Aluno: Marcelo Melo de Oliveira

Link do Repo no Github: https://github.com/marcelomeloo/Exame-GED13
OBS: O seguinte arquivo foi feito em Rmarkdown no editor de texto VSCode. Por esse motivo, o pdf é ligeiramente diferente das versões Rmarkdown feitas no RStudio.

Questão 1

a)

- Inicializacao

```
library(nortest)
amostra1990 <- c(281, 359, 247, 470, 432, 194, 306, 210,
  305, 430, 200, 223, 388, 480, 291, 190, 300, 235, 241, 380)
amostra2000 <- c(140, 160, 22, 20, 223, 60, 30, 95, 360,
  70, 218, 300, 217, 58, 235, 280, 200, 175, 85, 65)

z.amostra1990 <- scale(amostra1990)
z.amostra2000 <- scale(amostra2000)
```

- Testes da Amostra de 1990

```
ks.test(z.amostra1990, "pnorm", 0, 1)
```

```
##
##  Exact one-sample Kolmogorov-Smirnov test
##
## data:  z.amostra1990
## D = 0.15885, p-value = 0.6373
## alternative hypothesis: two-sided
```

```
shapiro.test(amostra1990)
```

```
##
##  Shapiro-Wilk normality test
##
## data:  amostra1990
## W = 0.91948, p-value = 0.09683
```

```
ad.test(amostra1990)
```

```
##
##  Anderson-Darling normality test
##
## data:  amostra1990
## A = 0.53266, p-value = 0.1517
```

```
lillie.test(amostra1990)
```

```
##
##  Lilliefors (Kolmogorov-Smirnov) normality test
##
## data:  amostra1990
## D = 0.15885, p-value = 0.206
```

Como em todos os testes obteve-se um valor de `p-value` maior do que 0.05, não foi negada a hipotese nula dos testes de normalidade. Isto é, é pertinente considerar que a amostra dos modelos de 1990 segue uma distribuição normal.

- Testes da Amostra de 2000

```
ks.test(z.amostra2000, "pnorm", 0, 1)
```

```
##
##  Exact one-sample Kolmogorov-Smirnov test
##
## data:  z.amostra2000
## D = 0.15928, p-value = 0.634
## alternative hypothesis: two-sided
```

```
shapiro.test(amostra2000)
```

```
##
##  Shapiro-Wilk normality test
##
## data:  amostra2000
## W = 0.93683, p-value = 0.2087
```

```
ad.test(amostra2000)
```

```
##
##  Anderson-Darling normality test
##
## data:  amostra2000
## A = 0.45894, p-value = 0.2353
```

```
lillie.test(amostra2000)
```

```
##
##  Lilliefors (Kolmogorov-Smirnov) normality test
##
## data:  amostra2000
## D = 0.15928, p-value = 0.2027
```

Como em todos os testes obteve-se um valor de `p-value` maior do que 0.05, não foi negada a hipotese nula dos testes de normalidade. Isto é, é pertinente considerar que a amostra dos modelos de 2000 também segue uma distribuição normal.

b)

```r
var1 <- var(amostra1990)
var2 <- var(amostra2000)
graus <- length(amostra1990) - 1
var1
```

```
## [1] 8964.2
```

```r
var2
```

```
## [1] 10189.82
```

Como `var1` menor que `var2` e assumindo um intervalo de confiança de 95%, temos:

```r
alpha <- 1 - 0.95
estatistica.teste <- graus*var2/var1
qui.critico <- qchisq(alpha/2, df=graus)

if (estatistica.teste < qui.critico) {
  print("Hipotese nula rejeitada")
} else {
  print("Hipotese nula nao rejeitada")
}
```

```
## [1] "Hipotese nula nao rejeitada"
```

Portanto, não rejeitamos a hipótese de que as variâncias são iguais.

c)

```r
var.test(amostra1990, amostra2000, alternative="two.sided")
```

```
##
##  F test to compare two variances
##
## data:  amostra1990 and amostra2000
## F = 0.87972, num df = 19, denom df = 19, p-value = 0.7829
## alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
## 95 percent confidence interval:
##  0.3482044 2.2225726
## sample estimates:
## ratio of variances
##          0.8797213
```

Considerando um nível de significância de 0.05, temos que o `p-value` é maior que 0.05. Dessa forma, não rejeitamos a hipótese de que as variâncias são iguais.

Questão 2

a)

Pelo método dos momentos temos:

$$\mu_1 = \int_0^\infty \frac{x * x^6 * e^{\frac{-x}{\beta}}}{\Gamma(7)\beta^7} dy \;= m_1 = E[X] \quad \therefore \quad E[X] = 7\beta$$

$$\mu = E[X] = 7\beta \quad \therefore \quad \beta = \mu/7$$

b)

Pelo método da máxima verossimilhança, temos:

$$L(\beta) = f(x_1) * f(x_2) \cdots * f(x_n) = x_1^6 * x_2^6 \cdots * x_n^6 * \frac{e^{\frac{-n*<X>}{\beta}}}{\beta^{7n}}$$

$$l(\beta) = ln(L(\beta)) = ln(x_1^6) + ln(x_2^6) + \cdots + ln(x_n^6) - \frac{n* < X >}{\beta} - 7nln(\beta)$$

$$\frac{dl(\beta)}{d\beta} = 0 \quad \therefore \quad \frac{n* < X >}{\beta} = 7n \quad \therefore \quad \beta_{MV} = \frac{\mu}{7}$$

Questão 4

a)

```r
library(nortest)
ipca <- c(6.41, 10.67, 6.29, 2.95, 3.75, 4.31, 4.52)
```

```r
shapiro.test(ipca)
```

```
##
##  Shapiro-Wilk normality test
##
## data:  ipca
## W = 0.86686, p-value = 0.1742
```

```r
lillie.test(ipca)
```

```
##
##  Lilliefors (Kolmogorov-Smirnov) normality test
##
## data:  ipca
## D = 0.22788, p-value = 0.3315
```

Como em todos os testes obteve-se um valor de `p-value` maior do que 0.05, não foi negada a hipotese nula dos testes de normalidade. Isto é, é pertinente considerar que a amostra do IPCA segue uma distribuição normal.

b)

```r
mi <- mean(ipca)
s <- sqrt(var(ipca))
graus <- length(ipca) - 1
ic <- 99
alpha <- 1 - ic/100

z <- (-1)*qt(alpha/2, df=graus, lower.tail = TRUE)
limite.sup <- mi + z*s/sqrt(graus+1)
limite.inf <- mi - z*s/sqrt(graus+1)
limite.sup
```

```
## [1] 9.17973
```

```r
limite.inf
```

```
## [1] 1.934555
```

Assim, obteve-se: 1.9345554 < Média < 9.1797303

c)

```r
distancia <- 3
t <- distancia*sqrt(graus+1)/(2*s)
alpha <- 2*pt((-1)*t, df=graus)
ic <- 100*(1 - alpha)
ic
```

```
## [1] 82.43458
```

Portanto, o nível de confiança foi de: 82.4345791

d)

```r
ic <- 0.9
alpha <- 1 - ic
qui.quadrado.inf <- qchisq(1-alpha/2, graus)
qui.quadrado.sup <- qchisq(alpha/2, graus)
limite.inf <- sqrt(graus/qui.quadrado.inf)*s
limite.sup <- sqrt(graus/qui.quadrado.sup)*s
```

Assim, obteve-se: 1.7845575 < Desvio padrão < 4.9517769