## GUSTAVO PRIMOLAN DE CARA PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA

### Questão 1:

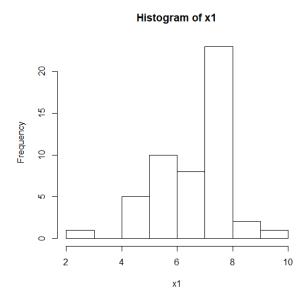
Suponha que foi realizado um teste a cego objetivando-se avaliar a qualidade de um produto que será lançado no mercado, para isto, selecionamos 100 participantes e os dividimos de forma aleatória em dois grupos, primeiro grupo recebeu o produto padrão que esta disponível no mercado, por outro lado o segundo grupo recebeu o novo produto. Podemos afirmar com um nível 95% de significância que há diferença entre os produtos. Primeiro grupo:

Avaliação do primeiro grupo:

```
(6.9,6.6,7.1,6.7,7.2,4.7,7.0,7.9,2.7,7.1,4.4,7.4,6.5,4.9,7.2,6.0,7.1,8.0,5.1,
5.9,9.4,7.6,5.4,7.8,5.1,8.0,7.1,8.1,7.8,5.3,8.2,7.7,7.6,8.0,5.9,6.5,5.1,6.3,7.6,7.1,7.8,7.6,4.
6,7.8,4.1,7.2,5.8,5.7,7.7,6.3)
```

Média do grupo 1: 6.652

Mediana: 7.10



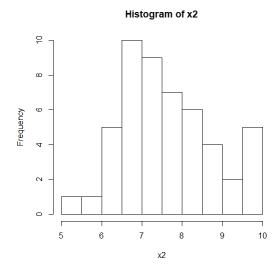
Possível notar, segundo o histograma, que a avaliação está com maior frequência é a 7.

#### Grupo 2:

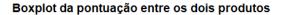
(8.8, 7.0, 9.2, 9.8, 6.9, 7.1, 8.9, 7.0, 9.4, 9.6, 6.1, 6.1, 7.4, 7.6, 8.5, 9.8, 7.9, 8.0, 7.4, 8.1, 6.7, 6.3, 8.6, 7.6, 5.7, 9.6, 7.1, 7.1, 7.2, 6.5, 8.5, 5.4, 8.5, 7.0, 7.0, 6.8, 7.3, 8.3, 7.5, 7.0, 7.6, 9.6, 6.6, 8.0, 6.4, 8.2, 7.4, 7.6, 8.8, 7.0)

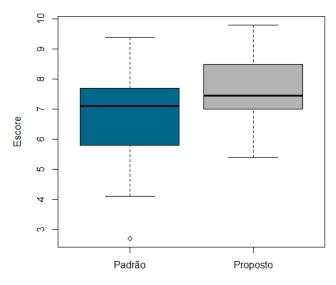
```
Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max. 5.40 7.00 7.45 7.67 8.50 9.80
```

Possível notar que o segundo grupo possui a média de 7.67 e mediana de 7.45.



O grupo dois possui uma destruição mais proporcional em relação ao primeiro.





É possível notar que pelo gráfico boxplot mostrando os dois grupos, que o primeiro grupo possui um outlier, e o segundo grupo possui notas mais altas que o primeiro.

Como o x1 não é normal, não é possível aplicar o teste.

Com o teste de Wilcoxon, é possível observar que, através do p-value < 0.05, não há evidências que os dois grupos são iguais, possibilitando a conclusão de que o grupo que recebeu os novos produtos, ficou mais satisfeito que o segundo grupo.

Se os dados são normais:

Foram gerados dois grupos com distribuição normais.

```
> yl<-rnorm(100,5,1)
.
> y2<-rnorm(100,7,1)</pre>
```

Após isso, foi executado o teste de Shapirol-Wilk para observarmos a normalidade dos grupos.

Após concluirmos que os dois grupos possuem uma distribuição normal, executamos o teste de variância. Como o p-value > 0.05 significa que eles possuem variâncias iguais, aplicamos o teste t, passando o parâmetro var.equal = TRUE

Teste t com o parâmetro indicando a variância verdadeira.

```
> t.test(y1,y2, var.equal = TRUE)

Two Sample t-test

data: y1 and y2
t = -14.645, df = 198, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
    -2.387371 -1.820733
sample estimates:
mean of x mean of y
5.021192 7.125244</pre>
```

Suponha que uma empresa esteja interessada em melhorar seu nível de satifação com seus clientes. Alguns procedimentos foram definidos para serem implementados objetivandose melhorar tal experiência para isto, um grupo de 40 candidatos foram selacionados e apresentaram uma avaliação de satisfação antes e após a alteração dos procedimentos da empresa. Aplique um teste de hipotese para confirmar ou rejeitar tal hipótese

#### Grupo 1:

```
> w1<-c(5.7,4.4,4.6,5.3,6.8,5.2,6.1,6.6,6.9,6.2,6.4,6.0,3.6,5.3,4.0,4.8,5.4,3.8$
+ 6.2,3.9,5.9,5.5,3.7,6.6,6.1,7.7,4.6,3.9,5.8,6.7,5.8,6.4,5.6,7.4,7.6,5.8,6.1,
+ 5.5,6.0)

Grupo 2:
> w2<-c(7.0,5.8,6.6,6.7,8.6,6.2,7.7,7.7,7.5,7.8,8.0,7.0,5.1,5.9,5.7,6.8,5.6,5.3,5.7,
+ 8.0,5.4,8.0,6.6,5.6,7.9,7.0,9.0,5.7,5.2,6.7,7.7,7.4,8.4,6.4,9.1,9.0,7.2,7.5,
+ 7.3,8.0)
```

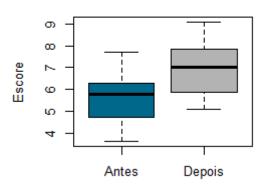
Executado o Shapiro teste, para verificarmos a normalidade dos grupos

```
> shapiro.test(wl)
        Shapiro-Wilk normality test
data: wl
W = 0.95873, p-value = 0.1515
Normalidade do grupo 2.
> shapiro.test(w2)
        Shapiro-Wilk normality test
data: w2
W = 0.95943, p-value = 0.1601
Como os dois eram normais, foi executado o teste de variância dos grupos
> var.test(w1,w2)
        F test to compare two variances
data: wl and w2
F = 0.94794, num df = 39, denom df = 39, p-value = 0.8683
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
0.5013642 1.7922861
sample estimates:
ratio of variances
         0.9479389
Após identificarmos o teste de variância comprovar que os dados possuem variâncias
iguais. É executado o t.test
> t.test(w1,w2,paired = TRUE, var.equal = TRUE)
        Paired t-test
data: w1 and w2
t = -20.169, df = 39, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
-1.537653 -1.257347
sample estimates:
mean of the differences
                -1.3975
```

#### Bloxplot dos dois grupos.

```
> boxplot(w1,w2, ylab="Escore", range = 1.5,col=c("deepskyblue4","gray70"),
+ main="Boxplot do Escore",names=c("Antes", "Depois"), horizontal=FALSE)
```

#### **Boxplot do Escore**



Intervalos de Confiança

Função para calcular o intervalo de confiança

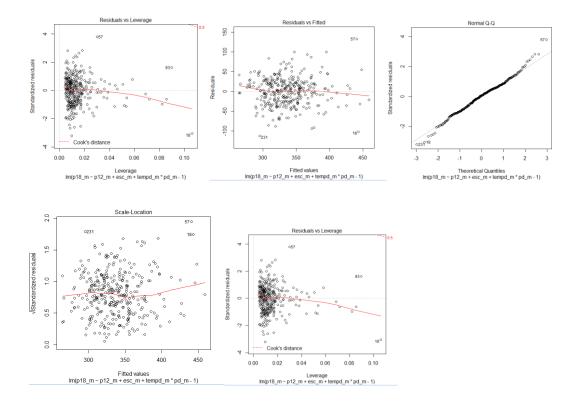
```
> ICmedia<-function(x,alpha,desvio){
+ n<-length(x)
+ z<-qnorm(alpha/2, lower.tail = FALSE)
+ if(missing(desvio)){
+ desvio<-sd(x)
+ z<-qt(l-alpha/2, n-l)
+ }
+ LI<-mean(x)-z*desvio/sqrt(n)
+ LS<-mean(x)+z*desvio/sqrt(n)
+ return(c(LI,LS))
+ }</pre>
```

Função para calcular o intervalo de confiança para proporção

```
> ICprop<-function(y,n,alpha){
+ p<-y/n
+ z<-qnorm(alpha/2, lower.tail = FALSE)
+ LI<-max(p-z*sqrt((p*(l-p))/n),0)
+ LS<-min(p+z*sqrt((p*(l-p))/n),1)
+ return(c(LI,LS))
+ }</pre>
```

Considere a situação em que o interesse é obter o intervalo de confiança ao nível de significância de 5 para a proporção de alunos da instituição que utilizam produtos da Apple. Tendo como resultado da amostragem que 9 dos 25 alunos responderam afirmativamente. obtenha o intervalo de confiança para proporção

```
> ICprop(9,25,0.05)
[1] 0.1718435 0.5481565
> cor(p18 m,p12 m)
[11 0.6234603
> cor.test(p18 m,p12 m)
        Pearson's product-moment correlation
data: p18 m and p12 m
t = 14.66, df = 338, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.5538236 0.6844358
sample estimates:
     cor
0.6234603
Regressão Linear
> ajuste m2<-lm(p18 m \sim p12 m + esc m +tempd m * pd m - 1)
> summary (ajuste m2)
Call:
lm(formula = p18 m ~ p12 m + esc m + tempd m * pd m - 1)
Residuals:
           1Q Median
                           3Q
   Min
-113.05 -24.31 2.28 21.02 132.36
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
p12 m
             5.678e-01 5.639e-02 10.069 < 2e-16 ***
            -1.252e+01 3.232e+00 -3.873 0.000129 ***
esc m
             7.841e-01 8.732e-02 8.980 < 2e-16 ***
tempd m
             1.686e+00 1.439e-01 11.716 < 2e-16 ***
pd m
tempd_m:pd_m -5.275e-03 4.431e-04 -11.904 < 2e-16 ***
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 35.54 on 335 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9892, Adjusted R-squared: 0.9891
F-statistic: 6158 on 5 and 335 DF, p-value: < 2.2e-16
```



# > shapiro.test(ajuste\_m2\$residuals) Shapiro-Wilk normality test

data: ajuste\_m2\$residuals
W = 0.99176, p-value = 0.0557

> AIC(ajuste\_m2) [1] 3399.876