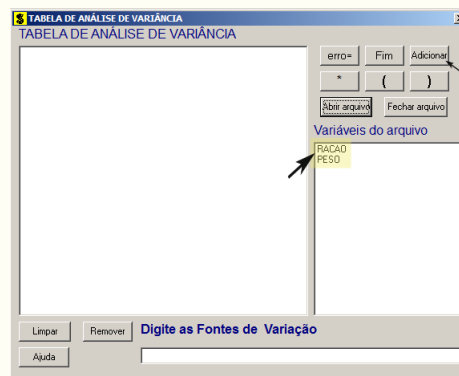
Passo 2: ...> Anava > Abrir arquivo.



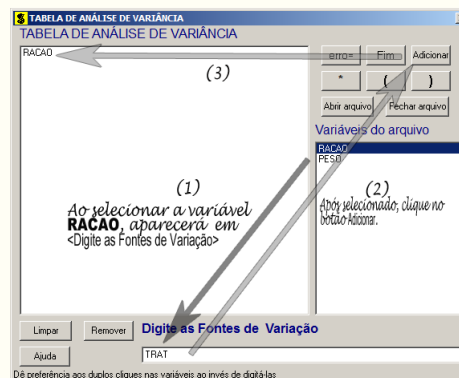
Passo 3: ...> Abrir arquivo > peixe.dbf.



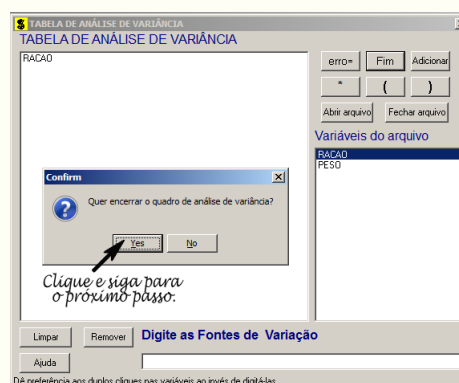
Passo 4: Com o arquivo **peixe.dbf** aberto no Sisvar, percebemos que as variáveis do arquivo são: **RACAO** (A, B, C e D) equivalente aos aditivos, e **PESO** (variável resposta, referente ao peso médio final (Kg) de peixes).



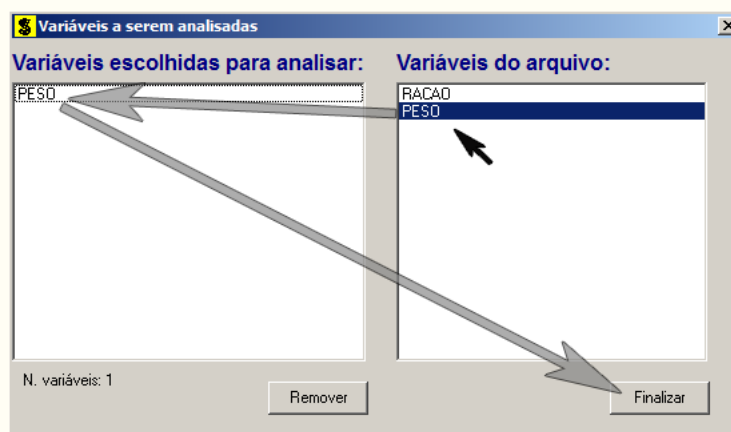
Passo 5: Adicionando a variável RACAO: em **variáveis do arquivo**, selecione a variável RACAO (1), e posteriormente, clique no botão **Adicionar** no Sisvar ou **Enter** no teclado (2). Depois de adicionado, a variável torna-se visível em Tabela de análise de variância (3).



Passo 6: 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** e em seguida **OK** (em opções do quadro da análise de variância).



Passo 7: Nesse penúltimo passo, temos que agora apenas inserir a variável resposta. Dessa forma, clique em PESO e finalize a análise **Finalizar**.



Passo 8: 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.

Variável analisada: PESO					
Opção de transformação: Variável sem transformação (Y)					
TABELA DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA					
FV	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
RACAO	3	0.078425	0.026142	1.705	0.2427
erro	8	0.122667	0.015333		
Total corrigido	11	0.201092			
CV (%) =	10.68				
Média geral:	1.1591667	Número de observações:	12		

OBS.: Observe que não foi sugerido um teste de médias, pois já sabíamos da não significância do teste F.

2.1.1.5 Usando o SAS - Criando as rotinas

Para realizar as análises no programa SAS a macro apresentada a seguir servirá de roteiro.

Macro SAS:

```
title 'Análise de Variância do peso medio final (kg) de peixes';
Options PS=500 LS=75 nodate no number;

*Dados do experimento chamado 'dados';
Data dados;
input racao $ peso @@;
cards;
A 1.04 C 1.40
A 1.33 C 1.22
A 1.14 C 1.24
```

```

B 1.12 D 0.93
B 0.98 D 1.21
B 1.14 D 1.16
;
Proc Anova data = dados;
  Class racao;
  Model peso = racao;
Run;Quit;

```

RESULTADO:

Análise de Variância do peso médio final (kg) de peixes

The ANOVA Procedure

Dependent Variable: peso

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	3	0.07842500	0.02614167	1.70	0.2427
Error	8	0.12266667	0.01533333		
Corrected Total	11	0.20109167			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	peso Mean
0.389996	10.68249	0.123828	1.159167

Source	DF	Anova SS	Mean Square	F Value	Pr > F
racao	3	0.07842500	0.02614167	1.70	0.2427

Para o entendimento do programa, vamos inicialmente observar que cada linha de comando termina com “;”, e que linhas comentadas iniciam-se com “*”. A primeira linha de comando apresenta o título da análise. A segunda linha de comando **Options** informa ao SAS que o tamanho das páginas é igual a 500, o tamanho das linhas é de 75 caracteres e que esse não deve imprimir na tela de saída as datas e os números das telas de saídas. A próxima linha de comando **Data** informa que será criado um conjunto de dados com o nome **dados**. Em seguida vem a linha **Input**, que informa ao SAS, quais são as colunas do conjunto de dados, que no nosso caso, é **racao** e **peso**. Observe que após a variável **racao** apareceu o símbolo \$, para indicá-la do tipo alfanumérica (A, B, C e D). Os símbolos @@ indicam que as colunas poderão ser quebradas digitando-as nas linhas da forma que o usuário quiser, sempre obedecendo a ordem das variáveis do **Input**. Em seguida é o comando **Cards** que indica que os dados virão a seguir, e em seguida os dados observados, terminando com “;” no final. O procedimento para a análise de variância é do tipo **proc Anova** seguido do conjunto de dados **data=dados**. Todas as variáveis que aparecem no modelo de análise de variância devem aparecer no comando **Class**, que nesse caso, apareceu apenas **racao**. Após isso, é identificado o modelo, com todas as variáveis dependentes a esquerda da igualdade (**peso**) e o modelo a sua direita (**racao**).

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:

H_0 : As épocas de corte de alfafa têm mesma produtividade em Kg/parcela;

H_a : Pelo menos duas épocas de corte de alfafa apresentam efeitos diferentes na produtividade em Kg/parcela.

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

TRATAMENTOS	BLOCOS						TOTAIS
	I	II	III	IV	V	VI	
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:

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

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

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

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

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:

$$CV = \frac{\sqrt{QME}}{MG} \times 100, \quad (2.1)$$

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 - Criando as rotinas

Essas rotinas criadas têm o objetivo de mostrar didaticamente como resolver a análise de variância.

Código R: Criando as rotinas

```
> #####
> #exemplo do experimento p/ prod de var de alfafa
> #####
> #mudando diretorio:
> setwd("D:/PROJETOS/EXPERIMENTAL/EXPERIMENTAL -
      APOSTILA/exemplos-resolvidos/exem-dbc-alfafa")
> #carregando os dados:
> dados <- read.table("alfafa.txt",h=T,dec=",")
> #h=T - existe cabeçalho
> #dec="," - a decimal é separado por ","
> dados
  TRAT BLOCO PROD
1     A     I 2.89
2     A    II 2.88
3     A   III 1.88
4     A    IV 2.90
5     A     V 2.20
6     A    VI 2.65
7     B     I 1.58
8     B    II 1.28
9     B   III 1.22
10    B    IV 1.21
.     .     .   .

> #transformando tratamentos e blocos em fatores:
> dados$TRAT <- as.factor(dados$TRAT)
> dados$BLOCO <- as.factor(dados$BLOCO)
> #abrindo o objeto "dados":
> attach(dados)
> #-----
> #calculando totais de blocos:
> tot.bloc <- tapply(PROD,BLOCO,sum);tot.bloc
  I  II III  IV  V  VI
9.32 9.14 6.47 8.26 5.98 6.43
> #calculando totais de tratamentos:
> tot.trat <- tapply(PROD,TRAT,sum);tot.trat
  A     B     C     D
15.40  8.25 11.04 10.91
> #Total geral
> G <- sum(tot.trat);G
[1] 45.6
> #G <- sum(tot.bloc);G
> options(digits=8)#arredondamento de 8 dígitos
```

```

> #correção:
> C <- G^2/length(PROD);C
[1] 86.64
> #-----
> #Graus de liberdade
> gltrat <- length(levels(TRAT))-1;gltrat
[1] 3
> glbloc <- length(levels(BLOCO))-1;glbloc
[1] 5
> gltot <- length(levels(TRAT))*length(levels(BLOCO))-1;gltot
[1] 23
> glres <- gltot-gltrat-glbloc;glres
[1] 15
> #-----
> #Somas de quadrado:
> sqtrat <- round(1/length(levels(BLOCO))*sum(tot.trat^2)-C,4);sqtrat
[1] 4.382
> sqbloc <- round(1/length(levels(TRAT))*sum(tot.bloc^2)-C,4);sqbloc
[1] 2.7589
> sqtot <- round(sum(PROD^2)-C,4);sqtot
[1] 9.7276
> sqres <- sqtot-sqtrat-sqbloc;sqres
[1] 2.5867
> #-----
> #Quadrado médio:
> qmtrat <- round(sqtrat/gltrat,4);qmtrat
[1] 1.4607
> qmbloc <- round(sqbloc/glbloc,4);qmbloc
[1] 0.5518
> qmres <- round(sqres/glres,4);qmres
[1] 0.1724
> #-----
> #Teste F - tabelado
> ftabtrat <- round(qf(0.95,gltrat,glres),4);ftabtrat
[1] 3.2874
> ftabbloc <- round(qf(0.95,glbloc,glres),4);ftabbloc
[1] 2.9013
> #Teste F - calculado
> ftrat <- round(qmtrat/qmres,4);ftrat
[1] 8.4727
> fbloc <- round(qmbloc/qmres,4);fbloc
[1] 3.2007
> #Valor-p do teste F
> ptrat <- round(pf(ftrat,gltrat,glres,lower.tail=FALSE),4);ptrat
[1] 0.0016
> pbloc <- round(pf(fbloc,glbloc,glres,lower.tail=FALSE),4);pbloc
[1] 0.0365
> #####

```

```

> #QUADRO RESUMO DA ANAVA
> #####
> FV      <- c("Trat","Bloc","Res","Total")
> GL      <- c(gltrat,glbloc,glres,gltot)
> SQ      <- c(sqtrat,sqbloc,sqres,sqtot)
> QM      <- c(qmtrat,qmbloc,qmres,"-")
> Fcalc   <- c(ftrat,fbloc,"-","-")
> Ftab    <- c(ftabtrat,ftabbloc,"-","-")
> pvalue  <- c(ptrat,pbloc,"-","-")

> quadres <-data.frame(FV,GL,SQ,QM,Fcalc,Ftab,pvalue);quadres
      FV GL    SQ    QM Fcalc  Ftab pvalue
1  Trat  3 4.3820 1.4607 8.4727 3.2874 0.0016
2  Bloc  5 2.7589 0.5518 3.2007 2.9013 0.0365
3   Res 15 2.5867 0.1724      -      -      -
4 Total 23 9.7276      -      -      -      -

```

2.2.1.3 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 2.1.1.3. Para o cálculo do teste Tukey, foi utilizado os pacotes **multcomp** e **agricolae**. Detalhes sobre as funções desses pacotes serão abordados na seção de teste de comparações múltiplas.

Código R: Usando os pacotes do R

```

> #####
> #Usando as rotinas prontas
> #####
> #ANAVA:
> anava <-aov(PROD~TRAT+BLOCO,data=dados)
> summary(anava)
      Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
TRAT      3 4.3820  1.46068   8.4706 0.001572 **
BLOCO      5 2.7590  0.55179   3.1999 0.036559 *
Residuals 15 2.5866  0.17244
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

> #-----
> #####
> #Teste Tukey
> #####
> #pacotes
> #install.packages("multcomp")
> #install.packages("agricolae")
> library(multcomp)
> library(agricolae)
> Tuk <- HSD.test(PROD,TRAT,glres,qmres,alpha=0.05,

```

```

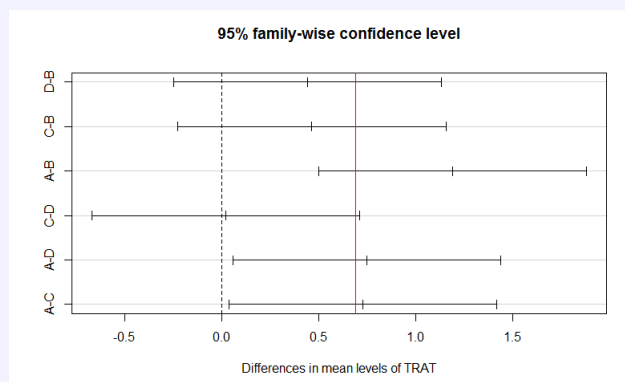
+ group=TRUE, main="efeito de épocas de corte
+ na produtividade (Kg/parcela) de alfafa");Tuk
$statistics
  Mean      CV MSerror      HSD
  1.9 21.853199 0.1724 0.69091462
$parameters
  Df ntr StudentizedRange
  15  4      4.0759737
$means
      PROD      std r  Min  Max
A 2.5666667 0.43051907 6 1.88 2.90
B 1.3750000 0.19449936 6 1.21 1.66
C 1.8400000 0.72011110 6 1.12 2.98
D 1.8183333 0.57216839 6 1.00 2.56

$comparison
NULL

$groups
  trt      means M
1  A 2.5666667 a
2  C 1.8400000 b
3  D 1.8183333 b
4  B 1.3750000 b

> #Gráfico de Tukey:
> THSD <- TukeyHSD(anava, wich="TRAT",ordered=TRUE,conf.level=0.95)
> plot(TukeyHSD(anava,"TRAT",ordered=T))
> abline(v=Tuk$statistics[4],col="red")

```



Com 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 análise 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

2.2.1.4 Usando o SISVAR

Usando o Sisvar para resolver a ANAVA com o delineamento em blocos casualizados, perceberemos algumas alterações com relação aos passos. O primeiro acréscimo será adicionar às

fontes de variação o tratamento TRAT e o bloco BLOCO. Posteriormente, terá mais um passo acrescentado que é o teste de comparação de médias. Nesse passo não entraremos muito em detalhes, pois haverá uma seção específica para esses testes. A seguir é apresentado os passos.

Sisvar:

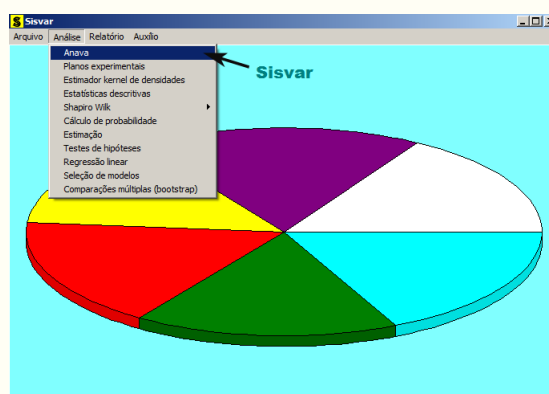
Entrada de dados com a extensão `arquivo.dbf`, usando o programa **BrOffice.org Calc**. Inicialmente, a estrutura do arquivo para esse exemplo é dado a seguir.

	A	B	C
1	TRAT	BLOCO	PROD
2	A	I	2,89
3	A	II	2,88
4	A	III	1,88
5	A	IV	2,90
6	A	V	2,20
7	A	VI	2,65
8	B	I	1,58
9	B	II	1,28
10	B	III	1,22
11	B	IV	1,21
12	B	V	1,30
13	B	VI	1,66
14	C	I	2,29
15	C	II	2,98
16	C	III	1,55
17	C	IV	1,95
18	C	V	1,15
19	C	VI	1,12
20	D	I	2,56
21	D	II	2,00
22	D	III	1,82
23	D	IV	2,20
24	D	V	1,33
25	D	VI	1,00

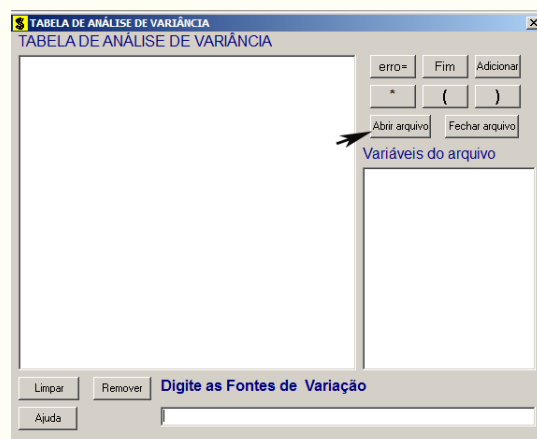
Após digitado os dados, segue a exportação do arquivo do BrOffice para a extensão `<>.dbf`: Arquivo > Salvar como... > Salvar em: escolher o diretório > Tipo: dBASE(.dbf) > Nome: `alfafa.dbf` > Abrir. O arquivo está pronto para a análise no Sisvar. Lembre-se que a separação em casas decimais é virgula.

Usando agora o sisvar, seguindo os passos:

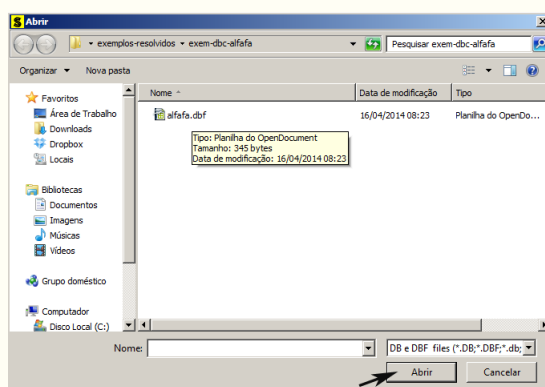
Passo 1: Sisvar > Análise > Anava.



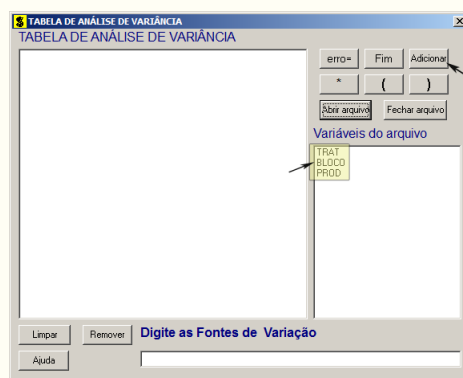
Passo 2: ...> Anava > Abrir arquivo.



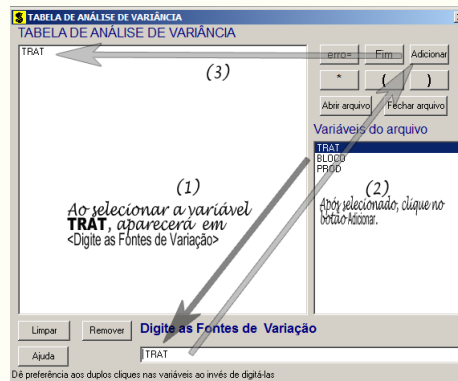
Passo 3: ...> Abrir arquivo > `alfafa.dbf`.



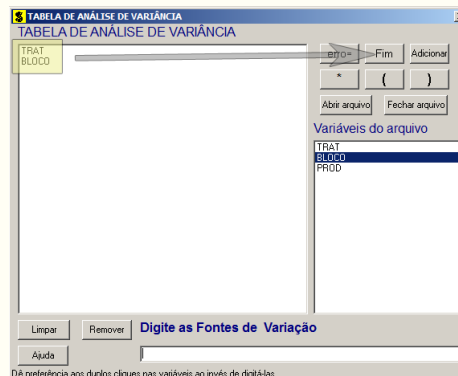
Passo 4: Com o arquivo `alfafa.dbf` aberto no Sisvar, percebemos que as variáveis do arquivo são: TRAT (A, B, C e D), BLOCO (I, II, III, IV, V, VI) e PROD (variável resposta, referente a produtividade em Kg/parcela das épocas de corte de alfafa).



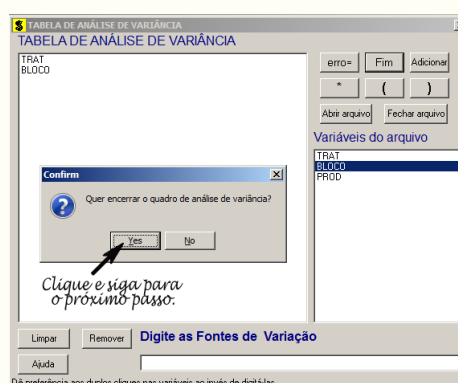
Passo 5: Adicionando a variável TRAT: em variáveis do arquivo, selecione a variável TRAT (1), e posteriormente, clique no botão **Adicionar** ou **Enter** (2). Depois de adicionado, a variável torna-se visível em Tabela de análise de variância (3).



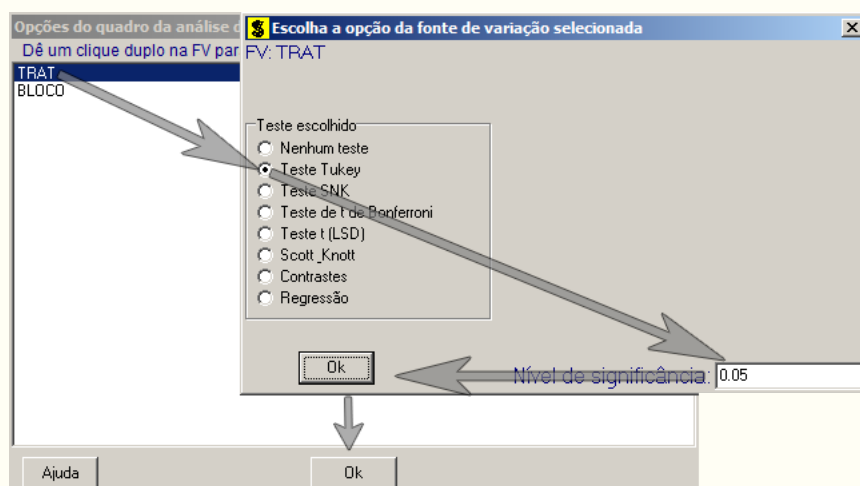
Passo 6: Posteriormente, insere a variável BLOCO, da mesma forma que inserimos TRAT no **Passo 5**. Ao final desse passo, estamos prontos para terminar a adição de variáveis, já que em **tabela de análise de variância** temos as duas variáveis de interesse, como visto na figura abaixo.



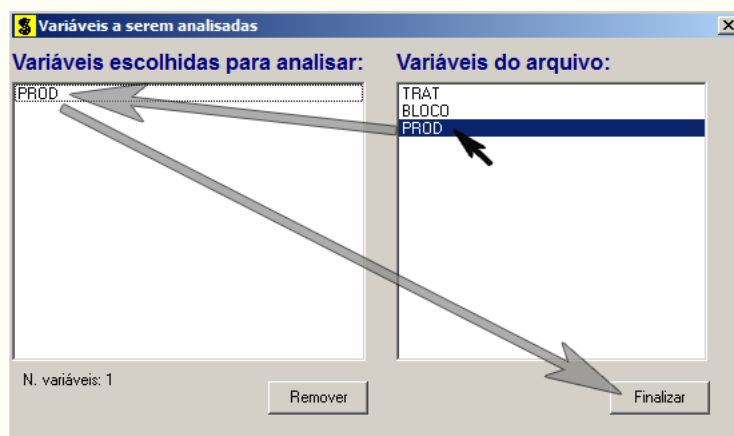
Passo 7: Para finalizarmos, basta apertar o botão **Fim**, do qual, abrirá uma janela perguntando: “Quer encerrar o quadro de análise de variância?”. Em seguida, clique em **Yes**, seguindo para o próximo passo.



Passo 8: Nesse passo, iremos escolher qual o teste de médias que será feito nos tratamentos. Nesse exercício, foi escolhido o teste Tukey ao nível de significância de 5% de probabilidade. Assim, clique em **TRAT**, selecione o teste Tukey, indique o nível de significância: 0,05, e clique em **Ok** e **Ok**.



Passo 9: Nesse penúltimo passo, temos que agora apenas inserir a variável resposta. Dessa forma, clique em PROD e finalize a análise **Finalizar**.



Passo 10: 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.

Variável analisada: PROD					
Opção de transformação: variável sem transformação (Y)					
TABELA DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA					
FV	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
TRAT	3	4.382033	1.460678	8.471	0.0016
BLOCO	5	2.758950	0.551790	3.200	0.0366
erro	15	2.586617	0.172441		
Total corrigido	23	9.727600			
CV (%) =	21.86				
Média geral:	1.9000000	Número de observações:		24	
Teste Tukey para a FV TRAT					
DMS: 0,691225727474195 NMS: 0,05					
Média harmonica do número de repetições (r): 6					
Erro padrão: 0,169529304797681					
Tratamentos		Médias	Resultados do teste		
B		1.375000	a1		
D		1.818333	a1		
C		1.840000	a1		
A		2.566667	a2		

2.2.1.5 Usando o SAS - Criando as rotinas

Iremos apresentar a macro do SAS, para resolver a ANAVA para o delineamento em blocos casualizados.

Macro SAS:

```

title 'Análise de Variância sobre a produtividade (kg/parcela) de
      variedades de alfafa';
Options PS=300 LS=75 nodate no number;

*Dados do experimento chamado 'dados';
Data dados;

input TRAT $ BLOCO $ PROD @@;
cards;
A I 2.89 B I 1.58 C I 2.29 D I 2.56
A II 2.88 B II 1.28 C II 2.98 D II 2.00
A III 1.88 B III 1.22 C III 1.55 D III 1.82
A IV 2.90 B IV 1.21 C IV 1.95 D IV 2.20
A V 2.20 B V 1.30 C V 1.15 D V 1.33
A VI 2.65 B VI 1.66 C VI 1.12 D VI 1.00
;

Proc Anova data = dados;
  Class TRAT BLOCO;
  Model PROD = BLOCO TRAT;

```

```
Means TRAT/Tukey alpha=0.05;
Run;Quit;
```

RESULTADO:

The ANOVA Procedure

Dependent Variable: PROD

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	8	7.14098333	0.89262292	5.18	0.0031
Error	15	2.58661667	0.17244111		
Corrected Total	23	9.72760000			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	PROD Mean
0.734095	21.85580	0.415260	1.900000

Source	DF	Anova SS	Mean Square	F Value	Pr > F
BLOCO	5	2.75895000	0.55179000	3.20	0.0366
TRAT	3	4.38203333	1.46067778	8.47	0.0016

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for PROD

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate,
but it generally has a higher Type II error rate than REGWQ.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	15
Error Mean Square	0.172441
Critical Value of Studentized Range	4.07597
Minimum Significant Difference	0.691

Means with the same letter are not significantly different.

Tukey Grouping	Mean	N	TRAT
A	2.5667	6	A
B	1.8400	6	C
B	1.8183	6	D
B	1.3750	6	B

Detalhes sobre essa macro pode ser obtida na subseção 2.1.1.5. Porém, algo de novo que acrescentou com relação a macro da subseção citada, foi o teste de médias (Tukey). Para solicitar o teste de médias, deve-se usar o comando **Means**, seguido da fonte de variação a qual deseja o teste de médias, que no nosso caso é **TRAT**. Na mesma linha acrescenta-se uma barra (/) seguida das opções do teste a sua escolha. Outro destaque na rotina, foi o acréscimo da fonte de variação **BLOCO** nos comando **Class** e **Model**. Para esse caso, escolhemos o teste Tukey ao nível de significância de 5% de probabilidade. Mais detalhes será visto na seção sobre teste de Médias.

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 “Pêra-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				TOTAL
	I	II	III	IV	
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:

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

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

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

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

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:

$$CV = \frac{\sqrt{QME}}{MG} \times 100, \quad (2.4)$$

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.

2.2.2.2 Usando o R - Criando as rotinas

Essa análise, descreve passo a passo como fazer a análise de variância para esse problema. Segue abaixo a rotina feita em R.

Código R:

```

> #####
> #exemplo do experimento p/ diam mudas laranja
> #####
>
> #mudando diretorio:
> setwd("D:/PROJETOS/EXPERIMENTAL/EXPERIMENTAL -
      APOSTILA/exemplos-resolvidos/exem-dbc-laranja")
>
> #carregando os dados:
>
> dados <- read.table("laranja.txt",h=T,dec=",")
>   #h=T - existe cabeçalho
>   #dec="," - a decimal é separado por ","
> dados
  TRAT BLOCO  VR
1   T1     I 1.75
2   T1    II 2.03
3   T1   III 2.12
4   T1    IV 2.14
.   .     .  .
.   .     .  .
.   .     .  .
21  T6     I 3.51
22  T6    II 3.32
23  T6   III 3.68
24  T6    IV 3.31
> #
> #transformando tratamentos e blocos em fatores:
> dados$TRAT <- as.factor(dados$TRAT)
> dados$BLOCO <- as.factor(dados$BLOCO)
>
> #abrindo o objeto "dados":
> attach(dados)
The following object is masked from dados (position 9):

      BLOCO, TRAT, VR
>
> #calculando totais de blocos:
> tot.bloc <- tapply(VR,BLOCO,sum);tot.bloc
      I      II     III     IV
14.40 15.62 16.08 15.50
>
> #calculando totais de tratamentos:
> tot.trat <- tapply(VR,TRAT,sum);tot.trat
      T1      T2      T3      T4      T5      T6
 8.04  9.26  9.05 13.17  8.26 13.82
>

```

```

>
> #Total geral
> G <- sum(tot.trat);G
[1] 61.6
> #G <- sum(tot.bloc);G
>
> options(digits=7)#arredondamento de 8 dígitos
>
> #correção:
> C <- G^2/length(VR);C
[1] 158.1067
>
> #Graus de liberdade
>
> gltrat <- length(levels(TRAT))-1;gltrat
[1] 5
> glbloc <- length(levels(BLOCO))-1;glbloc
[1] 3
> gltot <- length(levels(TRAT))*length(levels(BLOCO))-1;gltot
[1] 23
> glres <- gltot-gltrat-glbloc;glres
[1] 15
>
> #Somos de quadrado:
> sqtrat <- round(1/length(levels(BLOCO))*sum(tot.trat^2)-C,4);sqtrat
[1] 8.1335
> sqbloc <- round(1/length(levels(TRAT))*sum(tot.bloc^2)-C,4);sqbloc
[1] 0.2535
> sqtot <- round(sum(VR^2)-C,4);sqtot
[1] 9.1889
> sqres <- sqtot-sqtrat-sqbloc;sqres
[1] 0.8019
>
> #Quadrado médio:
> qmtrat <- round(sqtrat/gltrat,4);qmtrat
[1] 1.6267
> qmbloc <- round(sqbloc/glbloc,4);qmbloc
[1] 0.0845
> qmres <- round(sqres/glres,4);qmres
[1] 0.0535
>
> #Teste F - tabelado
> ftabtrat <- round(qf(0.95,gltrat,glres),4);ftabtrat
[1] 2.9013
> ftabbloc <- round(qf(0.95,glbloc,glres),4);ftabbloc
[1] 3.2874
>
> #Teste F - calculado

```

```

> ftrat <- round(qmtrat/qmres,4);ftrat
[1] 30.4056
> fbloc <- round(qmbloc/qmres,4);fbloc
[1] 1.5794
>
> #Valor-p do teste F
> ptrat <- round(pf(ftrat,gltrat,glres,lower.tail=FALSE),8);ptrat
[1] 2.4e-07
> pbloc <- round(pf(fbloc,glbloc,glres,lower.tail=FALSE),4);pbloc
[1] 0.2359
>
> #####
> #QUADRO RESUMO DA ANAVA
> #####
>
> FV      <- c("Trat","Bloc","Res","Total")
> GL      <- c(gltrat,glbloc,glres,gltot)
> SQ      <- c(sqtrat,sqbloc,sqres,sqtot)
> QM      <- c(qmtrat,qmbloc,qmres,"-")
> Fcalc   <- c(ftrat,fbloc,"-","-")
> Ftab    <- c(ftabtrat,ftabbloc,"-","-")
> pvalue  <- c(ptrat,pbloc,"-","-")
> #
> quadres <-data.frame(FV,GL,SQ,QM,Fcalc,Ftab,pvalue);quadres
  FV GL    SQ    QM  Fcalc  Ftab  pvalue
1 Trat  5 8.1335 1.6267 30.4056 2.9013 2.4e-07
2 Bloc  3 0.2535 0.0845  1.5794 3.2874 0.2359
3 Res 15 0.8019 0.0535      -      -      -
4 Total 23 9.1889      -      -      -      -

```

2.2.2.3 Usando o R - Rotinas de pacotes

De modo mais compacto, usando pacotes do R, essa rotina além de fazer a análise de variância, também mostra a rotina para o teste Tukey. Os pacotes utilizados foram: **multcomp** e **agricolae**. Segue abaixo a rotina.

Código R: Usando os pacotes do R

```

> #####
> #Usando as rotinas prontas
> #####
>
> #ANAVA:
> anava <-aov(VR~TRAT+BLOCO,data=dados)
> summary(anava)

```

	Df	Sum Sq	Mean Sq	F value	Pr(>F)	
TRAT	5	8.133	1.6267	30.43	2.42e-07	***
BLOCO	3	0.253	0.0845	1.58	0.236	
Residuals	15	0.802	0.0535			

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
>
> #####
> #Teste Tukey
> #####
> #pacotes
> #install.packages("multcomp")
> #install.packages("agricolae")
> library(multcomp)
> library(agricolae)
> Tuk <- HSD.test(VR,TRAT,glres,qmres,alpha=0.05,
+                 group=TRUE, main="efeito de épocas de corte
+                 na produtividade (Kg/parcela) de alfafa");Tuk
$statistics
      Mean      CV MSerror      HSD
2.566667 9.011714  0.0535 0.5313826

$parameters
  Df ntr StudentizedRange
15   6          4.594735

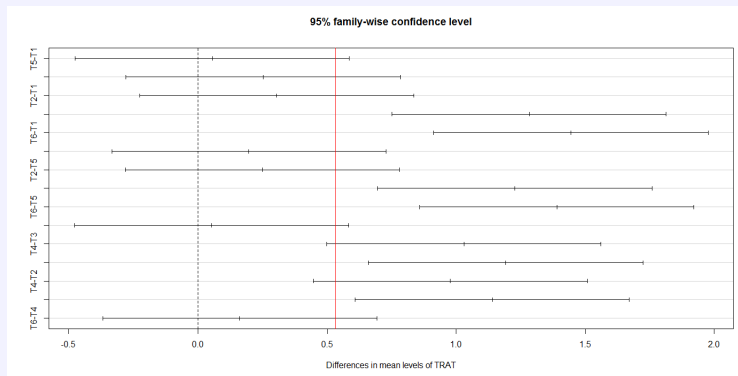
$means
      VR      std r  Min  Max
T1 2.0100 0.1798147 4 1.75 2.14
T2 2.3150 0.2085665 4 2.05 2.53
T3 2.2625 0.1759498 4 2.02 2.43
T4 3.2925 0.4491010 4 2.80 3.84
T5 2.0650 0.1112055 4 1.95 2.17
T6 3.4550 0.1759735 4 3.31 3.68

$comparison
NULL

$groups
  trt  means M
1  T6 3.4550 a
2  T4 3.2925 a
3  T2 2.3150 b
4  T3 2.2625 b
5  T5 2.0650 b
6  T1 2.0100 b

> #
> #Gráfico de Tukey:
> THSD <- TukeyHSD(anava, wich="TRAT",ordered=TRUE,conf.level=0.95)
> plot(TukeyHSD(anava,"TRAT",ordered=T))
> abline(v=Tuk$statistics[4],col="red")

```



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 análise 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

2.2.2.4 Usando o SISVAR

Usando o **SISVAR** para resolver esse exercício.

Sisvar:

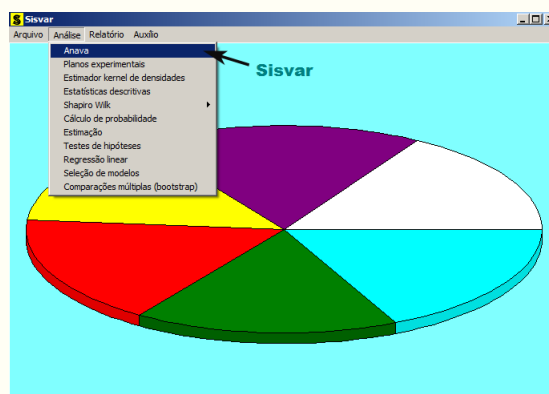
Entrada de dados com a extensão **arquivo.dbf**, usando o programa **BrOffice.org Calc**. Inicialmente, a estrutura do arquivo para esse exemplo é dado a seguir.

	A	B	C
1	TRAT	BLOCO	VR
2	T1	I	1,75
3	T1	II	2,03
4	T1	III	2,12
5	T1	IV	2,14
6	T2	I	2,05
7	T2	II	2,26
8	T2	III	2,42
9	T2	IV	2,53
10	T3	I	2,34
11	T3	II	2,02
12	T3	III	2,43
13	T3	IV	2,26
14	T4	I	2,8
15	T4	II	3,84
16	T4	III	3,44
17	T4	IV	3,09
18	T5	I	1,95
19	T5	II	2,15
20	T5	III	1,99
21	T5	IV	2,17
22	T6	I	3,51
23	T6	II	3,32
24	T6	III	3,68
25	T6	IV	3,31

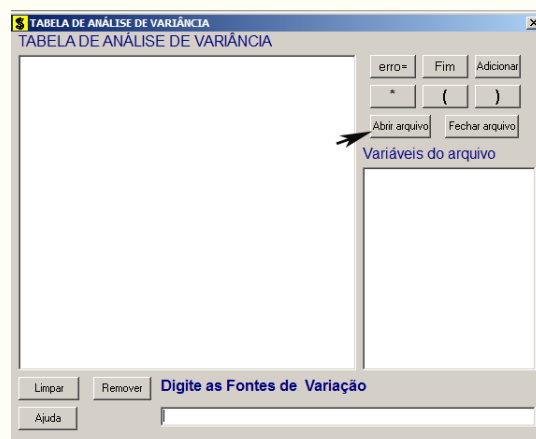
Após digitado os dados, segue a exportação do arquivo do BrOffice para a extensão **<>.dbf**: Arquivo > Salvar como... > Salvar em: escolher o diretório > Tipo: dBASE(.dbf) > Nome: laranja.dbf > Abrir. O arquivo está pronto para a análise no Sisvar.

Usando agora o sisvar, seguindo os passos:

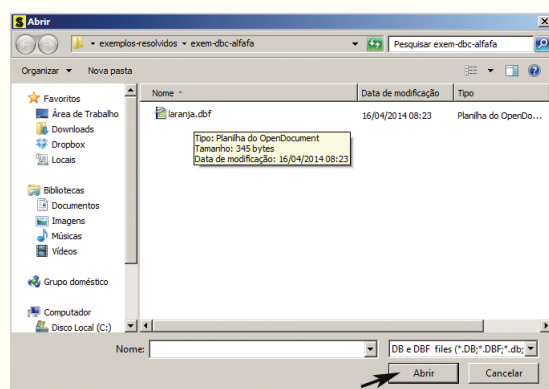
Passo 1: Sisvar > Análise > Anava.



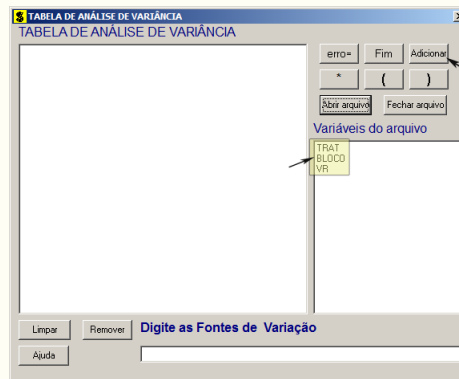
Passo 2: ...> Anava > Abrir arquivo.



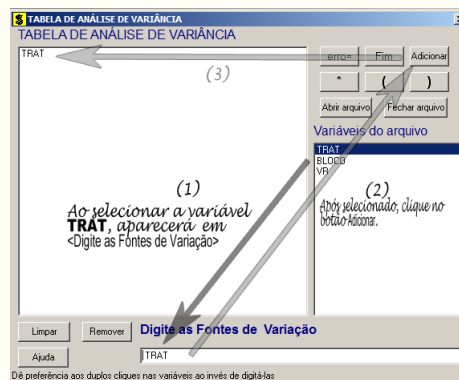
Passo 3: ...> Abrir arquivo > laranja.dbf.



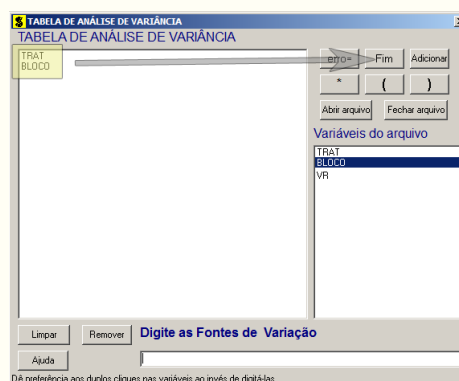
Passo 4: Com o arquivo `laranja.dbf` aberto no Sisvar, percebemos que as variáveis do arquivo são: TRAT (T1, T2, T3, T4, T5 e T6), BLOCO (I, II, III, IV) e VR (variável resposta, referente ao diâmetro (cm) da mudas de laranja referente aos tipos de adubação).



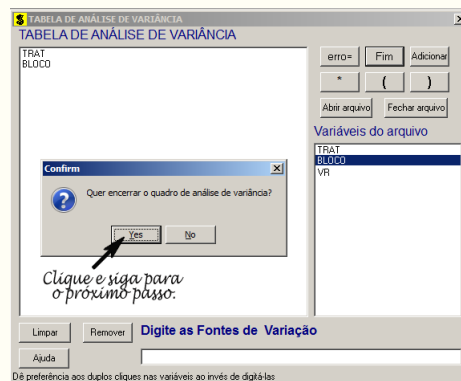
Passo 5: Adicionando a variável TRAT: em variáveis do arquivo, selecione a variável TRAT (1), e posteriormente, clique no botão **Adicionar** ou **Enter** (2). Depois de adicionado, a variável torna-se visível em Tabela de análise de variância (3).



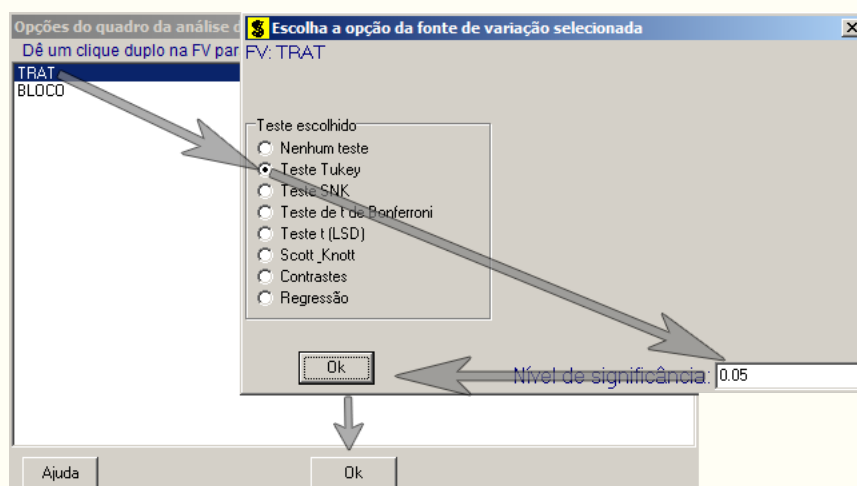
Passo 6: Posteriormente, insere a variável BLOCO, da mesma forma que inserimos TRAT no **Passo 5**. Ao final desse passo, estamos prontos para terminar a adição de variáveis, já que em tabela de análise de variância temos as duas variáveis de interesse, como visto na figura abaixo.



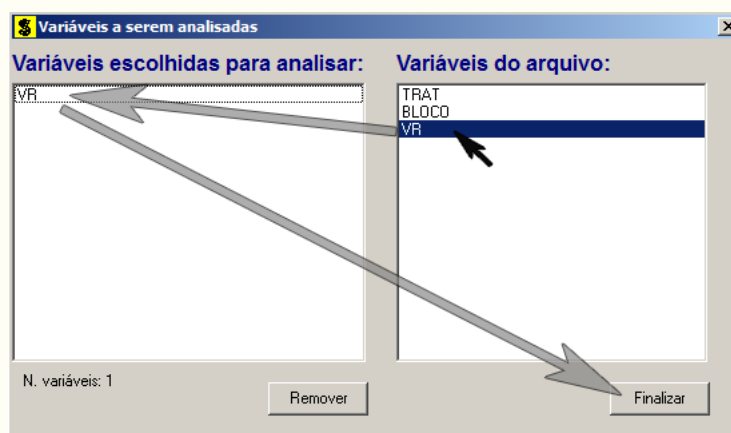
Passo 7: Para finalizarmos, basta apertar o botão **Fim**, do qual, abrirá uma janela perguntando: “Quer encerrar o quadro de análise de variância?”. Em seguida, clique em **Yes**, seguindo para o próximo passo.



Passo 8: Nesse passo, iremos escolher qual o teste de médias que será feito nos tratamentos. Nesse exercício, foi escolhido o teste Tukey ao nível de significância de 5% de probabilidade. Assim, clique em TRAT, selecione o teste Tukey, indique o nível de significância: 0,05, e clique em **Ok** e **Ok**.



Passo 9: Nesse penúltimo passo, temos que agora apenas inserir a variável resposta. Dessa forma, clique em VR e finalize a análise **Finalizar**.



Passo 10: 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.

Variável analisada: VR					
Opção de transformação: variável sem transformação (Y)					
TABELA DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA					
FV	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
TRAT	5	8.133483	1.626697	30.425	0.0000
BLOCO	3	0.253467	0.084489	1.580	0.2357
erro	15	0.801983	0.053466		
Total corrigido	23	9.188933			
CV (%) =	9.01				
Média geral:	2.5666667	Número de observações:		24	
Teste Tukey para a FV TRAT					
DMS: 0,531377798177521 NMS: 0,05					
Média harmonica do número de repetições (r): 4					
Erro padrão: 0,115613099988232					
Tratamentos		Médias	Resultados do teste		
T1		2.010000	a1		
T5		2.065000	a1		
T3		2.262500	a1		
T2		2.315000	a1		
T4		3.292500	a2		
T6		3.455000	a2		

2.2.2.5 Usando o SAS - Criando as rotinas

As rotinas em SAS seguem o mesmo padrão feito no exemplo anterior. A seguir segue as linhas de comando.

Macro SAS:

```

title 'Análise de Variância sobre o diâmetro de mudas de laranjeiras';
Options PS=300 LS=75 nodate no number;

*Dados do experimento chamado 'dados';
Data dados;

input TRAT $ BLOCO $ VR @@;
cards;
T1 I 1.75 T3 I 2.34 T5 I 1.95
T1 II 2.03 T3 II 2.02 T5 II 2.15
T1 III 2.12 T3 III 2.43 T5 III 1.99
T1 IV 2.14 T3 IV 2.26 T5 IV 2.17
T2 I 2.05 T4 I 2.8 T6 I 3.51
T2 II 2.26 T4 II 3.84 T6 II 3.32

```

```
T2 III 2.42 T4 III 3.44 T6 III 3.68
T2 IV 2.53 T4 IV 3.09 T6 IV 3.31
;
```

```
Proc Anova data = dados;
  Class TRAT BLOCO;
  Model VR = BLOCO TRAT;
  Means TRAT/Tukey alpha=0.05;
Run;Quit;
```

RESULTADO:

Analise de Variância sobre o diâmetro de mudas de laranjeiras
Options PS=300 nodate no number

The ANOVA Procedure

Dependent Variable: VR

Source	DF	Squares	Sum of Mean Square	F Value	Pr > F
Model	8	8.38695000	1.04836875	19.61	<.0001
Error	15	0.80198333	0.05346556		
Corrected Total	23	9.18893333			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	VR Mean
0.912723	9.008813	0.231226	2.566667

Source	DF	Anova SS	Mean Square	F Value	Pr > F
BLOCO	3	0.25346667	0.08448889	1.58	0.2357
TRAT	5	8.13348333	1.62669667	30.43	<.0001

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for VR

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate,
but it generally has a higher Type II error rate than REGWQ.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	15
Error Mean Square	0.053466
Critical Value of Studentized Range	4.59474
Minimum Significant Difference	0.5312

Means with the same letter are not significantly different.

Tukey Grouping	Mean	N	TRAT
A	3.4550	4	T6
A	3.2925	4	T4
B	2.3150	4	T2
B	2.2625	4	T3
B	2.0650	4	T5
B	2.0100	4	T1

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 : As rações apresentam mesmo ganho de peso de suínos;

H_a : Pelo menos duas rações apresentam efeitos diferentes no 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:

RAÇAS (Linha)	FAIXA DE PESOS(Kg) (Coluna)				TOTAIS
	30-36	37-42	43-46	47 ou mais	
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				TOTAL
	I	II	III	IV	
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:

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

$$\begin{aligned}
 SQ_{trat} &= \frac{1}{4}(137^2 + 80^2 + 138^2 + 97^2) - C \\
 &= 13405,50 - C \\
 &= 636,50.
 \end{aligned}$$

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

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

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

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:

$$CV = \frac{\sqrt{QME}}{MG} \times 100, \quad (2.7)$$

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

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

$$= 8,67\%. \quad (2.9)$$

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 - Criando as rotinas

Ao invés da solução analítica, podemos usar o R, para fazer a análise de variância desse delineamento passo a passo, como será feito a seguir.

Código R: Criando as rotinas

```
> #####
> #exemplo do experimento p/ prod de var de alfafa
> #####

> #mudando diretorio:
> setwd("D:/PROJETOS/EXPERIMENTAL/EXPERIMENTAL -
      APOSTILA/exemplos-resolvidos/exem-dql-suino")
>
> #carregando os dados:
>
> dados <- read.table("suino.txt",h=T,dec=",")
> #h=T - existe cabeçalho
> #dec="," - a decimal é separado por ","
> dados
  TRAT LIN COL VR
1     A  R1  F1 35
2     B  R2  F1 15
3     C  R3  F1 31
.     .   .   .  .
.     .   .   .  .
.     .   .   .  .
16    B  R4  F4 12
> #
> #transformando tratamentos, linhas e colunas em fatores:
> 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 ...
> #dados <- transform(dados, LIN=factor(LIN), COLUNA=factor(COL))
> #str(dados)
>
> #abrindo o objeto "dados":
> attach(dados)
#-----
>
```



```

> #calculando totais de tratamentos:
> tot.trat <- tapply(VR,TRAT,sum);tot.trat
  A   B   C   D
137  80 138  97
>
> #calculando totais de linhas (raças):
> tot.lin <- tapply(VR,LIN,sum);tot.lin
 R1  R2  R3  R4
124  98 114 116
>
> #calculando totais de colunas (raças):
> tot.col <- tapply(VR,COL,sum);tot.col
 F1  F2  F3  F4
100 155 116  81
>
> #Total geral
> G <- sum(tot.trat);G
[1] 452
> #G <- sum(tot.lin);G
> #G <- sum(tot.col);G
>
> options(digits=8)#arredondamento de 8 dígitos
>
> #correção:
> C <- G^2/length(VR);C
[1] 12769
> #-----
> #Graus de liberdade
>
> gltrat <- length(levels(TRAT))-1;gltrat
[1] 3
> gllin  <- length(levels(LIN))-1;gllin
[1] 3
> glcol  <- length(levels(COL))-1;glcol
[1] 3
> gltot  <- length(levels(COL))*length(levels(LIN))-1;gltot
[1] 15
> glres  <- gltot-gllin-glcol-gltrat;glres
[1] 6
> #-----
> #Somas de quadrado:
> sqtrat <- round(1/length(levels(TRAT))*sum(tot.trat^2)-C,2);sqtrat
[1] 636.5
> sqlin  <- round(1/length(levels(COL))*sum(tot.lin^2)-C,2);sqlin
[1] 89
> sqcol  <- round(1/length(levels(LIN))*sum(tot.col^2)-C,2);sqcol
[1] 741.5
> sqtot  <- round(sum(VR^2)-C,2);sqtot

```

```

[1] 1503
> sqres <- sqtot-sqlin-sqcol-sqtrat;sqres
[1] 36
> #-----
> #Quadrado médio:
> qmtrat <- round(sqtrat/gltrat,2);qmtrat
[1] 212.17
> qmlin <- round(sqlin/gllin,2);qmlin
[1] 29.67
> qmcol <- round(sqcol/glcol,2);qmcol
[1] 247.17
> qmres <- round(sqres/glres,2);qmres
[1] 6
> #-----
> #Teste F - tabelado
> ftabtrat <- round(qf(0.95,gltrat,glres),2);ftabtrat
[1] 4.76
> ftablin <- round(qf(0.95,gllin,glres),2);ftablin
[1] 4.76
> ftabcol <- round(qf(0.95,glcol,glres),2);ftabcol
[1] 4.76
>
> #Teste F - calculado
> ftrat <- round(qmtrat/qmres,2);ftrat
[1] 35.36
> flin <- round(qmlin/qmres,2);flin
[1] 4.95
> fcol <- round(qmcol/qmres,2);fcol
[1] 41.2
>
> #Valor-p do teste F
> ptrat <- round(pf(ftrat,gltrat,glres,lower.tail=FALSE),4);ptrat
[1] 3e-04
> plin <- round(pf(flin,gllin,glres,lower.tail=FALSE),4);plin
[1] 0.0461
> pcol <- round(pf(fcol,glcol,glres,lower.tail=FALSE),4);pcol
[1] 2e-04
>
> #####
> #QUADRO RESUMO DA ANAVA
> #####
>
> FV <- c("Trat","Lin","Col","Res","Total")
> GL <- c(gltrat,gllin,glcol,glres,gltot)
> SQ <- c(sqtrat,sqlin,sqcol,sqres,sqtot)
> QM <- c(qmtrat,qmlin,qmcol,qmres,"-")
> Fcalc <- c(ftrat,flin,fcol,"-","-")
> Ftab <- c(ftabtrat,ftablin,ftabcol,"-","-")

```

```

> pvalue <- c(ptrat,plin,pcol,"-", "-")
> #
> quadres <- data.frame(FV, GL, SQ, QM, Fcalc, Ftab, pvalue); quadres
      FV GL    SQ    QM Fcalc Ftab pvalue
1  Trat  3  636.5 212.17 35.36 4.76 3e-04
2   Lin  3   89.0  29.67  4.95 4.76 0.0461
3   Col  3  741.5 247.17 41.2  4.76 2e-04
4   Res  6   36.0    6    -    -    -
5 Total 15 1503.0    -    -    -    -

```

2.3.1.3 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 os pacotes **multcomp** e **agricolae**. Maiores detalhes sobre os testes de comparações múltiplas, poderá ser consultado na seção específica.

Código R: Usando rotinas prontas

```

> #####
> #Usando as rotinas prontas
> #####
> #ANAVA:
> anava <- aov(VR~TRAT+LIN+COL)
> summary(anava)
      Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
TRAT    3  636.5  212.167  35.3611 0.0003288 ***
LIN     3   89.0   29.667   4.9444 0.0462398 *
COL     3  741.5  247.167  41.1944 0.0002133 ***
Residuals 6   36.0    6.000
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> #-----
> #####
> #Teste Tukey
> #####
> #pacotes
> #install.packages("multcomp")
> #install.packages("agricolae")
> library(multcomp)
> library(agricolae)
> Tuk <- HSD.test(VR,TRAT,glres,qmres,alpha=0.05,
+ group=TRUE, main="efeito de rações no peso
+ médio (Kg) de suínos");Tuk
$statistics
      Mean      CV MSerror      HSD
28.25 8.6707602      6 5.99586

```

```

$parameters
  Df ntr StudentizedRange
    6  4          4.8955992

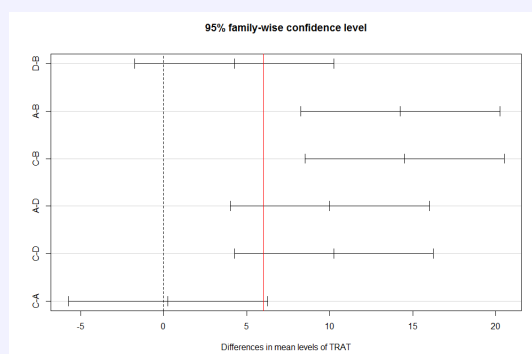
$means
      VR      std r Min Max
A 34.25 8.5391256 4 27 46
B 20.00 9.2736185 4 12 33
C 34.50 5.9160798 4 28 40
D 24.25 9.7425185 4 14 36

$comparison
NULL

$groups
  trt means M
1  C 34.50 a
2  A 34.25 a
3  D 24.25 b
4  B 20.00 b

> #
> #Gráfico de Tukey:
> THSD <- TukeyHSD(anava, wich="TRAT",ordered=TRUE,conf.level=0.95)
> plot(TukeyHSD(anava,"TRAT",ordered=T))
> abline(v=Tuk$statistics[4],col="red")

```



Usando 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 análise 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

2.3.1.4 Usando o SISVAR

Essa análise no Sisvar, haverá pequenas diferenças na hora de acrescentar as fontes de variação (Passo 7). Abaixo segue os passos.

Sisvar:

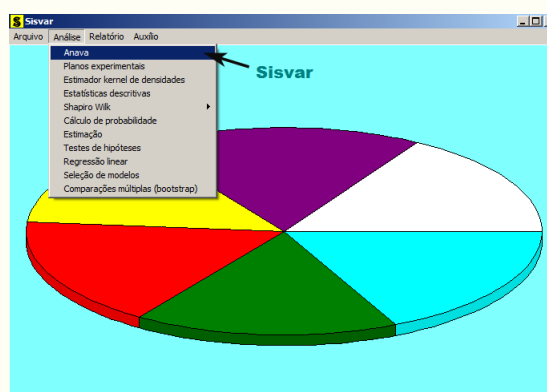
Entrada de dados com a extensão `arquivo.dbf`, usando o programa **BrOffice.org Calc**. Inicialmente, a estrutura do arquivo para esse exemplo é dado a seguir.

	A	B	C	D
1	TRAT	LIN	COL	VR
2	A	R1	F1	35,00
3	B	R2	F1	15,00
4	C	R3	F1	31,00
5	D	R4	F1	19,00
6	B	R1	F2	33,00
7	C	R2	F2	40,00
8	D	R3	F2	36,00
9	A	R4	F2	46,00
10	D	R1	F3	28,00
11	A	R2	F3	29,00
12	B	R3	F3	20,00
13	C	R4	F3	39,00
14	C	R1	F4	28,00
15	D	R2	F4	14,00
16	A	R3	F4	27,00
17	B	R4	F4	12,00

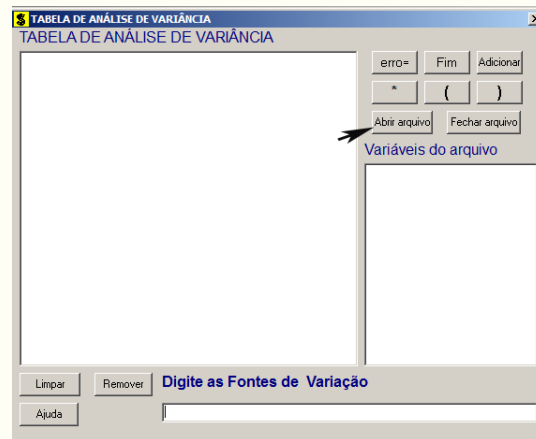
Após digitado os dados, segue a exportação do arquivo do BrOffice para a extensão `<>.dbf`: Arquivo > Salvar como... > Salvar em: escolher o diretório > Tipo: dBASE(.dbf) > Nome: suino.dbf > Abrir. O arquivo está pronto para a análise no Sisvar.

Usando agora o sisvar, seguindo os passos:

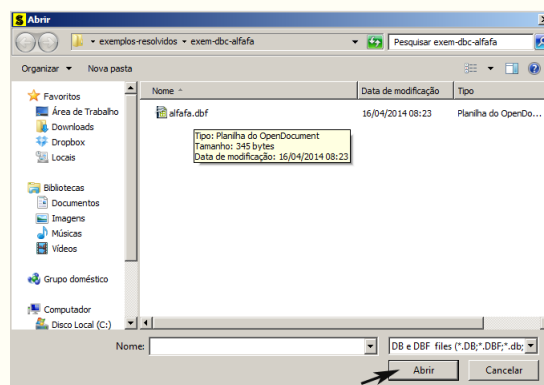
Passo 1: Sisvar > Análise > Anava.



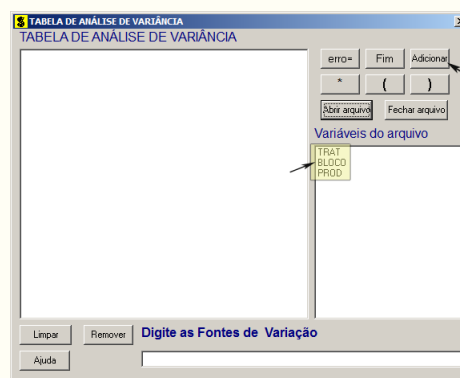
Passo 2: ...> Anava > Abrir arquivo.



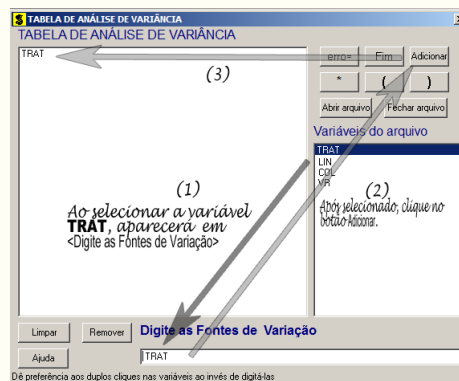
Passo 3: ...> Abrir arquivo > suino.dbf.



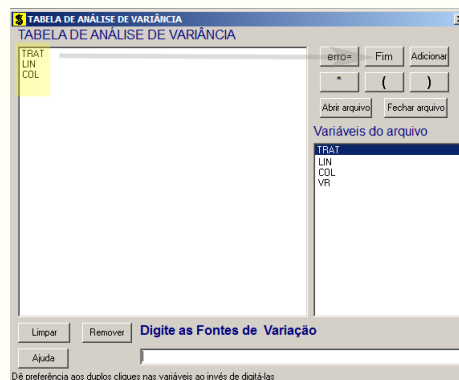
Passo 4: Com o arquivo `suino.dbf` aberto no Sisvar, percebemos que as variáveis do arquivo são: TRAT (A, B, C e D), LIN (R1, R2, R3 e R4), COL (F1, F2, F3 e F4) e VR (variável resposta, ganho de peso de suínos).



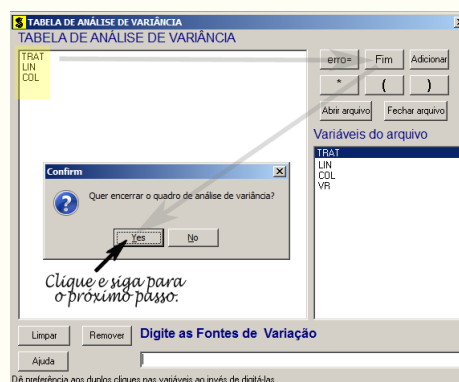
Passo 5: Adicionando a variável TRAT: em variáveis do arquivo, selecione a variável TRAT (1), e posteriormente, clique no botão **Adicionar** ou **Enter** (2). Depois de adicionado, a variável torna-se visível em Tabela de análise de variância (3).



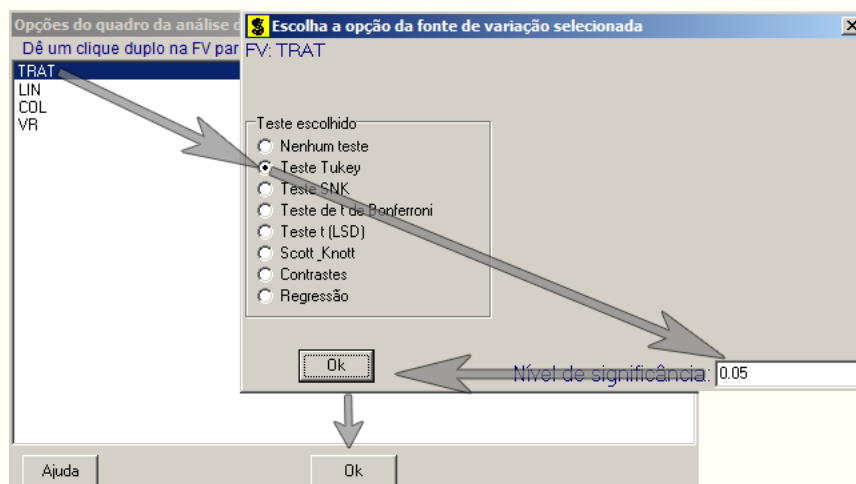
Passo 6: Posteriormente, insere a variável LIN e COL, da mesma forma que inserimos TRAT no **Passo 5**. Ao final desse passo, estamos prontos para terminar a adição de variáveis, já que em **tabela de análise de variância** temos as duas variáveis de interesse, como visto na figura abaixo.



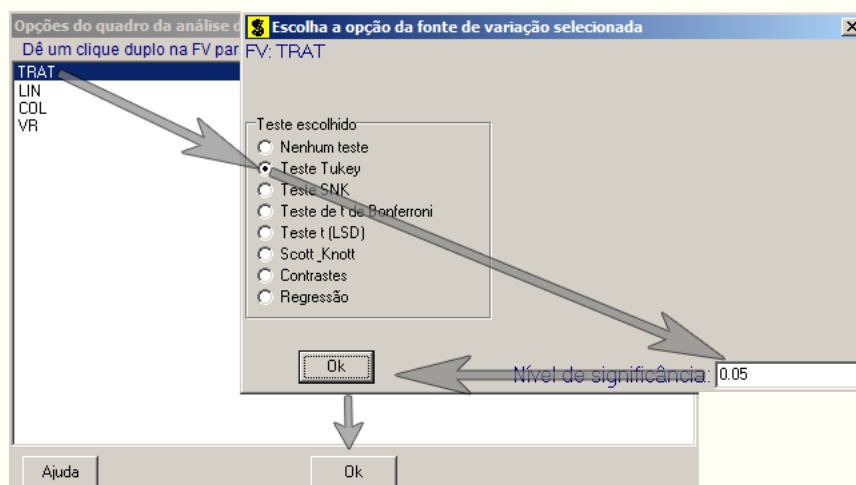
Passo 7: Para finalizarmos, basta apertar o botão **Fim**, do qual, abrirá uma janela perguntando: “Quer encerrar o quadro de análise de variância?”. Em seguida, clique em **Yes**, seguindo para o próximo passo.



Passo 8: Nesse passo, iremos escolher qual o teste de médias que será feito nos tratamentos. Nesse exercício, foi escolhido o teste Tukey ao nível de significância de 5% de probabilidade. Assim, clique em **TRAT**, selecione o teste Tukey, indique o nível de significância: 0,05, e clique em **Ok** e **Ok**.



Passo 9: Nesse penúltimo passo, temos que agora apenas inserir a variável resposta. Dessa forma, clique em PROD e finalize a análise **Finalizar**.



Passo 10: 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.

Variável analisada: VR					
Opção de transformação: variável sem transformação (Y)					
TABELA DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA					
FV	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
TRAT	3	636.500000	212.166667	35.361	0.0003
LIN	3	89.000000	29.666667	4.944	0.0462
COL	3	741.500000	247.166667	41.194	0.0002
erro	6	36.000000	6.000000		
Total corrigido	15	1503.000000			
CV (%) =	8.67				
Média geral:	28.2500000	Número de observações:		16	
Teste Tukey para a FV TRAT					
DMS: 5,99491654209343 NMS: 0,05					
Média harmonica do número de repetições (r): 4					
Erro padrão: 1,22474487139159					
Tratamentos	Médias		Resultados do teste		
B	20.000000		a1		
D	24.250000		a1		
A	34.250000		a2		
C	34.500000		a2		

2.3.1.5 Usando o SAS - Criando as rotinas

A macro criada no SAS para resolver a análise de variância para um experimento com delineamento em quadrado latino, terá pequenas alterações das outras já feitas para os delineamentos estudados. Faremos as observações após a apresentação das linhas de comando, mostradas a seguir.

Macro SAS:

```

title 'Análise de Variância sobre o ganho de peso (kg) de suínos';
Options PS=300 LS=75 nodate no number;
*Dados do experimento chamado 'dados';
Data dados;
input TRAT $ LIN $ COL $ VR @@;
cards;
A R1 F1 35.00
B R2 F1 15.00
C R3 F1 31.00
D R4 F1 19.00
B R1 F2 33.00
C R2 F2 40.00
D R3 F2 36.00
A R4 F2 46.00
D R1 F3 28.00
A R2 F3 29.00
B R3 F3 20.00
C R4 F3 39.00

```

```
C R1 F4 28.00
D R2 F4 14.00
A R3 F4 27.00
B R4 F4 12.00
;
Proc Anova data = dados;
  Class TRAT LIN COL;
  Model VR = TRAT LIN COL;
  Means TRAT/Tukey alpha=0.05;
Run;Quit;
```

RESULTADO:

Analise de Variancia sobre o ganho de peso (kg) de suinos
Options PS=300 nodate no number

			The ANOVA Procedure		
Dependent Variable: VR					
			Sum of		
Source	DF	Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	9	1467.000000	163.000000	27.17	0.0003
Error	6	36.000000	6.000000		
Corrected Total	15	1503.000000			
	R-Square	Coeff Var	Root MSE	VR Mean	
	0.976048	8.670760	2.449490	28.25000	
Source	DF	Anova SS	Mean Square	F Value	Pr > F
TRAT	3	636.5000000	212.1666667	35.36	0.0003
LIN	3	89.0000000	29.6666667	4.94	0.0462
COL	3	741.5000000	247.1666667	41.19	0.0002

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for VR

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate,
but it generally has a higher Type II error rate than REGWQ.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	6
Error Mean Square	6
Critical Value of Studentized Range	4.89559
Minimum Significant Difference	5.9959

Means with the same letter are not significantly different.

Tukey Grouping	Mean	N	TRAT
A	34.500	4	C
A	34.250	4	A
B	24.250	4	D

B

20.000

4

B

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:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2, \dots = \mu_n,$$

$$H_1 : \text{Pelo menos um contraste } \mu_i - \mu_j \neq 0, \ i \neq j = 1, 2, \dots, n,$$

em que $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n$ 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

- Faça a análise de variância e aplique o teste F. Discuta os resultados;
- Aplique os testes de comparações múltiplas: Tukey, SNK, t, Skott-Knott ao nível de significância de 5% de probabilidade;
- 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”: $Y_1 = 1\hat{m}_A - 1\hat{m}_D$.
- 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:

- 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:

Tratamentos	Repetições					Total
	1	2	3	4	5	
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:

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

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

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

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 SISVAR

A análise feita pelo Sisvar irá abordar os testes Tukey, SNK, Scott-Knott e Scheffé.

Sisvar:

Teste Tukey, SNK e Scott-Knott

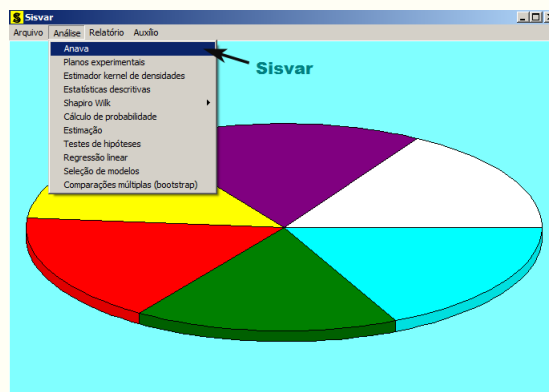
Entrada de dados com a extensão `arquivo.dbf`, usando o programa **BrOffice.org Calc**. Inicialmente, a estrutura do arquivo para esse exemplo é dado a seguir.

	A	B
1	TRAT	IVA
2	A	40,2
3	A	49,3
4	A	40,1
5	A	43,0
6	A	52,4
7	B	42,0
8	B	44,5
9	B	53,0
10	B	54,5
11	B	51,0
12	C	47,1
13	C	55,5
14	C	58,3
15	C	53,4
16	C	45,7
17	D	38,1
18	D	45,9
19	D	43,7
20	D	40,6
21	D	36,7

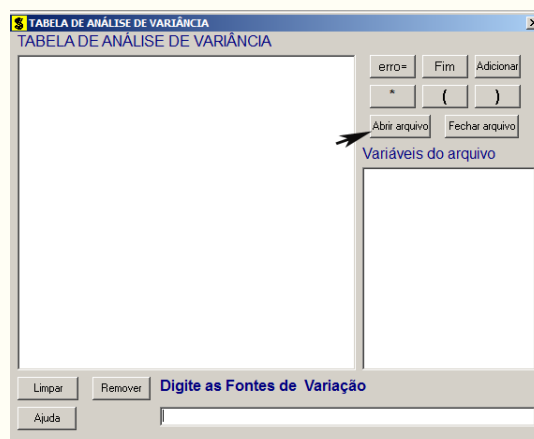
Após digitado os dados, segue a exportação do arquivo do BrOffice para a extensão `<>.dbf`: Arquivo > Salvar como... > Salvar em: escolher o diretório > Tipo: dBASE(.dbf) > Nome: iva.dbf > Abrir. O arquivo está pronto para a análise no Sisvar.

Usando agora o sisvar, seguindo os passos:

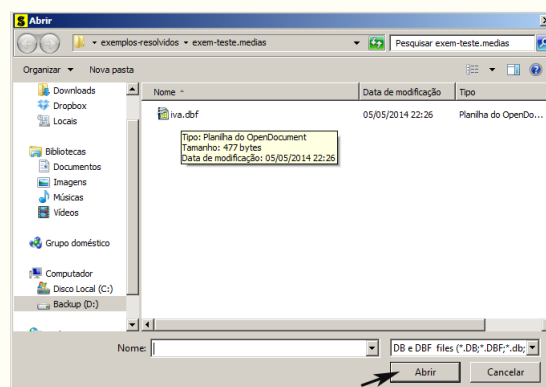
Passo 1: Sisvar > Análise > Anava.



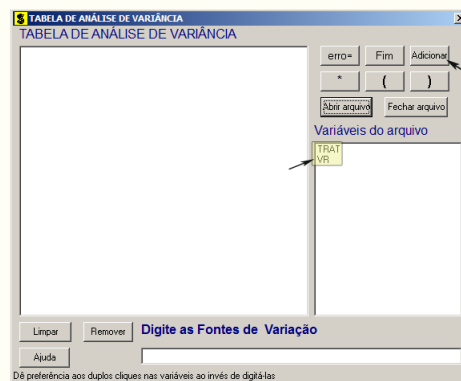
Passo 2: ...> Anava > Abrir arquivo.



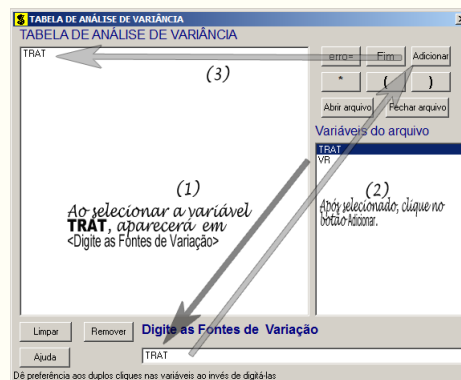
Passo 3: ...> Abrir arquivo > iva.dbf.



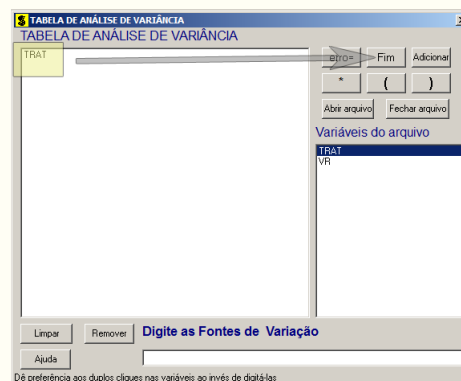
Passo 4: Com o arquivo iva.dbf aberto no Sisvar, percebemos que as variáveis do arquivo são: TRAT (A - Stimulate; B - Booster; C - 1/2 Stimulate + 1/2 Cellerate; D - Cellerate) e VR (IVA - índice de envelhecimento acelerado das sementes).



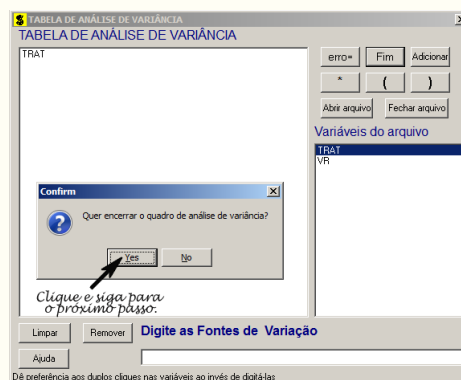
Passo 5: Adicionando a variável TRAT: em **variáveis do arquivo**, selecione a variável TRAT (1), e posteriormente, clique no botão **Adicionar** ou **Enter** (2). Depois de adicionado, a variável torna-se visível em **Tabela de análise de variância** (3).



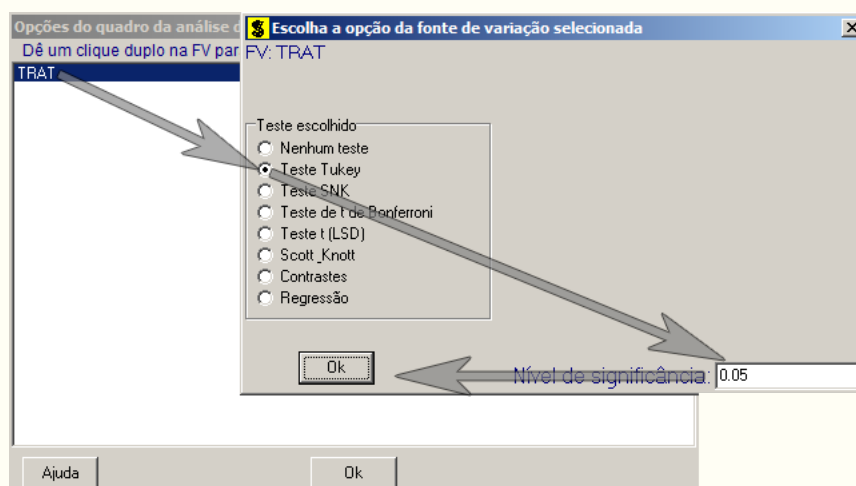
Passo 6: Ao final desse passo, estamos prontos para terminar a adição de variáveis, já que em **tabela de análise de variância** inserimos a fonte de variação necessária, como visto na figura abaixo.



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.



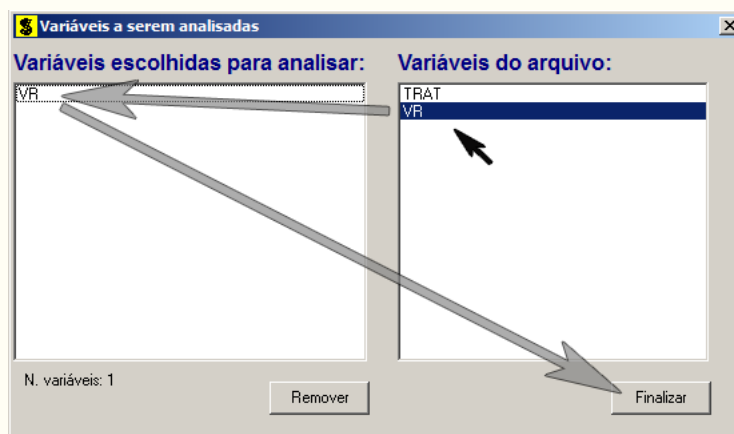
Passo 8: Esse passo, iremos apresentar como usar o teste de médias após a análise de variância. Inicialmente, apresentaremos o teste Tukey como primeiro teste. Assim, clique em **TRAT**, selecione o teste Tukey, indique o nível de significância: 0,05, e clique em **Ok**.



Em nenhum exercício resolvido, foi comentado que poderemos pedir mais de um teste antes de finalizar a análise. Como estamos apresentando os testes de comparações do tipo MCA (comparação múltipla com todos os pares), vamos fazer diversos testes de uma só vez.

Passo 9: Clicando novamente em **TRAT**, selecione agora o teste SNK, indique o nível de significância: 0,05, e clique em **Ok**, da mesma forma como feito no **passo 8**. Novamente, faremos esse mesmo procedimento e selecionaremos o teste Scott Knott, indique o nível de significância: 0,05, e clique em **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	343.750000	114.583333	4.368	0.0199
erro	16	419.760000	26.235000		
Total corrigido	19	763.510000			
CV (%) =	10.96				
Média geral:	46.7500000	Número de observações:		20	
Teste Tukey para a FV TRAT					
DMS: 9,27106763010852 NMS: 0,05					
número de repetições (r): 5 Erro padrão: 2,29063310025853					
Tratamentos		Médias	Resultados do teste		
D		41.000000	a1		
A		45.000000	a1	a2	
B		49.000000	a1	a2	
C		52.000000	a2		
Teste SNK para a FV TRAT					
Médias	DMS	NMS: 0,05			
4	9,27106763010852				
3	8,36309597039937				
2	6,86731548561222				
número de repetições (r): 5 Erro padrão: 2,29063310025853					
Tratamentos		Médias	Resultados do teste		
D		41.000000	a1		
A		45.000000	a1	a2	
B		49.000000	a1	a2	
C		52.000000	a2		
Teste Scott-Knott (1974) para a FV TRAT					
NMS: 0,05					
número de repetições (r): 5 Erro padrão: 2,29063310025853					
Tratamentos		Médias	Resultados do teste		
D		41.000000	a1		
A		45.000000	a1		
B		49.000000	a2		
C		52.000000	a2		

Teste Scheffé e desdobramento do tratamento em contraste ortogonais via teste F

Testes de comparações envolvendo mais de duas médias serão apresentados a seguir. Apresentaremos o teste de Scheffé e o desdobramento do tratamento em contrastes via teste F. Sabemos que considerando I tratamentos, poderemos ter $(I - 1)$ contrastes. Os **passos de 1 a 7** são os mesmos. Ao chegar no **passo 8**, clique em **TRAT**, selecione a opção **Contrastes**, indique o nível de significância: 0,05, e clique em **Ok**.

Passo 9: Insira a variável resposta, clicando em **VR** e finalize a análise **Finalizar**. Aparecerá uma nova opção perguntando deseja fazer alguma transformação nos dados. Em nosso caso, não iremos fazer transformação, portanto, clique em **Finalizar**.

Passo 10: Após finalizar, como selecionamos a opção **Contrastes**, será pedido para inserir os contrastes desejados. Os três contrastes desejados são:

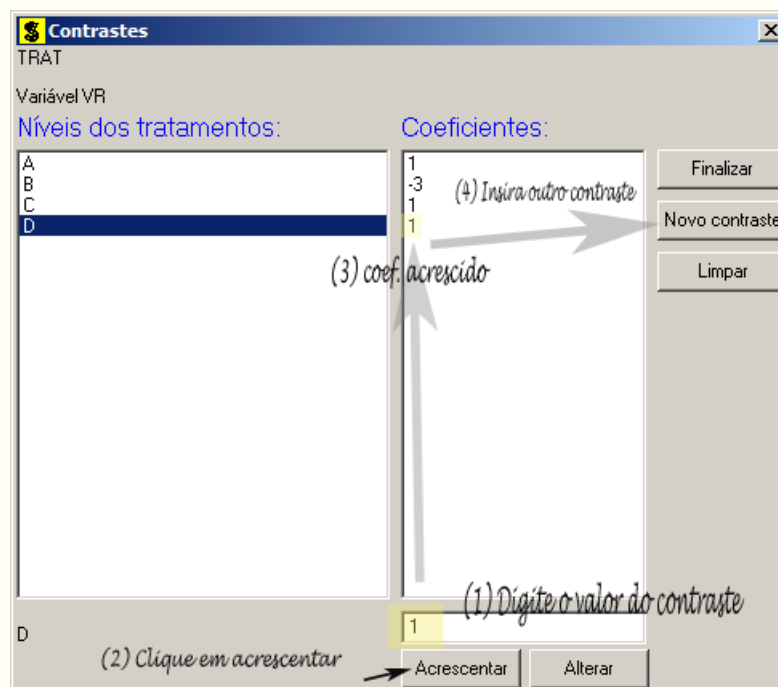
- 1º Contraste: $Y_1 = 1/3\hat{m}_A - 1\hat{m}_B + 1/3\hat{m}_C + 1/3\hat{m}_D$;
- 2º Contraste: $Y_2 = 1/2\hat{m}_A - 1\hat{m}_C + 1/2\hat{m}_D$;
- 3º Contraste: $Y_3 = 1\hat{m}_A - 1\hat{m}_D$.

Porém, no sisvar exige que os coeficientes dos contrastes sejam valores inteiros. Assim,

- 1º Contraste: $Y_1 = 1\hat{m}_A - 3\hat{m}_B + 1\hat{m}_C + 1\hat{m}_D$;
- 2º Contraste: $Y_2 = 1\hat{m}_A - 2\hat{m}_C + 1\hat{m}_D$;
- 3º Contraste: $Y_3 = 1\hat{m}_A - 1\hat{m}_D$.

1º Contraste: Digite o valor do coeficiente de cada tratamento e clique **Acrescentar**.

Após inserir todos os coeficientes, clique em **Novo contraste** para inserir o segundo contraste.



O procedimento para inserir os demais contrastes é o mesmo. Quando um tratamento não estiver incluso no contraste, é atribuído o valor 0 para o coeficiente. Após digitado o último contraste, clique em **Finalizar** para concluir a análise.

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	343.750000	114.583333	4.368	0.0199
erro	16	419.760000	26.235000		
Total corrigido	19	763.510000			
CV (%) =	10.96				
Média geral:	46.7500000	Número de observações:	20		
CONTRASTE NÚMERO 1					
Nível dessa Fonte de Variação		Coeficientes			
A		1.0000			
B		-3.0000			
C		1.0000			
D		1.0000			
Obs. valores dos coeficientes positivos foram divididos por 3 e os negativos por 3					
Estimativa	:	-3.00000000			
DMS Scheffé	:	8.24450737			
NMS:	0,05				
Variação	:	6.99600000			
Erro padrão	:	2.64499527			
t para H0: Y = 0	:	-1.134			
Pr> t	:	0.273			
F para H0: Y = 0	:	1.286			
Pr>F	:	0.273			
Pr exata Scheffé	:	0.734			
CONTRASTE NÚMERO 2					
Nível dessa Fonte de Variação		Coeficientes			
A		1.0000			
B		0.0000			
C		-2.0000			
D		1.0000			
Obs. valores dos coeficientes positivos foram divididos por 2 e os negativos por 2					
Estimativa	:	-9.00000000			
DMS Scheffé	:	8.74462060			
NMS:	0,05				
Variação	:	7.87050000			
Erro padrão	:	2.80544114			
t para H0: Y = 0	:	-3.208			
Pr> t	:	0.005			
F para H0: Y = 0	:	10.292			
Pr>F	:	0.005			
Pr exata Scheffé	:	0.042			
CONTRASTE NÚMERO 3					
Nível dessa Fonte de Variação		Coeficientes			
A		1.0000			
B		0.0000			
C		0.0000			
D		-1.0000			
Obs. valores dos coeficientes positivos foram divididos por 1 e os negativos por 1					
Estimativa	:	4.00000000			
DMS Scheffé	:	10.09741812			
NMS:	0,05				
Variação	:	10.49400000			
Erro padrão	:	3.23944440			
t para H0: Y = 0	:	1.235			
Pr> t	:	0.235			
F para H0: Y = 0	:	1.525			
Pr>F	:	0.235			
Pr exata Scheffé	:	0.681			
TABELA DE ANÁLISE DE VARIÂNCIA DOS CONTRASTES					
FV	GL	SQ	QM	Fc	Pr>Fc
Contraste	1	33.750000	33.750000	1.286	0.2734
Contraste	2	270.000000	270.000000	10.292	0.0055
Contraste	3	40.000000	40.000000	1.525	0.2347
Erro	16	419.760000	26.235000		

Vamos fazer algumas observações nesses resultados. Vamos tomar por base o primeiro contraste, $Y_1 = 1\hat{m}_A - 3\hat{m}_B + 1\hat{m}_C + 1\hat{m}_D$; sendo o resultado mostrado abaixo

CONTRASTE NÚMERO 1	
Nível dessa Fonte de Variação	Coefficientes
A	1.0000
B	-3.0000
C	1.0000
D	1.0000
Obs. Valores dos coeficientes positivos foram divididos por 3 e os negativos por 3	
Estimativa	-3.00000000
DMS Scheffé	8.24450737
NMS:	0,05
Variancia	6.99600000
Erro padrão	2.64499527
t para H0: Y = 0	-1.134
Pr> t	0.273
F para H0: Y = 0	1.286
Pr>F	0.273
Pr exata Scheffé	0.734

Observe, inicialmente que os valores dos coeficientes do primeiro contraste (cor vermelha) foram divididos pelo maior valor do coeficiente do contraste 1 (cor amarela). Obviamente, a estimativa do contraste (cor azul) é resultante do seguinte contraste: $Y_1 = 1/3\hat{m}_A - 1\hat{m}_B + 1/3\hat{m}_C + 1/3\hat{m}_D$, isto é, $Y_1 = 1/3 \times 45,0 - 1 \times 49,0 + 1/3 \times 52,0 + 1/3 \times 41,0 = -3$. Para entendermos o porquê desse procedimento feito pelo Sisvar, considere que o estudo do contraste 1 foi verificar se o regular Booster tem efeito superior aos demais. Assim, a título de exemplo, vamos considerar que o efeito médio (\hat{m}_o) dos reguladores sejam iguais, exceto o efeito médio (\hat{m}_b) do regulador Booster. Dessa forma, temos $Y_1 = 1/3\hat{m}_o - 1\hat{m}_b + 1/3\hat{m}_o + 1/3\hat{m}_o = \hat{m}_o - \hat{m}_b$. Isso implica na prática, saber se a diferença desses dois grupos é significativo ou não, isto é, sendo a estimativa do contraste $Y_1 = -3$, implica dizer que a diferença em 3 unidades do efeito médio do regulador Booster com o efeito médio do outro grupo poderá ser significativo ou não. Portanto, a estimativa do contraste passa a ser um resultado compreensível. Caso, tivéssemos usado o contraste original, teríamos $Y_1 = 1\hat{m}_o - 3\hat{m}_b + 1\hat{m}_o + 1\hat{m}_o = 3(\hat{m}_o - \hat{m}_b)$. A interpretação seria saber se três vezes a diferença do efeito médio desses dois grupos teriam efeito significativo ou não, não há sentido prático nisso. Portanto, a lógica do Sisvar é tornar a estimativa do contraste ter um significado prático.

Outra informação interessante no resultado do Sisvar, é que não necessariamente precisaremos pelo Teste Scheffé, compara a estimativa com a DMS Scheffé para saber se o contraste é significativo ou não. Podemos utilizar o valor-p exato do teste (cor cinza). Isso nos dá a autonomia de determinar o nível de significância a adotar, não sendo simplesmente $\alpha = 0,05$.

No caso do teste F e t , considerando que cada contraste tem apenas 1 grau de liberdade, torna esses testes equivalentes, já que, com 1 grau de liberdade no contraste, o valor da estatística t ao quadrado (cor azul escuro) é igual a estatística do teste F (cor verde), isto é, $(-1,134)^2 = 1,286$.

Por fim, observe que os testes F e Scheffé são testes em que suas metodologias são diferentes, já que o segundo é baseado numa distribuição proporcional a distribuição F . Outra diferença, é quanto ao contraste, o teste F exige que os contrastes sejam ortogonais entre si, já o teste Scheffé não, qualquer contraste pode ser utilizado. O rigor desse teste é maior do que o teste F , assim, em alguns momentos, podemos nos deparar com um contraste em que o teste Scheffé não detectou significância e o teste F detectou. Por isso, é bom usar o bom senso, em ter conhecimento realmente do tipo de estudo do seu experimento, como também do teste utilizado.

3.0.2.3 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
```

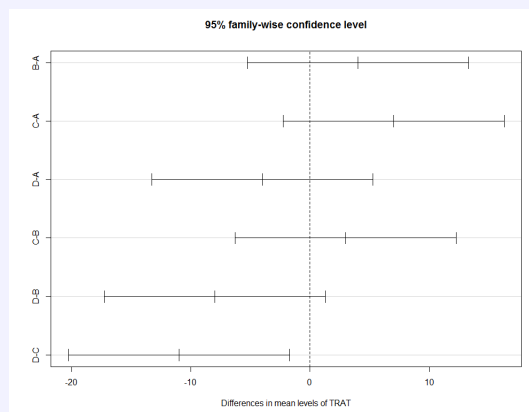
```
$comparison
NULL
```

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

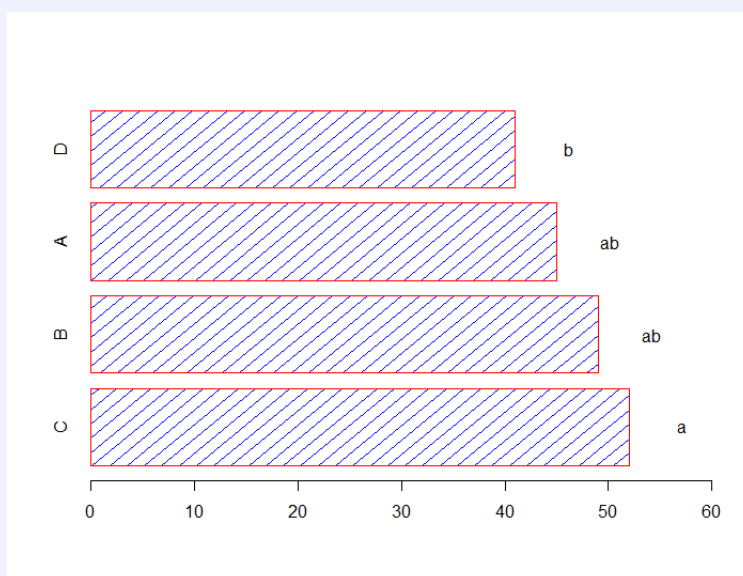
```
#Visualizacao grafica do teste Tukey:
```

```
#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, acrescimo 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

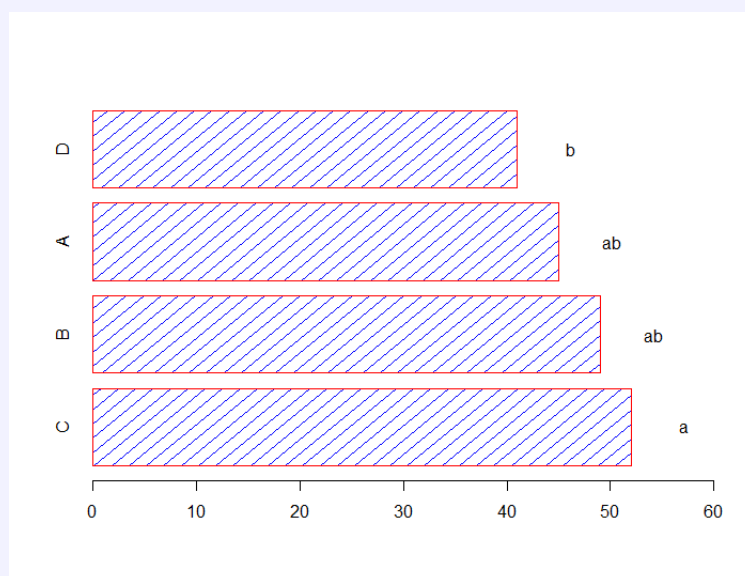
$means
  dados$VR      std r  Min  Max
A      45 5.574495 5 40.1 52.4
B      49 5.465803 5 42.0 54.5
C      52 5.422177 5 45.7 58.3
D      41 3.819686 5 36.7 45.9
```

```
$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

```

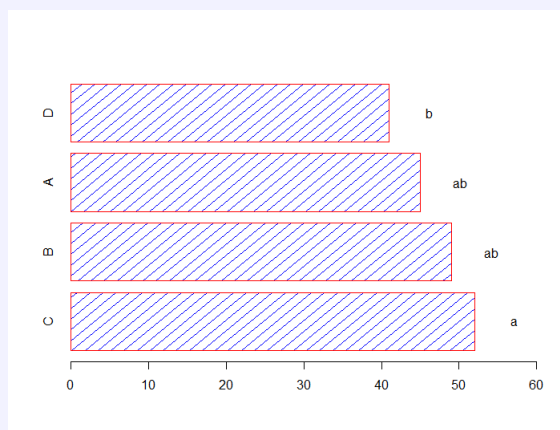
$means
  VR      std r      LCL      UCL  Min  Max
A 45 5.574495 5 40.14407 49.85593 40.1 52.4
B 49 5.465803 5 44.14407 53.85593 42.0 54.5
C 52 5.422177 5 47.14407 56.85593 45.7 58.3
D 41 3.819686 5 36.14407 45.85593 36.7 45.9

$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

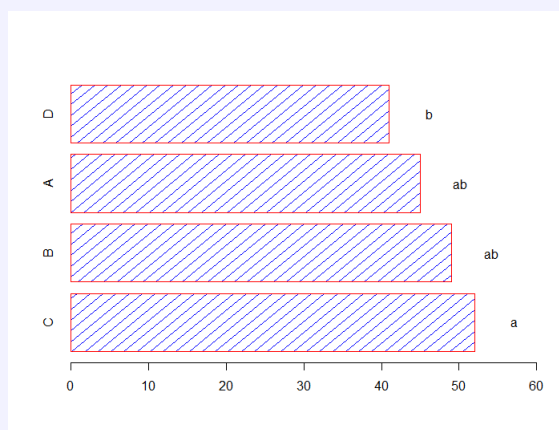
$parameters
  Df ntr      F Scheffe
16  4 3.238872 3.117148

$means
  dados$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 n^o 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 default

$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 análise 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.

3.0.2.4 Usando o SAS - Criando as rotinas

Para realizar os testes de médias no SAS, iremos salientar que esse programa não apresenta o teste Scott-Knott, embora apresente outras alternativas de testes de comparações múltiplas, das quais abordaremos: teste Tukey, teste SNK, t ou LSD, teste Scheffé, teste de contrastes e o teste Dunnett (usamos como exemplo, o tratamento A como testemunha). Segue abaixo a macro.

Macro SAS:

```

title 'Análise de Variância do índice de envelhecimento acelerado
de sementes';
*Options PS=300 LS=75 nodate no number;
*Dados do experimento chamado 'dados';
Data dados;
input TRAT $ IVA @@;
cards;
A 40.20 C 47.10
A 49.30 C 55.50
A 40.10 C 58.30
A 43.00 C 53.40
A 52.40 C 45.70

```

```

B 42.00 D 38.10
B 44.50 D 45.90
B 53.00 D 43.70
B 54.50 D 40.60
B 51.00 D 36.70
;
Proc Anova data = dados;
  Class TRAT;
  Model IVA = TRAT;
  Means TRAT/Tukey alpha=0.05;
  Means TRAT/SNK alpha=0.05;
  Means TRAT/T alpha=0.05;
* teste t: usa-se T ou LSD;
  Means TRAT/Scheffe alpha=0.05;
  Means TRAT/Dunnett("A") alpha=0.05;
Run;Quit;

```

RESULTADO:

Analise de Variância do índice de envelhecimento acelerado de sementes
The ANOVA Procedure

Dependent Variable: IVA

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	3	343.7500000	114.5833333	4.37	0.0199
Error	16	419.7600000	26.2350000		
Corrected Total	19	763.5100000			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	IVA Mean
0.450223	10.95617	5.122011	46.75000

Source	DF	Anova SS	Mean Square	F Value	Pr > F
TRAT	3	343.7500000	114.5833333	4.37	0.0199

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for IVA

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate, but it generally has a higher Type II error rate than REGWQ.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	16
Error Mean Square	26.235
Critical Value of Studentized Range	4.04609
Minimum Significant Difference	9.2681

Means with the same letter are not significantly different.

Tukey Grouping	Mean	N	TRAT
A	52.000	5	C

B	A	49.000	5	B
B	A	45.000	5	A
B		41.000	5	D

Student-Newman-Keuls Test for IVA

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate under the complete null hypothesis but not under partial null hypotheses.

Alpha 0.05
 Error Degrees of Freedom 16
 Error Mean Square 26.235

Number of Means	2	3	4
Critical Range	6.8673158	8.358839	9.2681158

Means with the same letter are not significantly different.

SNK Grouping	Mean	N	TRAT
A	52.000	5	C
B A	49.000	5	B
B A	45.000	5	A
B	41.000	5	D

t Tests (LSD) for IVA

NOTE: This test controls the Type I comparisonwise error rate, not the experimentwise error rate.

Alpha 0.05
 Error Degrees of Freedom 16
 Error Mean Square 26.235
 Critical Value of t 2.11991
 Least Significant Difference 6.8673

Means with the same letter are not significantly different.

t Grouping	Mean	N	TRAT
A	52.000	5	C

B	A	49.000	5	B
B	C	45.000	5	A
	C	41.000	5	D

Scheffe's Test for IVA

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	16
Error Mean Square	26.235
Critical Value of F	3.23887
Minimum Significant Difference	10.098

Means with the same letter are not significantly different.

Scheffe Grouping	Mean	N	TRAT
A	52.000	5	C
B A	49.000	5	B
B A	45.000	5	A
B	41.000	5	D

Dunnett's t Tests for IVA

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error for comparisons of all treatments against a control.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	16
Error Mean Square	26.235
Critical Value of Dunnett's t	2.59240
Minimum Significant Difference	8.3979

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.

TRAT	Difference	Simultaneous 95%	
Comparison	Between Means	Confidence	Limits
C - A	7.000	-1.398	15.398
B - A	4.000	-4.398	12.398
D - A	-4.000	-12.398	4.398

Inicialmente, vamos entender o comando `Means effects / options;`. Esse comando é usado após o comando `Model`, utilizado para estimarmos as médias de um determinado fator na análise de variância. As opções desse comando permitem-nos usar os testes de comparações múltiplas (PCM). O primeiro PCM calculado foi o teste Tukey, usando o comando `Means TRAT/Tukey alpha=0.05`, ao nível de significância de 5% de probabilidade. Os testes SNK, t e Scheffé foram executados usando o mesmo procedimento, apenas alterando o nome Tukey no comando por SNK, T e Scheffe, respectivamente. Vale salientar, que este último teste é calculado no SAS na sua versão antiga, isto é, compara as médias duas a duas. Por último, o teste Dunnett, com as seguintes linhas de comando `Means TRAT/Dunnett("A") alpha=0.05`, lembrando que o tratamento A para esse caso, como exemplo, representou o tratamento testemunha.

Regressão Linear

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

- Faça a análise de variância, aplique o teste F e comente os resultados;
- Faça a análise de variância considerando regressão para densidades. Discuta os resultados;
- Obtenha a equação de regressão que se ajusta aos dados;
- Obtenha o coeficiente de determinação e comente;
- Represente graficamente a equação de regressão estimada.

Sisvar: Análise de Regressão

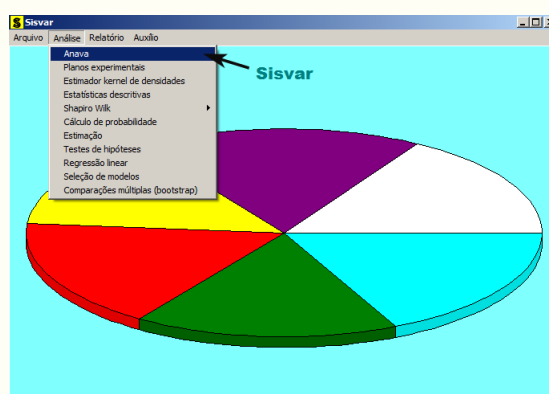
Entrada de dados com a extensão `aquivo.dbf`, usando o programa **BrOffice.org Calc**. Inicialmente, a estrutura do arquivo para esse exemplo é dado a seguir.

	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

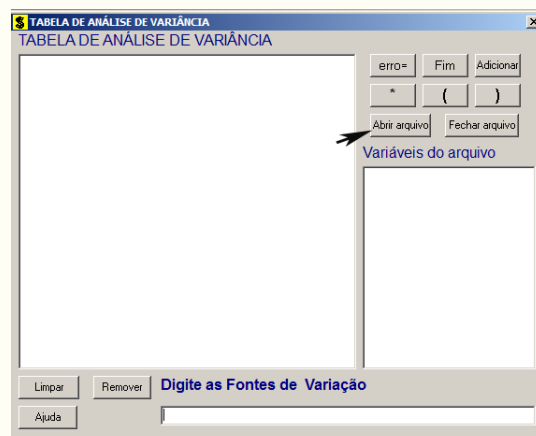
Após digitado os dados, segue a exportação do arquivo do BrOffice para a extensão <>.dbf: Arquivo > Salvar como... > Salvar em: escolher o diretório > Tipo: dBASE(.dbf) > Nome: solo.dbf > Abrir. O arquivo está pronto para a análise no Sisvar. Lembre-se que a separação em casas decimais é virgula.

Usando agora o sisvar, seguindo os passos:

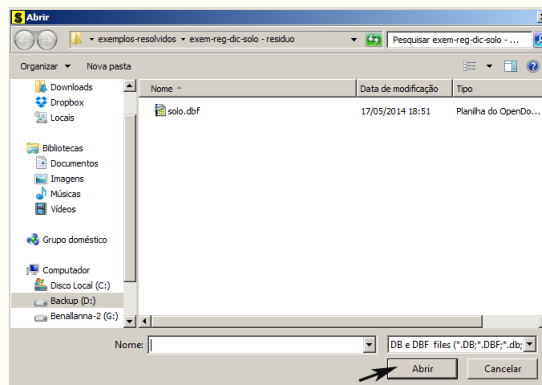
Passo 1: Sisvar > Análise > Anava.



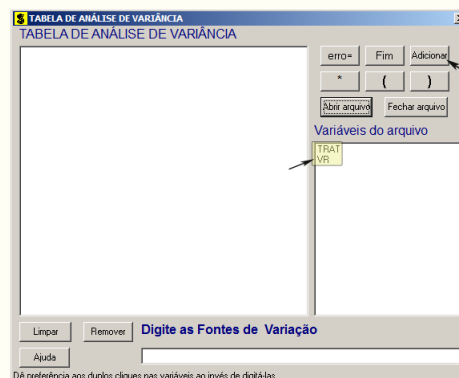
Passo 2: ...> Anava > Abrir arquivo.



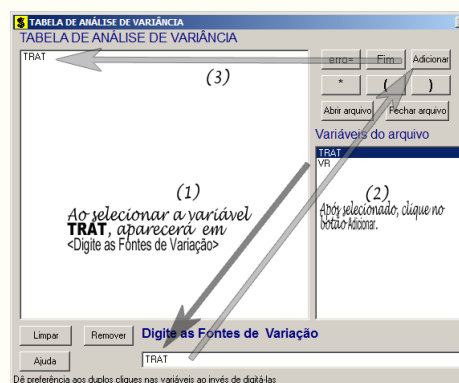
Passo 3: ...> Abrir arquivo > solo.dbf.



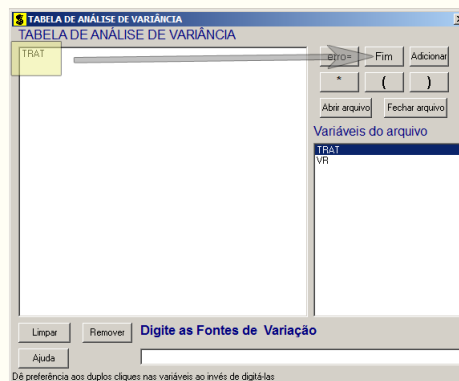
Passo 4: Com o arquivo `solo.dbf` aberto no Sisvar, percebemos que as variáveis do arquivo são: TRAT (1,31; 1,43; 1,55 e 167) e VR (MPSA - teor de matéria seca da parte aérea, em gramas).



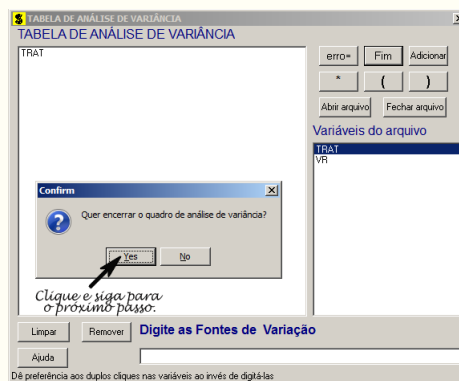
Passo 5: Adicionando a variável TRAT: em variáveis do arquivo, selecione a variável TRAT (1), e posteriormente, clique no botão **Adicionar** ou **Enter** (2). Depois de adicionado, a variável torna-se visível em Tabela de análise de variância (3).



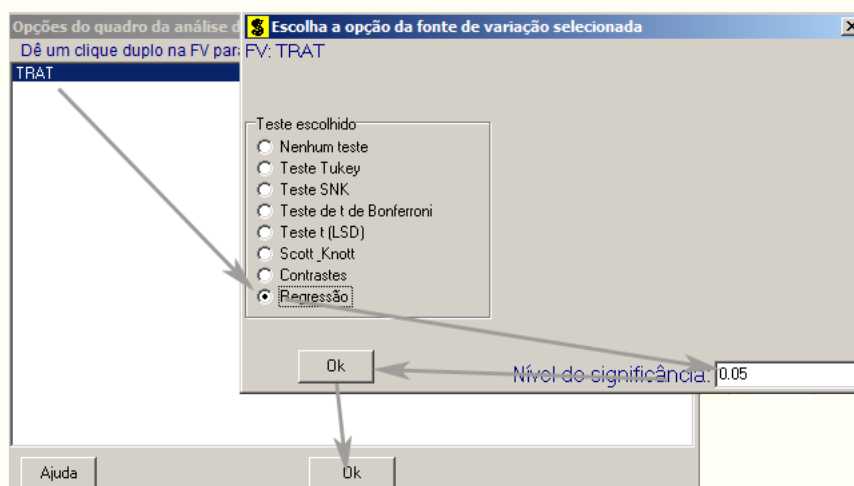
Passo 6: Ao final desse passo, estamos prontos para terminar a adição de variáveis, já que em tabela de análise de variância inserimos a fonte de variação necessária, como visto na figura abaixo.



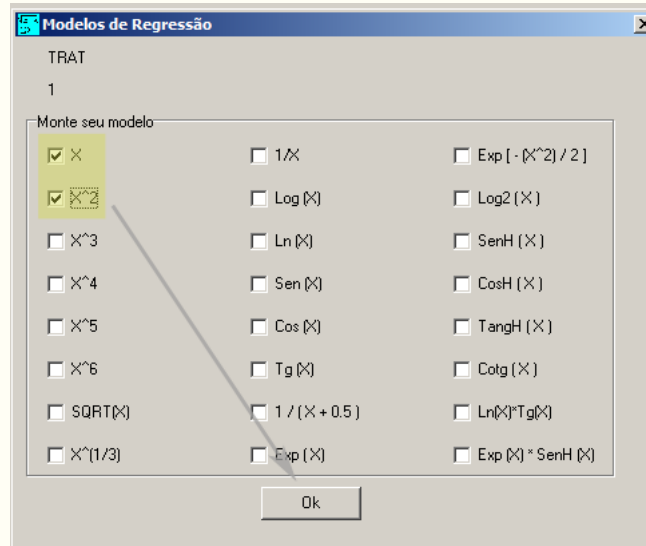
Passo 7: Para finalizarmos, basta apertar o botão **Fim**, do qual, abrirá uma janela perguntando: “Quer encerrar o quadro de análise de variância?”. Em seguida, clique em **Yes**, seguindo para o próximo passo.



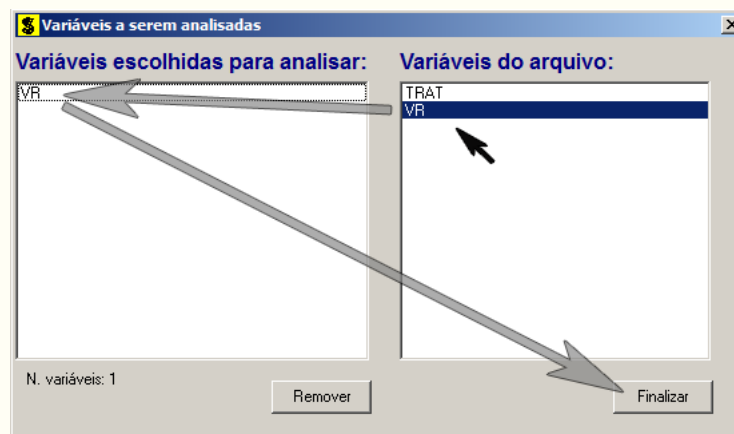
Passo 8: Como nossa fonte de variação (TRAT) é quantitativa, iremos fazer o estudo de regressão. Assim, clique em **TRAT**, selecione a opção **Regressão**, indique o nível de significância: 0,05, e clique **Ok** e **Ok**.



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					
Parâmetro	Estimativa	SE	t para 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			
Parâmetro					
Estimativa	SE	t para 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%					
Somos de quadrados sequenciais - 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					
Parâmetro	Estimativa	SE	t para 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			
Somos de quadrados sequenciais - 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

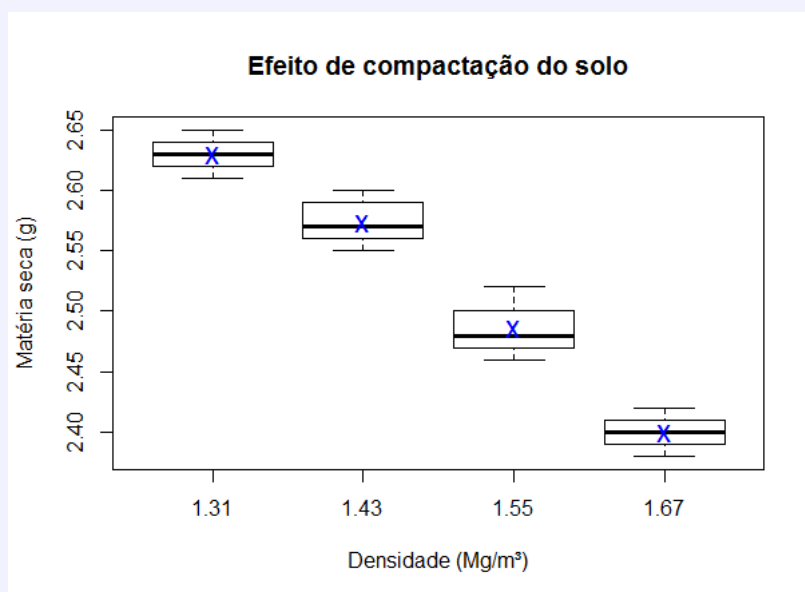
dados.v <-tapply(VR, trat, var); dados.v
  1.31   1.43   1.55   1.67
0.00025 0.00043 0.00058 0.00025

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)

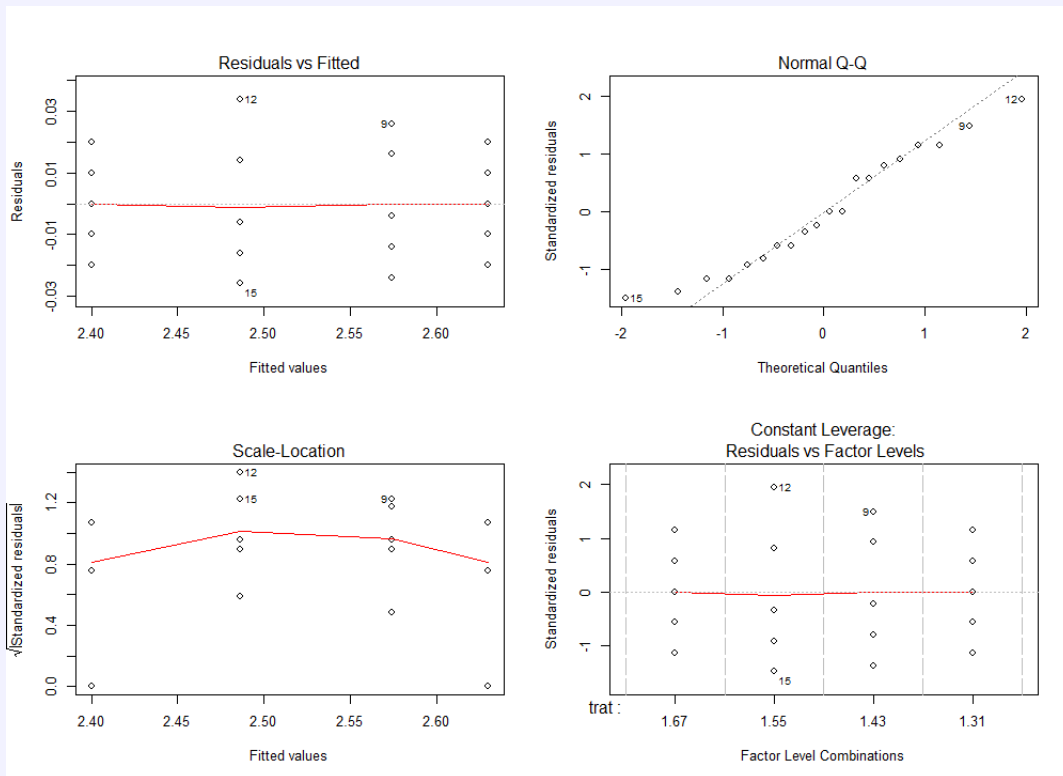
```



```
#####
#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) #resíduos da análise 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
```

```
#Análise de regressão 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
```

```

$'Análise 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

$'Análise 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 Ogl, 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

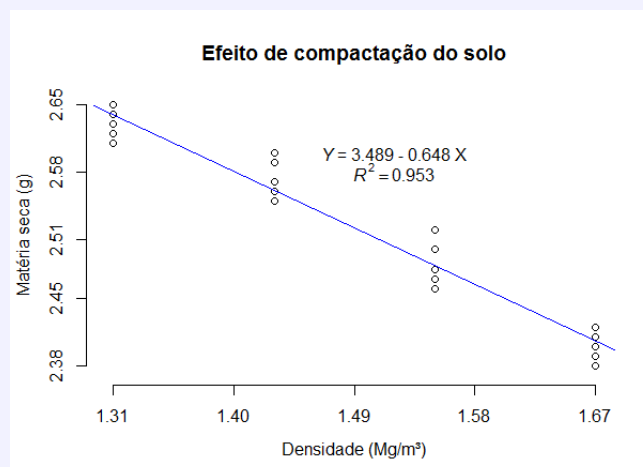
Residual standard error: 0.01943 on 16 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.962, Adjusted R-squared: 0.9548
 F-statistic: 134.9 on 3 and 16 DF, p-value: 1.439e-11

```
#####
# 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 funcao:
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 texto 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")
```

