# Lista 1 - Planejamento e Análise de Experimentos

## Bruno Mesquita dos Santo

## 2024-02-26

3) O conjunto de dados seguintes é proveniente de um experimento conduzido para caracterização de quatro variedades de pêra (A, B, C e D) com relação ao peso por fruto, medido em gramas. Foi colhida uma amostra aleatória de cinco frutos para cada variedade. Os valores obtidos foram:

Repetições = 5 Tratamentos = 4

```
tratA <- c(78, 88, 72, 74, 98)
tratB <- c(79, 56, 71, 96, 55)
tratC <- c(63, 68, 58, 79, 59)
tratD <- c(60, 65, 59, 54, 58)
X <-c(tratA, tratB, tratC, tratD)
Y <- rep(c("A", "B", "C", "D"), each = 5)
dados <- data.frame(Resp=X, Trat=Y)
dados</pre>
```

```
##
       Resp Trat
## 1
          78
                  Α
## 2
          88
                  Α
## 3
          72
                  Α
          74
## 4
                  Α
## 5
          98
                  Α
## 6
          79
                  В
## 7
          56
                  В
## 8
          71
                  В
## 9
          96
                  В
## 10
          55
                  В
## 11
          63
                  \mathsf{C}
                  \mathsf{C}
## 12
          68
## 13
          58
                  \mathsf{C}
## 14
          79
                  \mathsf{C}
                  С
## 15
          59
## 16
          60
                  D
                  D
## 17
          65
## 18
          59
                  D
                  D
## 19
          54
## 20
          58
                  D
```

```
var(tratA)
a) Testar a homogeneidade de variâncias utilizando o Teste de Hartley.
## [1] 118
var(tratB)
## [1] 292.3
var(tratC)
## [1] 73.3
var(tratD)
## [1] 15.7
Hcal = S^2max/S^2min
Hcal <- 292.3/15.7
Hcal
## [1] 18.61783
H<br/>tab há 4 tratamento e (5-1)<br/>repetições por tratamento, a 5\% de significância
qmaxFratio(0.95,4,4)
## [1] 20.55922
Como Hc<Htab, rejeita-se a hipotese de heterogeneidade de variância dos grupos
b) Se o teste na letra a) não for significativo então obtenha a tabela de analise de variância,
aplique o teste F e comente o resultado.
modelo <- aov(Resp~Trat, data = dados)</pre>
anova(modelo)
## Analysis of Variance Table
##
## Response: Resp
##
             Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## Trat
               3 1413.8 471.27 3.7754 0.03188 *
## Residuals 16 1997.2 124.83
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
```

Hipótese:

```
 \begin{cases} H0: \beta 1 = \beta 2 = \beta 3 = \beta 4 = 0 \\ H1: pelo\ menos\ um\ \beta\ difere\ de\ zero \end{cases}
```

Dado que nosso modelo possuí p-value: < 0.03188, podemos concluir que há 5% nível de significância ele rejeita H0, logo o modelo é significativo.

c) Aplique os testes: Teste t de Student, Teste de Tukey, Teste de Duncan, Teste de S-N-K, Teste de Dunnett (considerando o tratamento controle sendo A) e o Teste de Scheffé. Teste t de Student:

$$\begin{cases} H0: Y = 0 \\ H1: Y \neq 0 \end{cases}$$

```
t.test(tratA,tratB)
```

```
##
## Welch Two Sample t-test
##
## data: tratA and tratB
## t = 1.1701, df = 6.777, p-value = 0.2814
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## -10.96414 32.16414
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 82.0 71.4
```

Aceita h0, logo a diferença das médias não é estatisticamente significativa.

## t.test(tratA,tratC)

```
##
## Welch Two Sample t-test
##
## data: tratA and tratC
## t = 2.6837, df = 7.5858, p-value = 0.02913
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## 2.199586 31.000414
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 82.0 65.4
```

Rejeita h0, logo a diferença das médias é estatisticamente significativa.

#### t.test(tratA,tratD)

```
##
## Welch Two Sample t-test
##
## data: tratA and tratD
## t = 4.4091, df = 5.0459, p-value = 0.006815
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## 9.543613 36.056387
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 82.0 59.2
```

Rejeita h0, logo a diferença das médias é estatisticamente significativa.

## t.test(tratB,tratC)

```
##
## Welch Two Sample t-test
##
## data: tratB and tratC
## t = 0.70167, df = 5.8875, p-value = 0.5097
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## -15.02093 27.02093
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 71.4 65.4
```

Aceita h0, logo a diferença das médias não é estatisticamente significativa.

## t.test(tratB,tratD)

```
##
## Welch Two Sample t-test
##
## data: tratB and tratD
## t = 1.5544, df = 4.4285, p-value = 0.1882
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## -8.784296 33.184296
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 71.4 59.2
```

Aceita h0, logo a diferença das médias não é estatisticamente significativa.

```
t.test(tratC,tratD)
```

```
##
## Welch Two Sample t-test
##
## data: tratC and tratD
## t = 1.4695, df = 5.6383, p-value = 0.1952
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
## 95 percent confidence interval:
## -4.28619 16.68619
## sample estimates:
## mean of x mean of y
## 65.4 59.2
```

Aceita h0, logo a diferença das médias não é estatisticamente significativa.

Utilizaremos o TratA por ter a maior média.

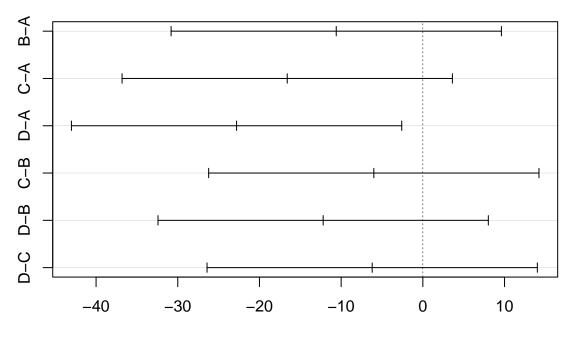
Teste de Tukey:

## TukeyHSD(modelo)

```
Tukey multiple comparisons of means
##
##
       95% family-wise confidence level
##
## Fit: aov(formula = Resp ~ Trat, data = dados)
##
## $Trat
##
        diff
                  lwr
                            upr
                                    p adj
## B-A -10.6 -30.8163 9.616299 0.4602137
## C-A -16.6 -36.8163 3.616299 0.1281553
## D-A -22.8 -43.0163 -2.583701 0.0244592
## C-B -6.0 -26.2163 14.216299 0.8303280
## D-B -12.2 -32.4163 8.016299 0.3429223
## D-C -6.2 -26.4163 14.016299 0.8163995
```

## plot(TukeyHSD(modelo))

## 95% family-wise confidence level



Differences in mean levels of Trat

Somente D e A são diferentes entre si, como trat A tem maior média, ele será usado

Teste de Duncan:

```
resultado_duncan <- duncan.test(modelo, "Trat")
print(resultado_duncan)</pre>
```

```
## $statistics
##
     MSerror Df Mean
##
     124.825 16 69.5 16.07556
##
## $parameters
##
       test name.t ntr alpha
##
     Duncan
              Trat
                      4 0.05
##
  $duncan
##
        Table CriticalRange
## 2 2.997999
                    14.97950
## 3 3.143802
                    15.70801
## 4 3.234945
                    16.16340
##
## $means
                             se Min Max Q25 Q50 Q75
##
     Resp
                std r
```

```
## A 82.0 10.862780 5 4.996499 72
                                      98 74
                                               78
                                                   88
## B 71.4 17.096783 5 4.996499 55
                                      96 56
                                               71
                                                   79
## C 65.4 8.561542 5 4.996499 58
                                      79
                                          59
                                               63
                                                   68
## D 59.2 3.962323 5 4.996499 54
                                      65
                                         58
                                              59
                                                   60
## $comparison
## NULL
##
## $groups
##
     Resp groups
## A 82.0
## B 71.4
               ab
## C 65.4
               b
## D 59.2
               b
##
## attr(,"class")
## [1] "group"
Diferença apenas entre o TratA - TratC e TratA - TratD.
SNK
W1 = q(s/sqrt(r))
q = o valor na tabela de Tukey (nº de médias abrangidas pelo contraste, nº de g.l.Resíduo) s = sqrt(qmerro)
\mathbf{r}=numero de repetições
q \leftarrow qtukey(0.95, 4, 16)
s <- sqrt(124.83)
r <- 5
print(q*(s/sqrt(r)))
## [1] 20.2167
mean(tratA)-mean(tratD)
## [1] 22.8
mean(tratA)-mean(tratC)
## [1] 16.6
Como Yestimado>(contraste de duas médias) então rejeita-se H0. logo MA != MD, mas H0 é aceito entre
MA, MB e MC
```

## DunnettTest(list(tratA, tratB, tratC, tratD))

```
##
##
    Dunnett's test for comparing several treatments with a control :
##
      95% family-wise confidence level
##
## $'1'
##
       diff
               lwr.ci
                         upr.ci
                                  pval
## 2-1 -10.6 -28.91969 7.719687 0.3361
## 3-1 -16.6 -34.91969 1.719687 0.0798 .
## 4-1 -22.8 -41.11969 -4.480313 0.0140 *
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
```

A média do tratD é significativamente diferente da média tratA, mas as médias do TratB e C não diferem significativamente.

```
A <- c(22, 25, 23, 26)

B <- c(24, 27, 25, 29)

C <- c(20, 22, 23, 21)

D <- c(26, 28, 30, 29)

E <- c(26, 23, 21, 23)

X<- c(A,B,C,D,E)

Y <- rep(c("A", "B", "C", "D", "E"), each = 4)

dados <- data.frame(Resp=X,Trat=Y)

dados
```

4) Para avaliar a condição de fertilidade do solo de uma propriedade rural foram coletadas quatro amostras de cada um dos cinco tipos de solos. Os valores obtidos para o teor de carbono orgânico, em g.kg-1, em cada solo, foram:

```
##
      Resp Trat
## 1
        22
## 2
        25
               Α
## 3
        23
               Α
## 4
        26
               Α
## 5
        24
               В
## 6
        27
               В
## 7
        25
               В
## 8
        29
               В
## 9
        20
               С
## 10
        22
               С
## 11
        23
               C
## 12
               C
        21
## 13
        26
               D
        28
## 14
               D
## 15
        30
               D
        29
## 16
               D
```

```
## 17
        26
              Ε
        23
              F.
## 18
## 19
        21
              Ε
              Е
## 20
        23
shapiro.test(dados$Resp)
##
##
    Shapiro-Wilk normality test
##
## data: dados$Resp
## W = 0.95566, p-value = 0.4612
pvalor maior que 0.05, dados estão normais(H0)
bartlett.test(Resp~Trat, data=dados)
##
   Bartlett test of homogeneity of variances
##
##
## data: Resp by Trat
## Bartlett's K-squared = 0.84319, df = 4, p-value = 0.9326
pvalor maior que 0.05, dados tem homogeneidade(H0)
modelo <- aov(Resp~Trat, data = dados)</pre>
anova (modelo)
## Analysis of Variance Table
##
## Response: Resp
             Df Sum Sq Mean Sq F value
##
              4 111.30 27.8250 8.1439 0.001067 **
## Trat
## Residuals 15 51.25 3.4167
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
     Fcalc < 27.8250/3.4167 \#8.143823 qf(0.95,4,15) \#3.055568 Como Fcal > Ftab, rejeita-se H0, logo,
     pelo menos, um tratamento difere dos outros
```

```
AD <- c(7, 9, 10, 9)

AA <- c(18, 20, 17, 17)

LC <- c(15, 14, 15, 13)

AAR <- c(9, 7, 10, 8)

LCR <- c(9, 8, 10, 10)
```

5) Um experimento foi conduzido para avaliar diferentes métodos de conservação das espiguetas de mini milho com a finalidade de proporcionar um produto com qualidade. Foi utilizado o delineamento inteiramente casualizado, com quatro repetições, sendo as parcelas constituídas por três embalagens, contendo cada uma, 15 espiguetas. A variável medida foi o teor de vitamina C. Os tratamentos e os valores de vitamina C, em mg/100g, obtidos foram:

a) Elabore um conjunto de contrastes ortogonais úteis para o pesquisador:  $Y=4m1-m2-m3-m4-m5\ h0=y=0<=>m1=(m2+m3+m4+m5)/4$   $Y2=m1-m2\ h0=y2=0<=>m1=m2$ 

b) Explique o significado de cada contraste: O contraste Y verifica ser a media do tratamento 1 é igual a média dos tratamentos restantes. Já o Y2 verifica a igualdade da média de dois tratamentos.

```
X<- c(AD,AA,LC,AAR,LCR)
Y <- rep(c("A", "B", "C", "D", "E"), each = 4)
dados <- data.frame(Resp=X,Trat=Y)
dados</pre>
```

c) Elabore a análise da variância, com interpretação dos resultados:

```
Resp Trat
##
## 1
         7
               Α
## 2
         9
               Α
## 3
        10
               Α
## 4
         9
               Α
## 5
        18
               В
## 6
        20
               В
## 7
        17
               В
## 8
        17
               В
               С
## 9
        15
## 10
        14
               С
               С
## 11
        15
## 12
        13
               C
## 13
         9
               D
## 14
         7
               D
## 15
        10
               D
## 16
         8
               D
         9
               Ε
## 17
## 18
               Ε
         8
               Е
## 19
        10
               Ε
## 20
        10
```

#### shapiro.test(dados\$Resp)

```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: dados$Resp
## W = 0.88768, p-value = 0.02438

pvalor menor que 0.05, dados não estão normais(H0)
```

```
bartlett.test(Resp~Trat, data=dados)
```

```
##
   Bartlett test of homogeneity of variances
##
##
## data: Resp by Trat
## Bartlett's K-squared = 0.66719, df = 4, p-value = 0.9553
pvalor maior que 0.05, dados tem homogeneidade(H0)
modelo <- aov(Resp~Trat, data = dados)</pre>
anova (modelo)
## Analysis of Variance Table
##
## Response: Resp
##
               Df Sum Sq Mean Sq F value
                                                   Pr(>F)
## Trat
                 4 284.50 71.125 50.206 1.648e-08 ***
## Residuals 15 21.25
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Hipótese:
                                  \left\{ \begin{array}{l} H0: \beta 1 = \beta 2 = \beta 3 = \beta 4 = 0 \\ H1: pelo\ menos\ um\ \beta\ difere\ de\ zero \end{array} \right.
```

Dado que nosso modelo possuí p-value: 1.648e-08 < 0.05, podemos concluir que há 5% nível de significância ele rejeita H0, logo o modelo é significativo.

d) Aplique o teste de Tukey (5%) e o teste SNK (5%). Comente os resultados. Tukey:

#### TukeyHSD (modelo)

```
##
     Tukey multiple comparisons of means
##
       95% family-wise confidence level
##
## Fit: aov(formula = Resp ~ Trat, data = dados)
##
## $Trat
##
        diff
                   lwr
                             upr
                                     p adj
## B-A 9.25
              6.651124 11.848876 0.0000001
## C-A 5.50
              2.901124 8.098876 0.0000799
## D-A -0.25 -2.848876 2.348876 0.9981018
## E-A 0.50 -2.098876 3.098876 0.9738847
## C-B -3.75 -6.348876 -1.151124 0.0036007
## D-B -9.50 -12.098876 -6.901124 0.0000001
## E-B -8.75 -11.348876 -6.151124 0.0000003
## D-C -5.75 -8.348876 -3.151124 0.0000483
## E-C -5.00 -7.598876 -2.401124 0.0002256
## E-D 0.75 -1.848876 3.348876 0.8957929
```

```
B-A, C-A, C-B, D-B, E-B, D-C, E-C são diferentes entre si/
SNK
W1 = q(s/sqrt(r))
q=o valor na tabela de Tukey (nº de médias abrangidas pelo contraste, nº de g.l.Resíduo) s=sqrt(qmerro)
\mathbf{r}=numero de repetições
q \leftarrow qtukey(0.95, 5, 15)
s <- sqrt(1.417)
r <- 4
print(q*(s/sqrt(r)))
## [1] 2.599181
mean(AD)
## [1] 8.75
mean(AA)
## [1] 18
mean(LC)
## [1] 14.25
mean (AAR)
## [1] 8.5
mean(LCR)
## [1] 9.25
mean(LCR)-mean(AAR)
## [1] 0.75
mean(LCR)-mean(AD)
## [1] 0.5
mean(AD)-mean(AAR)
## [1] 0.25
```

mean(AD) Como Yestimado>(contraste de duas médias) então rejeita-se H0. logo LC != AA, mas H0 é aceito entre LCR, AD e AAR

```
RC <- c( 4.6, 5.1, 5.8, 5.5)

RCE <- c( 6.0, 7.1, 7.2, 6.8)

RCEV <- c( 5.8, 7.2, 6.9, 6.7)

RCF <- c(5.6, 4.9, 5.9, 5.7)

RCFV <- c(1.0, 5.5, 5.1, 5.9)

X <-c(RC, RCE, RCEV, RCF, RCFV)

Y <- rep(c("A", "B", "C", "D", "E"), each = 4)

dados <- data.frame(Resp=X, Trat=Y)

dados
```

6) Um experimento foi conduzido no delineamento inteiramente casualizado, com quatro repetições, para o desenvolvimento de peixe tipo lambari quando tratados por diferentes rações. Os tratamentos e valores de comprimento dos peixes, em cm, foram:

```
##
      Resp Trat
## 1
       4.6
               Α
## 2
       5.1
               Α
## 3
       5.8
               Α
## 4
       5.5
               Α
## 5
       6.0
               В
## 6
       7.1
               В
## 7
       7.2
               В
## 8
       6.8
               В
## 9
       5.8
               \mathsf{C}
## 10
       7.2
               C
## 11
      6.9
               \mathsf{C}
## 12
       6.7
               C
## 13
       5.6
               D
## 14
       4.9
               D
## 15
       5.9
               D
       5.7
## 16
               D
## 17
       1.0
               Ε
               Ε
## 18
      5.5
## 19
       5.1
               Ε
## 20
       5.9
               Ε
modelo <- aov(Resp~Trat, data = dados)</pre>
anova (modelo)
## Analysis of Variance Table
##
## Response: Resp
##
              Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
               4 16.183 4.0458 3.2173 0.04285 *
```

Dado que nosso modelo possuí p-value: <0.04285, podemos concluir que há 5% nível de significância ele rejeita H0, logo o modelo é significativo.

## Residuals 15 18.863

1.2575

## Signif. codes: 0 '\*\*\* 0.001 '\*\* 0.01 '\* 0.05 '.' 0.1 ' 1

```
a <- c(21,23,26,21,22)
b <- c(8,10,6,0,9)
c <- c(11,10,14,14,12)
d <- c(29,25,31,33,30)
e <- c(12,13,15,11,15)
t <- c(2,4,0,2,2)

X <-c(a, b, c, d, e, t)
Y <- rep(c("A", "B", "C","D", "E", "T"), each = 5)
dados <- data.frame(Resp=X,Trat=Y)
dados
```

7) Um experimento foi conduzido no delineamento inteiramente casualizado, com cinco repetições, para avaliar o efeito de cinco medicamentos na diminuição da pressão arterial de animais experimentais. Para isso, o pesquisador escolheu ao acaso 30 animais do mesmo tipo e dividiu ao acaso em seis grupos, sendo que em cada grupo os animais receberam o mesmo medicamento. Exceto pelos medicamentos (identificados por A, B, C, D, E e T), todos os animais tiveram o mesmo cuidado e mesma alimentação, sendo criados na mesma área experimental. Após o período de avaliação, os animais sorteados na área experimental bem como os tratamentos e os valores da pressão arterial foram:

```
##
       Resp Trat
## 1
         21
                 Α
## 2
         23
                 Α
## 3
         26
                 Α
## 4
         21
                 Α
## 5
         22
                 Α
## 6
          8
                 В
## 7
         10
                 В
## 8
           6
                 В
           0
## 9
                 В
## 10
           9
                 В
                 С
## 11
         11
##
   12
         10
                 \mathsf{C}
## 13
         14
                 С
   14
         14
                 C
##
   15
         12
                 \mathsf{C}
##
   16
         29
                 D
## 17
         25
                 D
## 18
         31
                 D
## 19
         33
                 D
##
   20
         30
                 D
##
   21
                 Ε
         12
##
   22
         13
                 Ε
##
   23
         15
                 Ε
##
   24
                 Ε
         11
## 25
         15
                 Ε
## 26
          2
                 Τ
## 27
           4
                 Τ
           0
                 Т
##
   28
## 29
           2
                 Τ
## 30
           2
                 Τ
```

```
shapiro.test(dados$Resp)
##
##
   Shapiro-Wilk normality test
##
## data: dados$Resp
## W = 0.94745, p-value = 0.1444
pvalor maior que 0.05, dados estão normais(H0)
bartlett.test(Resp~Trat, data=dados)
##
   Bartlett test of homogeneity of variances
##
##
## data: Resp by Trat
## Bartlett's K-squared = 5.6527, df = 5, p-value = 0.3415
pvalor maior que 0.05, dados tem homogeneidade(H0)
modelo <- aov(Resp~Trat, data = dados)</pre>
anova(modelo)
## Analysis of Variance Table
##
## Response: Resp
##
             Df Sum Sq Mean Sq F value
                                           Pr(>F)
             5 2595.8 519.15
                                 83.51 2.232e-14 ***
## Trat
## Residuals 24 149.2
                          6.22
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Dado que nosso modelo possuí p-value: 2.232e-14 < 0.05, podemos concluir que há 5% nível de significância ele rejeita H0, logo o modelo é significativo.

```
SC <- c( 2.9, 3.2, 2.4)

CM <- c( 8.0, 10.6, 9.8)

HA_5 <- c(5.6, 6.0, 6.7)

HB_1 <- c( 7.7, 8.8, 7.9)

HB_5 <- c( 4.3, 6.5, 5.6)

HB_1 <- c( 5.5, 5.1, 6.9)
```

8) Um experimento foi conduzido no delineamento em blocos casualizado, com três repetições, para estudar diferentes métodos de controle de plantas daninhas sobre a produção de grãos de milho. Os tratamentos e valores de produção de grãos (t/ha) foram: