Lista3Planejamento

Questão 1

В	A	Blocks	rendimento
-1	-1	.1	1.30
1	-1	.1	1.26
-1	1	.1	1.05
1	1	.1	1.52
-1	-1	.2	1.19
1	-1	.2	1.21
-1	1	.2	1.00
1	1	.2	1.56
-1	-1	.3	1.08
1	-1	.3	1.19
-1	1	.3	1.05

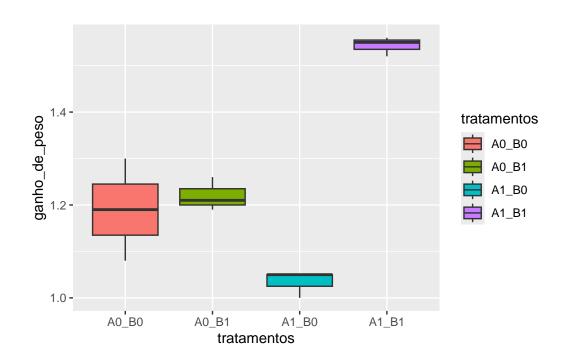
В	A	Blocks	rendimento
1	1	.3	1.55

```
modelo <- lm(rendimento ~ A * B, data =</pre>
  planej)
  anova <- aov(modelo)
  summary(anova)
            Df Sum Sq Mean Sq F value
                                         Pr(>F)
Α
             1 0.02083 0.02083
                                 5.682 0.044292 *
В
             1 0.21870 0.21870 59.645 5.62e-05 ***
A:B
             1 0.17280 0.17280 47.127 0.000129 ***
Residuals
             8 0.02933 0.00367
                0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Signif. codes:
```

O teste ANOVA indica que os fatores A e B, juntamente com sua interação, tem um impacto significativo no ganho de peso.

Representação gráfica

ggplot(dados, aes(x=tratamentos, y=ganho_de_peso, fill=tratamentos)) +
 geom_boxplot()



Avaliação dos pressupostos do modelo

Hipótese de normalidade:

 ${\cal H}_0$: os dados seguem uma distribuição normal

 ${\cal H}_1\!\colon$ os dados não seguem uma distribuição normal

shapiro.test(modelo\$residuals)

Shapiro-Wilk normality test

data: modelo\$residuals

W = 0.92577, p-value = 0.3375

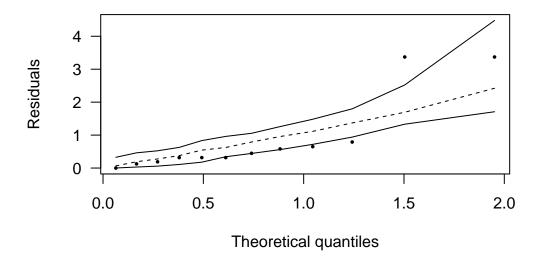
Como p-valor do teste de Shapiro foi de 0.337, ou seja, maior que o nível de 5% de significância não rejeitamos a hipótese nula, portanto temos indícios para acreditar que os dados seguem uma distribuição normal.

Gráfico de normalidade

```
library(hnp)
hnp::hnp(anova, las=1, pch=16, main="QQ-Plot dos resíduos")
```

Gaussian model (aov object)

QQ-Plot dos resíduos



Hipótese de homocedasticidade:

 H_0 : A variância é constante (homocedasticidade)

 H_1 : A variância não é constante (heterocedasticidade)

```
with(planej, bartlett.test(anova$residuals~A))
```

```
Bartlett test of homogeneity of variances

data: anova$residuals by A
Bartlett's K-squared = 5.2419, df = 1, p-value = 0.02205

with(planej, bartlett.test(anova$residuals~B))

Bartlett test of homogeneity of variances

data: anova$residuals by B
Bartlett's K-squared = 3.9773, df = 1, p-value = 0.04612

tratamentos<-rep(c(paste("T",1:4)),e=3)
with(planej, bartlett.test(anova$residuals~tratamentos))

Bartlett test of homogeneity of variances

data: anova$residuals by tratamentos
Bartlett's K-squared = 4.2451, df = 3, p-value = 0.2362
```

Para os fatores A e B, os p-valores (0.02205 e 0.04612, respectivamente) são inferiores a 0.05, indicando que há evidências para rejeitar a hipótese nula de homogeneidade de variâncias, ou seja, as variâncias não são homogêneas entre os grupos desses fatores.

Já para o fator tratamentos, o p-valor (0.2362) é superior a 0.05, indicando que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula, sugerindo que as variâncias entre os grupos desse fator são homogêneas.

Independências das amostras::

 H_0 : Não há autocorrelação positiva nos resíduos

 H_1 : Existe autocorrelação positiva nos resíduos

lmtest::dwtest(anova)

Durbin-Watson test

```
data: anova
```

DW = 1.2087, p-value = 0.1707

alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0

O p-valor ser igual a 0.1707 indica que não há evidências estatísticas suficientes para rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos resíduos.

Teste de comparações

```
library(ExpDes.pt)
with(planej, fat2.dic(A,B, rendimento,
                      mcomp="tukey",
                      fac.names = c("B","A")))
```

Legenda:

FATOR 1: B FATOR 2: A

Quadro da analise de variancia

```
SQ QM Fc Pr>Fc
       1 0.02083 3 5.682 0.044292
В
Α
        1 0.21870 5 59.645 0.000056
B*A
       1 0.17280 4 47.127 0.000129
Residuo 8 0.02933 2
Total 11 0.44167 1
```

CV = 4.86 %

Teste de normalidade dos residuos (Shapiro-Wilk)

valor-p: 0.3374582

De acordo com o teste de Shapiro-Wilk a 5% de significancia, os residuos podem ser considerado

Interacao significativa: desdobrando a interacao ______ Desdobrando B dentro de cada nivel de A ______ ______ Quadro da analise de variancia ______ QM GL SQ Fc Pr.Fc 1 0.21870 0.21870 59.6455 1e-04 B:A -1 1 0.03682 0.03682 10.0409 0.0132 B:A 1 1 0.15682 0.15682 42.7682 2e-04 Residuo 8 0.02933 0.00367 Total 11 0.44167 0.04015 B dentro do nivel -1 de A Teste de Tukey ______ Grupos Tratamentos Medias a 1 1.19 b 2 1.033333 ______ B dentro do nivel 1 de A ______ Teste de Tukey ______ Grupos Tratamentos Medias a 2 1.543333 b 1 1.22

Desdobrando A dentro de cada nivel de B ______ Quadro da analise de variancia ______ GLSQQM Fc Pr.Fc 1 0.02083 0.02083 5.6818 0.0443 A:B -1 1 0.00135 0.00135 0.3682 0.5608 A:B 1 1 0.39015 0.39015 106.4045 Residuo 8 0.02933 0.00367 Total 11 0.44167 0.04015 ______ A dentro do nivel -1 de B De acordo com o teste F, as medias desse fator sao estatisticamente iguais. Niveis Medias 1 1.19 1.22 A dentro do nivel 1 de B ______ Teste de Tukey ______ Grupos Tratamentos Medias

O teste de comparação entre os tratamentos sugere o que já era possivel de ser visto na análise gráfica, os únicos fatores que podem ser ditos estatísticamente iguais são os fatores "B dentro do nivel -1 de A" ou seja A_0B_0 e A_0B_1 .

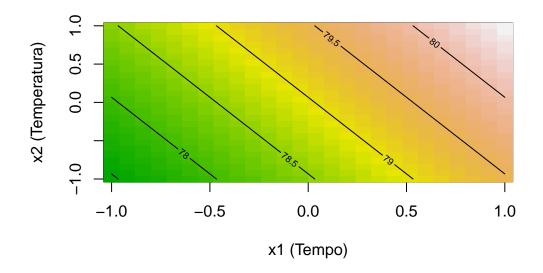
2 1.543333 1 1.033333

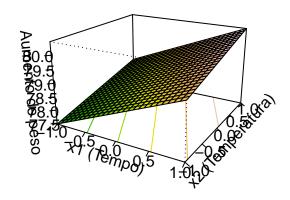
Questão 2

```
#install.packages("rsm")
  library(rsm)
  dados <- data.frame(</pre>
    x1 = c(-1, -1, 1, 1, 0, 0, 0, 0, 0),
    x2 = c(-1, 1, -1, 1, 0, 0, 0, 0, 0),
    Y = c(76.5, 77.0, 78.0, 79.5, 79.9, 80.3, 80.0, 79.7, 79.8)
  modelo \leftarrow rsm(Y \sim FO(x1,x2) + TWI(x1,x2), data = dados)
  summary(modelo)
Call:
rsm(formula = Y \sim FO(x1, x2) + TWI(x1, x2), data = dados)
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 78.96667
                      0.49148 160.6702 1.772e-10 ***
            1.00000 0.73722 1.3564 0.2330
x1
x2
            0.50000 0.73722 0.6782
                                           0.5277
x1:x2
            0.25000 0.73722 0.3391
                                         0.7483
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Multiple R-squared: 0.3257,
                               Adjusted R-squared: -0.07891
F-statistic: 0.805 on 3 and 5 DF, p-value: 0.5426
Analysis of Variance Table
Response: Y
           Df Sum Sq Mean Sq F value
FO(x1, x2)
            2 5.000
                      2.500
                               1.150 0.3882680
TWI(x1, x2) 1 0.250
                      0.250
                               0.115 0.7483056
Residuals
            5 10.870
                      2.174
Lack of fit 1 10.658 10.658 201.094 0.0001436
Pure error 4 0.212
                      0.053
Stationary point of response surface:
x1 x2
```

```
-2 -4
```

```
Eigenanalysis:
eigen() decomposition
$values
[1] 0.125 -0.125
$vectors
        [,1]
                   [,2]
x1 0.7071068 -0.7071068
x2 0.7071068 0.7071068
  anova(modelo)
Analysis of Variance Table
Response: Y
            Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
FO(x1, x2)
             2
                 5.00
                       2.500
                                1.150 0.3883
TWI(x1, x2) 1
                 0.25
                        0.250
                                0.115 0.7483
Residuals
            5 10.87 2.174
  modelo1 \leftarrow rsm(Y \sim FO(x1,x2), data = dados)
  contour(modelo1, ~x1 + x2,
          image = TRUE,
          xlabs = c("x1 (Tempo)", "x2 (Temperatura)"))
```





Questão 3