

MAE0217 - Estatística Descritiva - Lista 4

Natalia Hitomi Koza¹
Rafael Gonçalves Pereira da Silva²
Ricardo Geraldês Tolesano³
Rubens Kushimizo Rodrigues Xavier⁴
Rubens Gomes Neto⁵
Rubens Santos Andrade Filho⁶
Thamires dos Santos Matos⁷

Junho de 2021

Sumário

Exercício 1	2
Exercício 2	18
Exercício 3	26
Exercício 4	29
Exercício 15	29
Exercício 16	30

¹Número USP: 10698432

²Número USP: 9009600

³Número USP: 10734557

⁴Número USP: 8626718

⁵Número USP: 9318484

⁶Número USP: 10370336

⁷Número USP: 9402940

Exercício 1

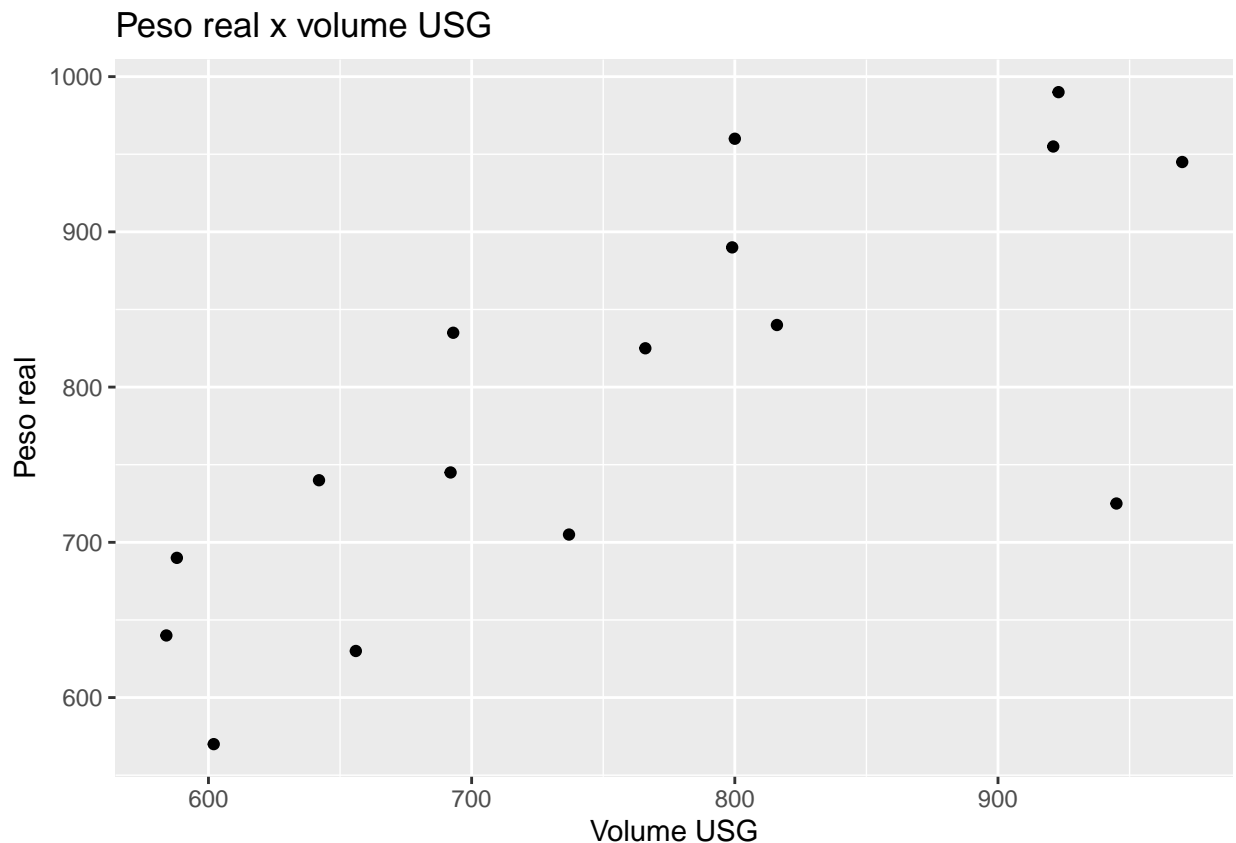
i)

Tomaremos Volume USG como a variável explicativa x e Peso Real como a variável resposta y . Adotaremos o modelo de regressão linear simples $y_i = \alpha + \beta x_i + e_i$, onde α é o intercepto, β é a inclinação da reta, e e_i são erros aleatórios não correlacionados.

ii)

```
scatter_title <- "Peso real x volume USG"
scatter_x <- "Volume USG"
scatter_y <- "Peso real"
fit_titles <- list("Resíduos vs observações x para o ajuste feito no modelo",
                  "Gráfico Q-Q normal para o ajuste feito no modelo",
                  "Resíduos normalizados vs observações x para o ajuste feito no modelo",
                  "Resíduos normalizados vs influência das observações para o ajuste feito no modelo")

dados1 <- read_excel("data/peso_volume_figado.xlsx")
dados1 <- dados1[order(dados1$volume_usg), ]
# ggplot(dados, aes(x=volume_usg, y=peso_real)) + geom_point() + geom_smooth(method=lm)
questao_i <- function(dados) {}
ggplot(dados1, aes(x=volume_usg, y=peso_real)) + geom_point() + labs(title=scatter_title, x=scatter_x, y=scatter_y)
```

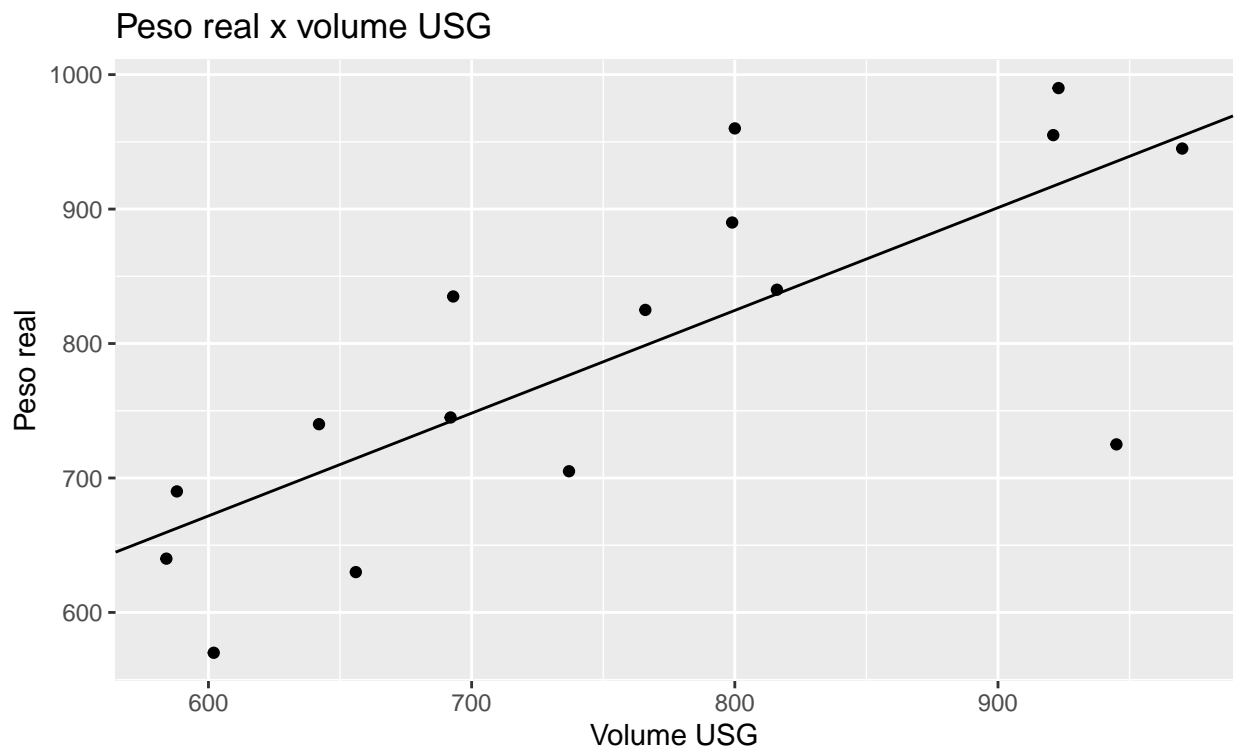


iii)

Realizaremos o ajuste do modelo e mostraremos algumas métricas de qualidade do modelo:

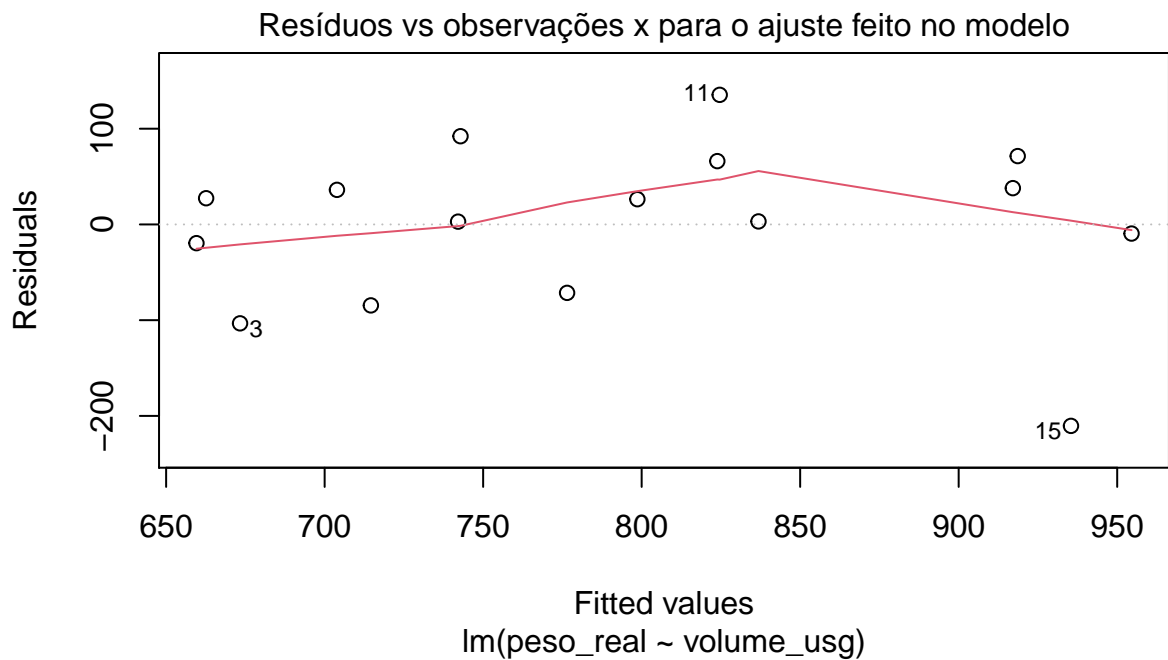
```
ajustarModelo <- function(dados) {  
  ajuste <- lm(peso_real ~ volume_usg, data=dados)  
  intercept <- ajuste$coefficients[1]  
  slope <- ajuste$coefficients[2]  
  print("O ajuste encontrou os coeficientes:")  
  print(paste("Alpha:", intercept))  
  print(paste("Beta:", slope))  
  p <- ggplot(dados, aes(x=volume_usg, y=peso_real)) + geom_point() + geom_abline(intercept = intercept,  
  plot(p)  
  print(summary(ajuste))  
  plot(ajuste,  
    caption=fit_titles)  
  
  return(ajuste)  
}  
  
ajuste <- ajustarModelo(dados1)
```

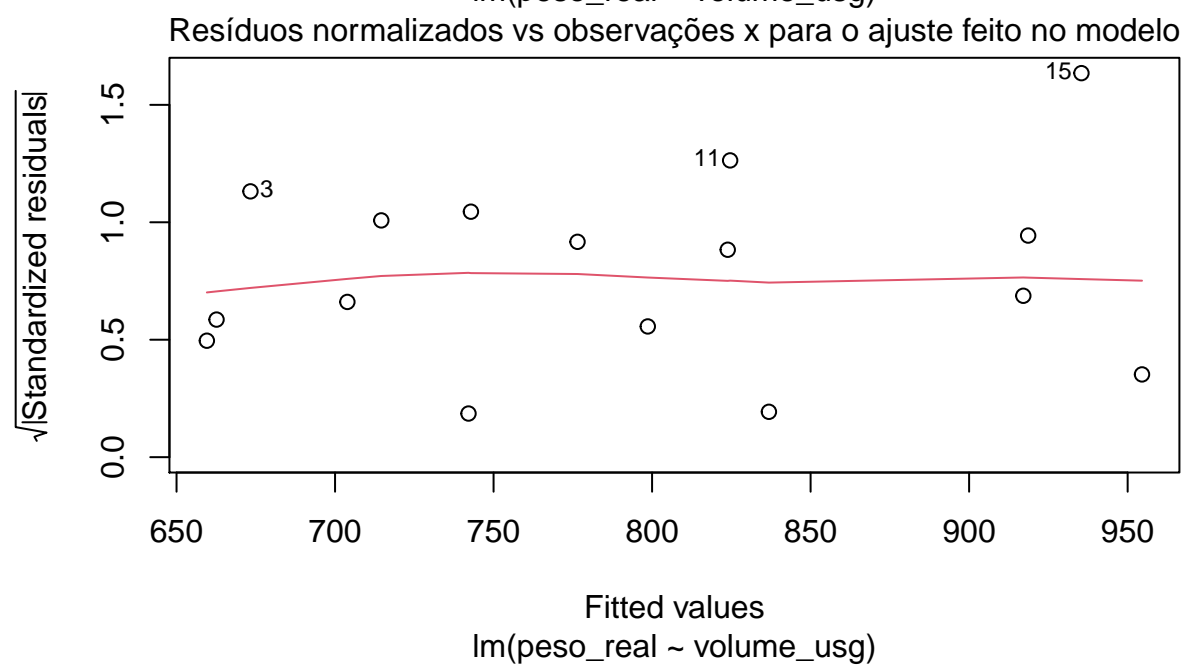
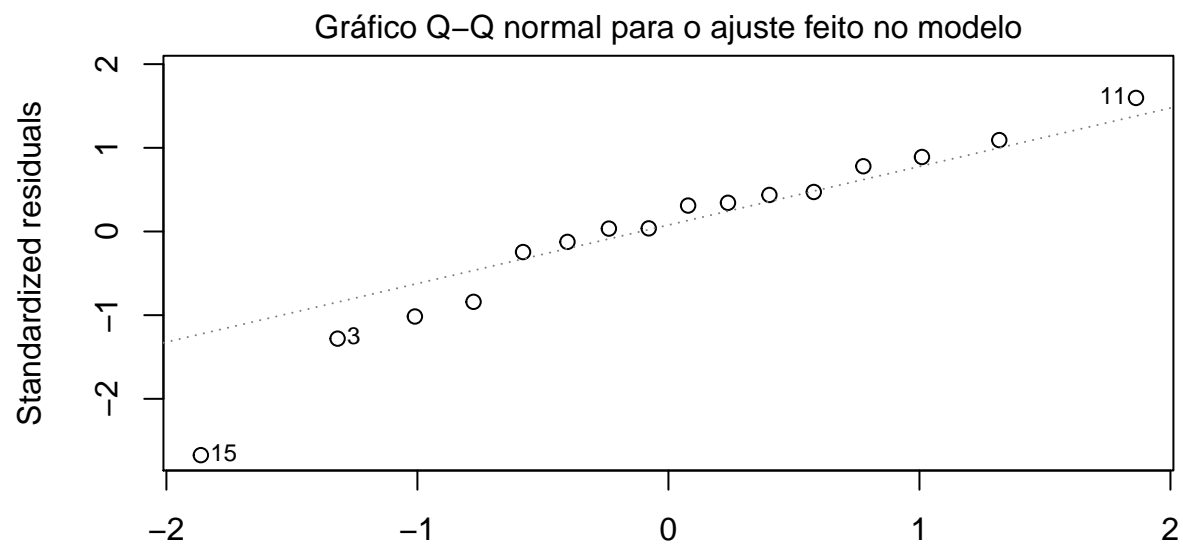
```
## [1] "O ajuste encontrou os coeficientes:"  
## [1] "Alpha: 213.276155355598"  
## [1] "Beta: 0.764181763170465"
```

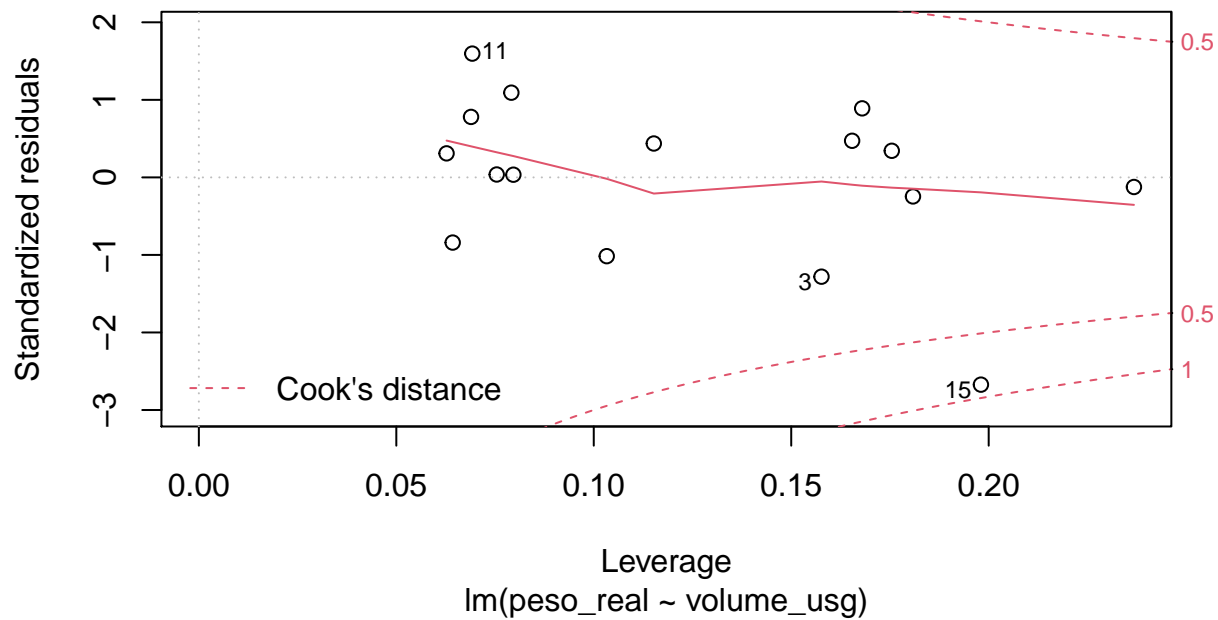


```
##
```

```
## Call:
## lm(formula = peso_real ~ volume_usg, data = dados)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -210.43  -32.54   14.76   44.97  135.38
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  213.2762   133.3334   1.600  0.132011
## volume_usg    0.7642     0.1734   4.407  0.000597 ***
## ---
## Signif. codes:
## 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 87.91 on 14 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.5811, Adjusted R-squared:  0.5512
## F-statistic: 19.42 on 1 and 14 DF,  p-value: 0.000597
```



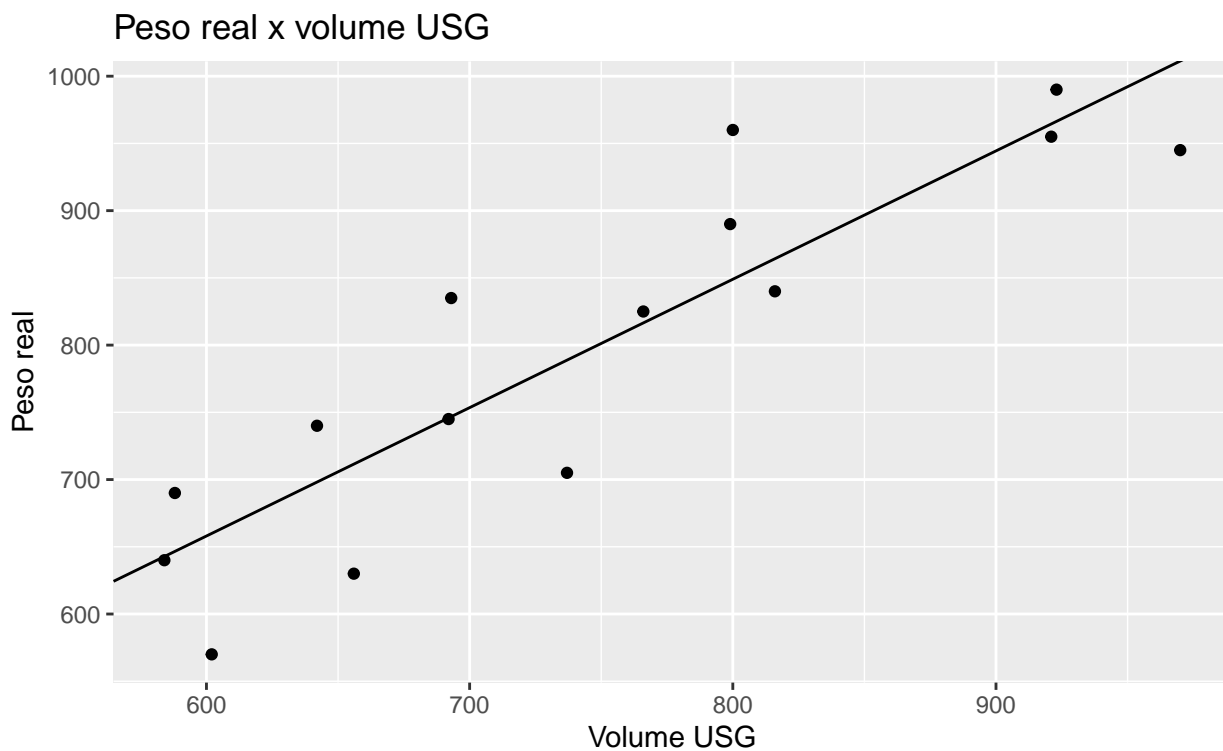




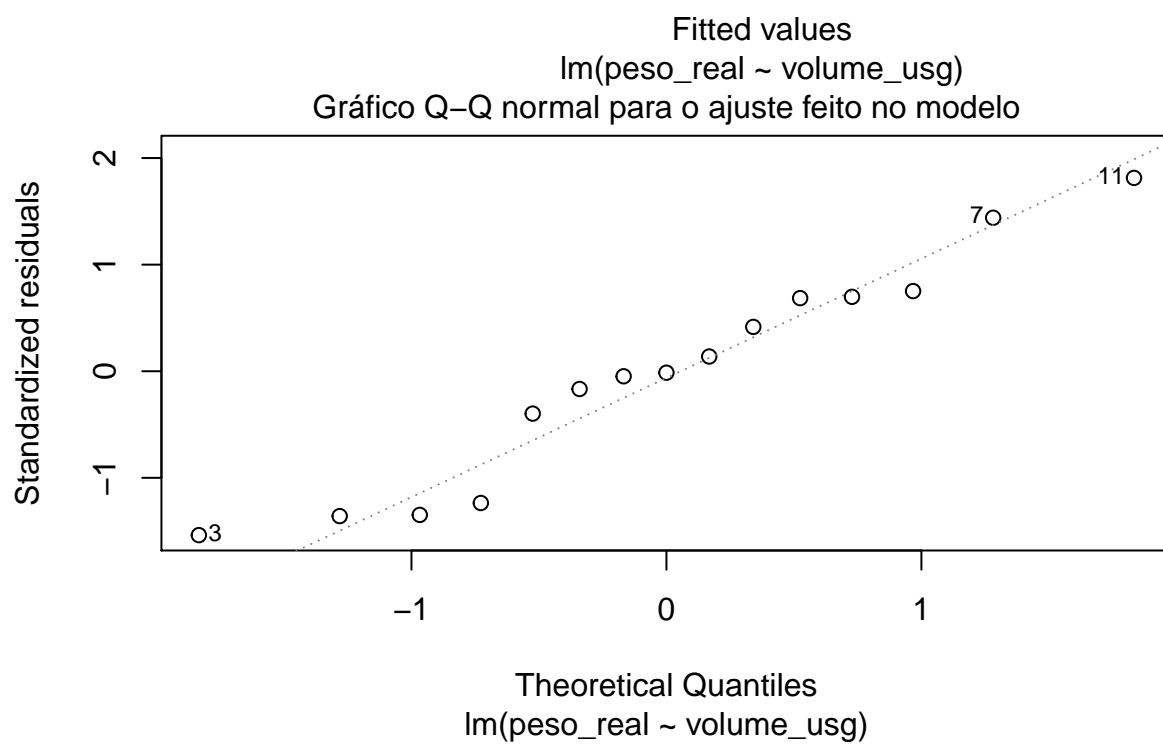
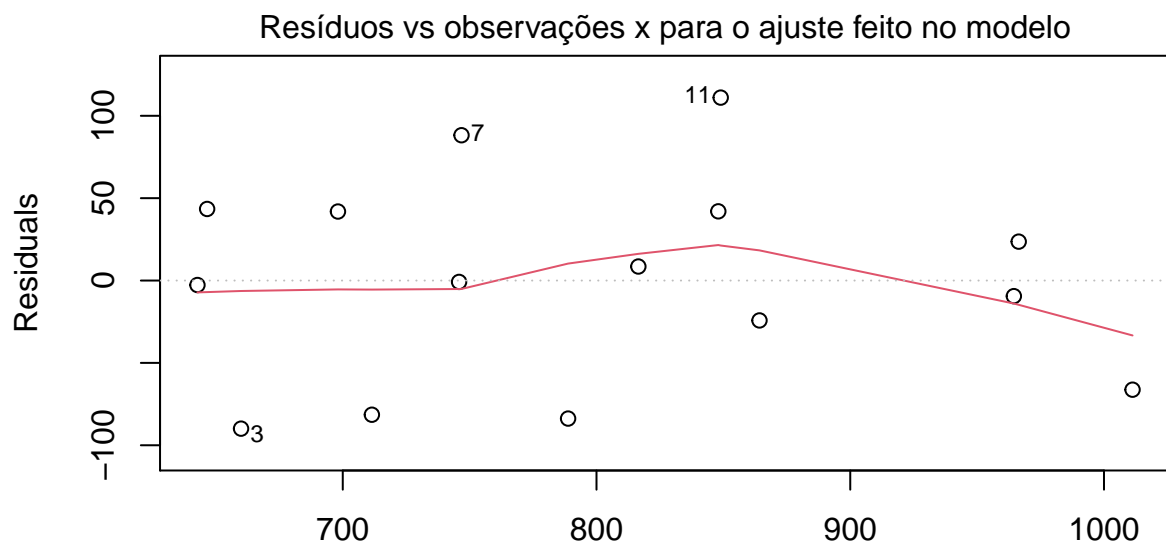
A análise do ajuste indicou que as observações 3, 11 e 15 são mais influentes no modelo. Em especial, a observação 15 se destaca como outlier em todos os gráficos mostrados. Realizaremos novamente o ajuste com essa observação removida. Não removeremos as observações 3 e 11 dado que possuímos poucas observações e elas não fogem do padrão na mesma intensidade elevada da observação 15.

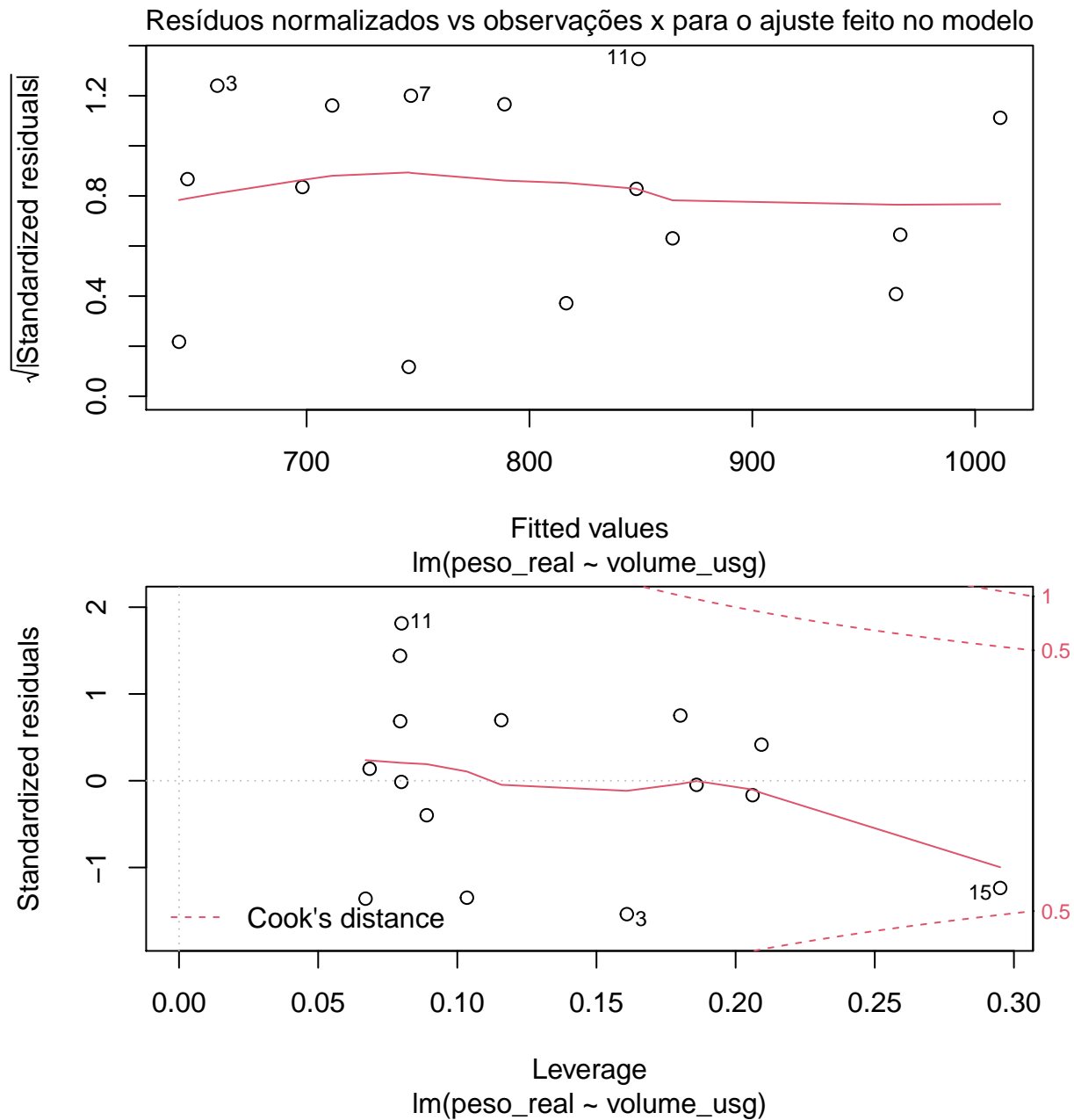
```
dados2 <- dados1[-c(15), ]
ajuste <- ajustarModelo(dados2)
```

```
## [1] "O ajuste encontrou os coeficientes:"
## [1] "Alpha: 85.1592614473475"
## [1] "Beta: 0.954742253846616"
```



```
##
## Call:
## lm(formula = peso_real ~ volume_usg, data = dados)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -89.914 -45.244  -0.841  41.949 111.047
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)   85.1593   102.8848   0.828   0.423
## volume_usg     0.9547     0.1361   7.013 9.17e-06 ***
## ---
## Signif. codes:
## 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 63.83 on 13 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.7909, Adjusted R-squared:  0.7748
## F-statistic: 49.18 on 1 and 13 DF,  p-value: 9.167e-06
```





Observamos uma melhora significativa no valor R^2 após a remoção da observação 15. Os gráficos indicam que os resíduos possuem os valores dentro do esperado. Idealmente, o R^2 deveria estar próximo de 1, mas não está. Dessa forma, podemos concluir que o ajuste do modelo aproxima os dados, mas não estritamente. Assim, espera-se que o intervalo de confiança ao prever o peso real com base no volume seja grande.

iv)

Construindo intervalos de confiança dos parâmetros:

```
confidence_intervals <- confint(ajuste)
rownames(confidence_intervals) <- c("Alpha", "Beta")
```

```
kable(confidence_intervals, caption="Intervalos de confiança para o ajuste dos parâmetros do modelo")
```

Tabela 1: Intervalos de confiança para o ajuste dos parâmetros do modelo

	2.5 %	97.5 %
Alpha	-137,11	307,43
Beta	0,66	1,25

v)

A seguir, construiremos a tabela.

```
volumes <- c(600, 700, 800, 900, 1000)
df <- data.frame(volume_usg = volumes)
previsto <- predict(ajuste, df, interval='confidence')
previsto <- data.frame(previsto)
intervalo <- previsto$fit - previsto$lwr
previsto <- cbind(volume_usg = volumes, peso = previsto$fit, intervalo = intervalo)
colnames(previsto) <- c("Volume", "Peso previsto", "Intervalo de confiança de 95%")
kable(previsto, caption="Pesos previstos pelo modelo")
```

Tabela 2: Pesos previstos pelo modelo

Volume	Peso previsto	Intervalo de confiança de 95%
600	658,00	55,77
700	753,48	38,08
800	848,95	39,00
900	944,43	57,63
1.000	1.039,90	82,78

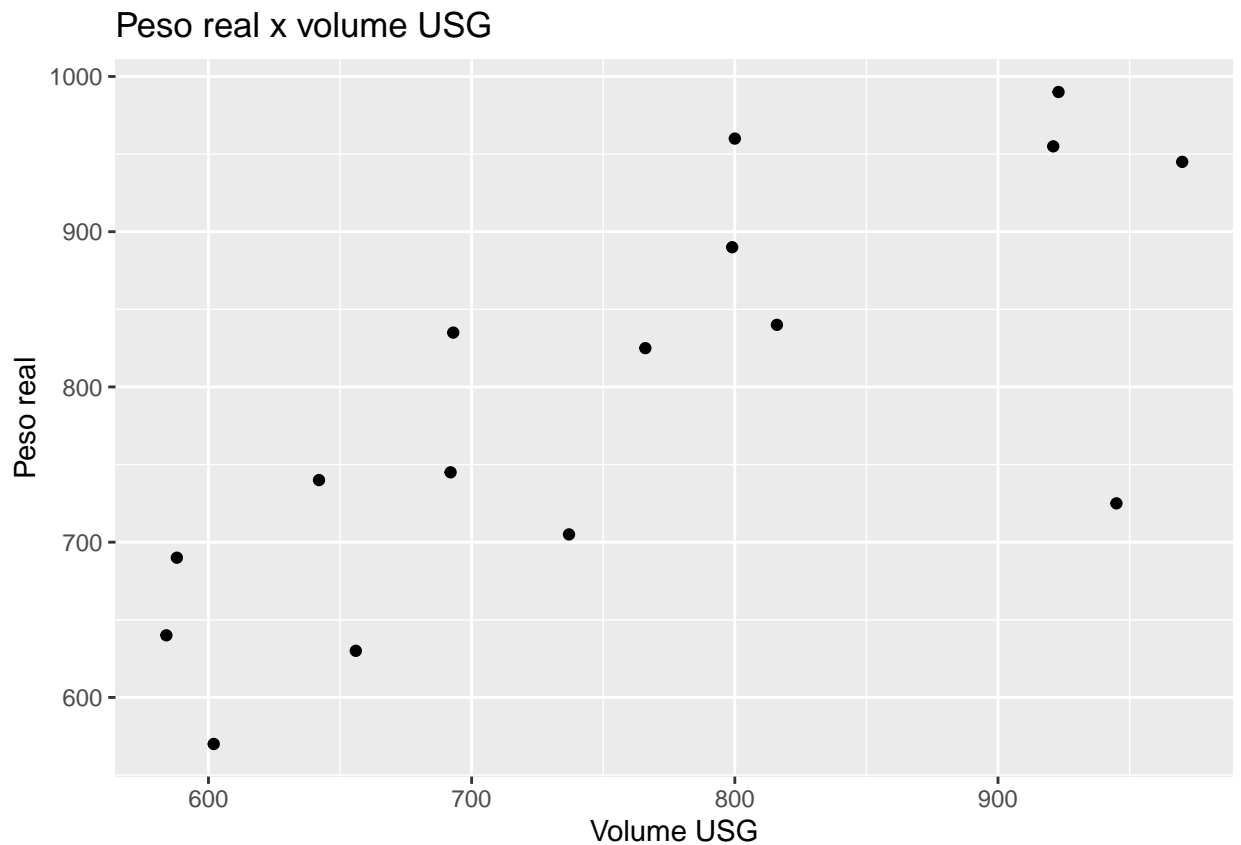
vi)

vi)i)

Novamente, tomaremos o Volume USG como a variável explicativa x e o Peso Real como a variável resposta y . Adotaremos o modelo de regressão linear simples $y_i = \beta x_i + e_i$, onde β é a inclinação da reta e e_i são erros aleatórios não correlacionados.

vi)ii)

```
dados3 <- data.frame(dados1)
ggplot(dados3, aes(x=volume_usg, y=peso_real)) + geom_point() + labs(title=scatter_title, x=scatter_x, y=scatter_y)
```



vi)iii)

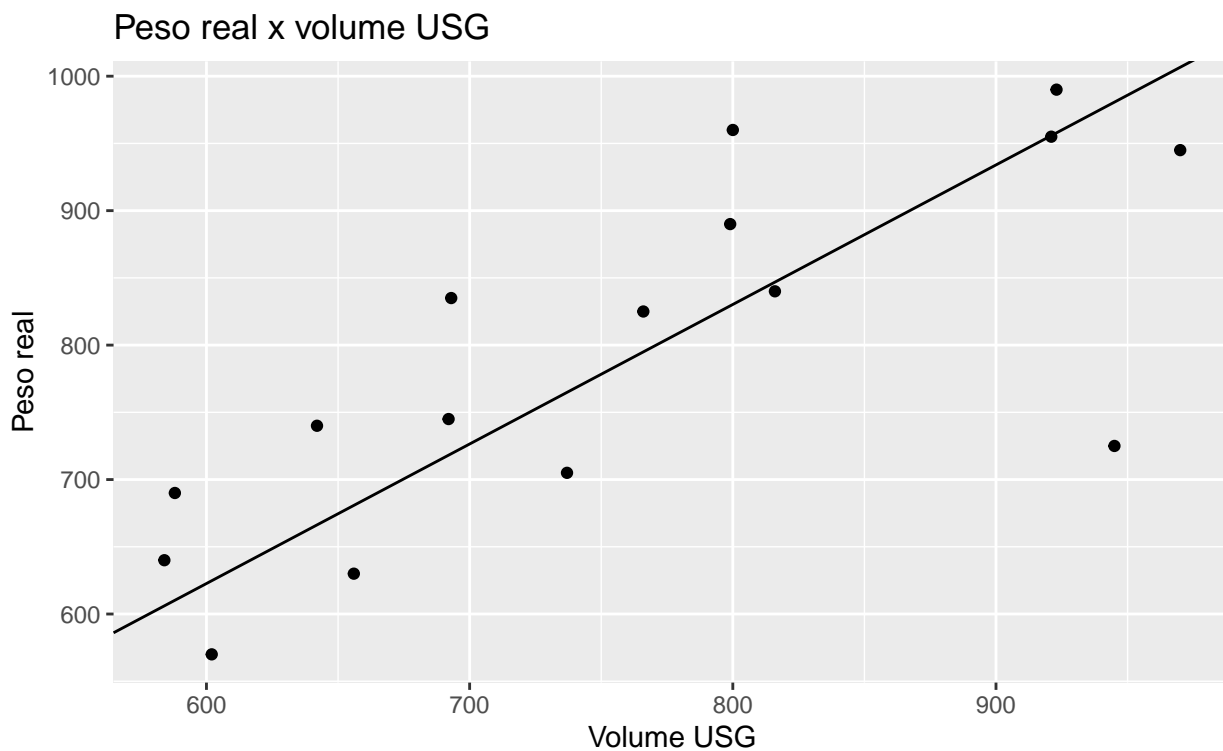
Realizaremos o ajuste do modelo e mostraremos algumas métricas de qualidade do modelo:

```
ajustarModelo <- function(dados) {
  # - 1 omite o intercepto
  ajuste <- lm(peso_real ~ volume_usg - 1, data=dados)
  intercept <- 0
  slope <- ajuste$coefficients
  print("O ajuste encontrou o coeficiente:")
  print(paste("Beta:", slope))
  p <- ggplot(dados, aes(x=volume_usg, y=peso_real)) + geom_point() + geom_abline(intercept = intercept)
  plot(p)
  print(summary(ajuste))
  plot(ajuste, caption=fit_titles)

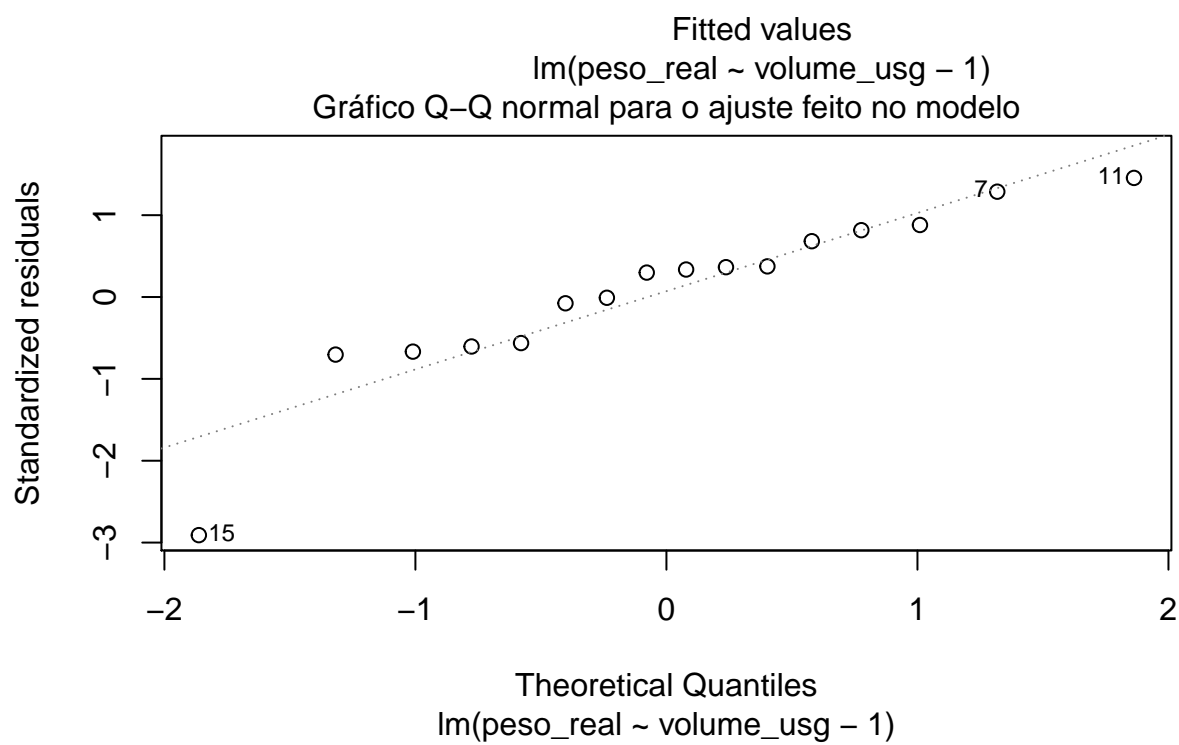
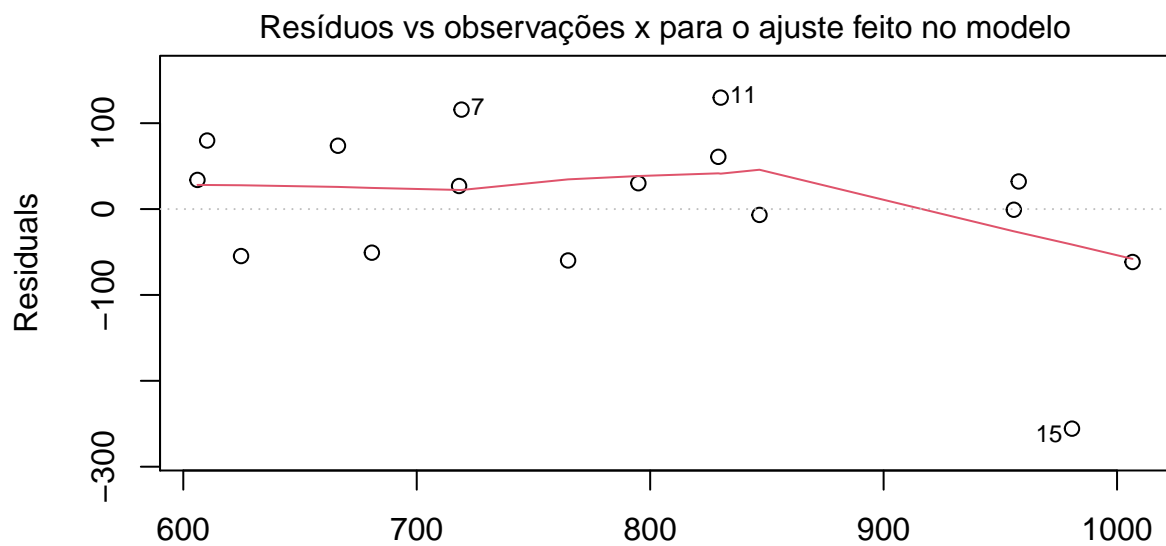
  return(ajuste)
}

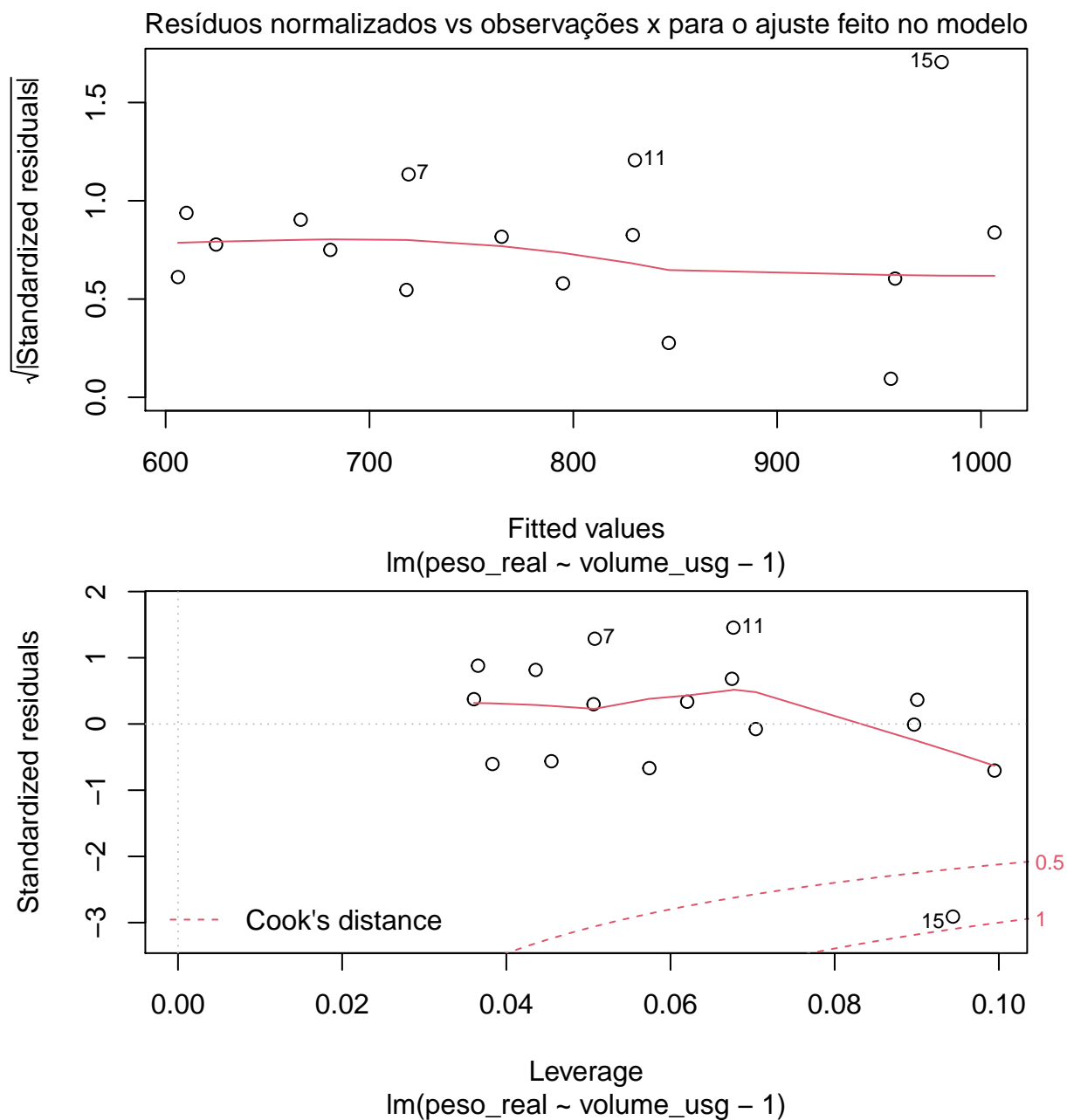
ajuste <- ajustarModelo(dados3)
```

```
## [1] "O ajuste encontrou o coeficiente:"
## [1] "Beta: 1.03776957920071"
```



```
##
## Call:
## lm(formula = peso_real ~ volume_usg - 1, data = dados)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -255.69  -51.77   28.47   64.06  129.78
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## volume_usg  1.03777    0.03003   34.56 1.03e-15 ***
## ---
## Signif. codes:
## 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 92.36 on 15 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9876, Adjusted R-squared:  0.9868
## F-statistic: 1194 on 1 and 15 DF, p-value: 1.026e-15
```

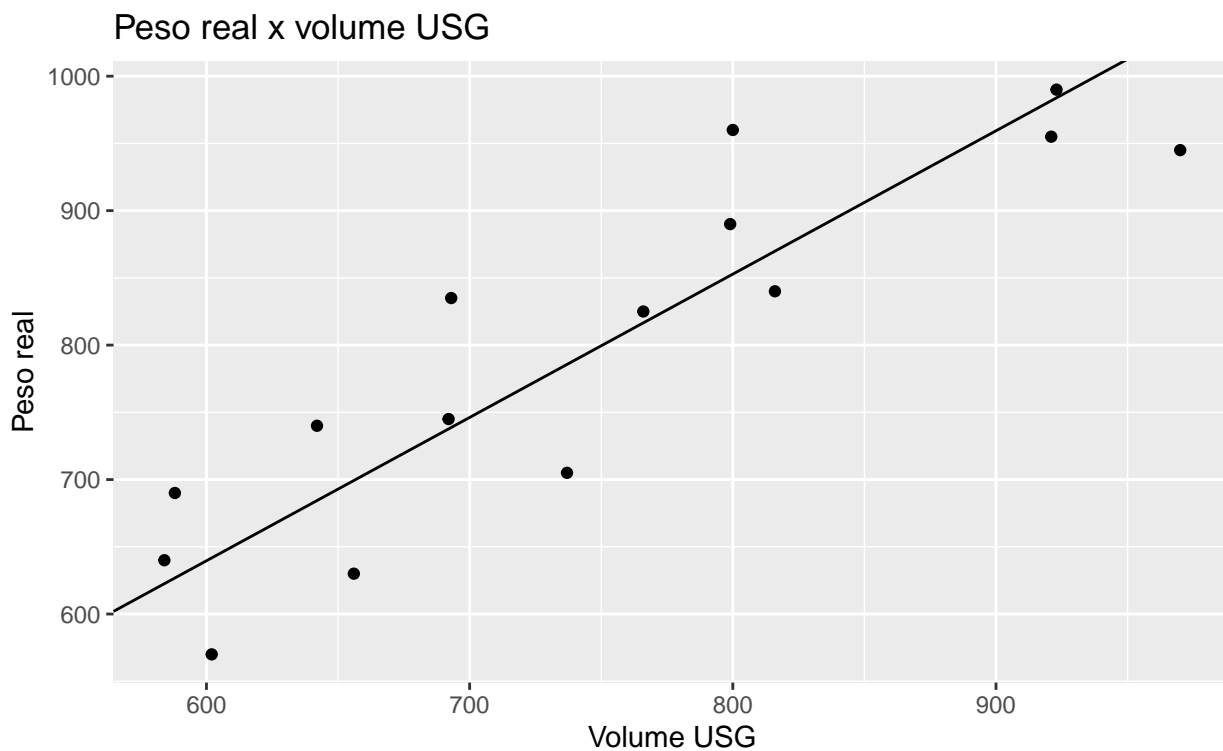




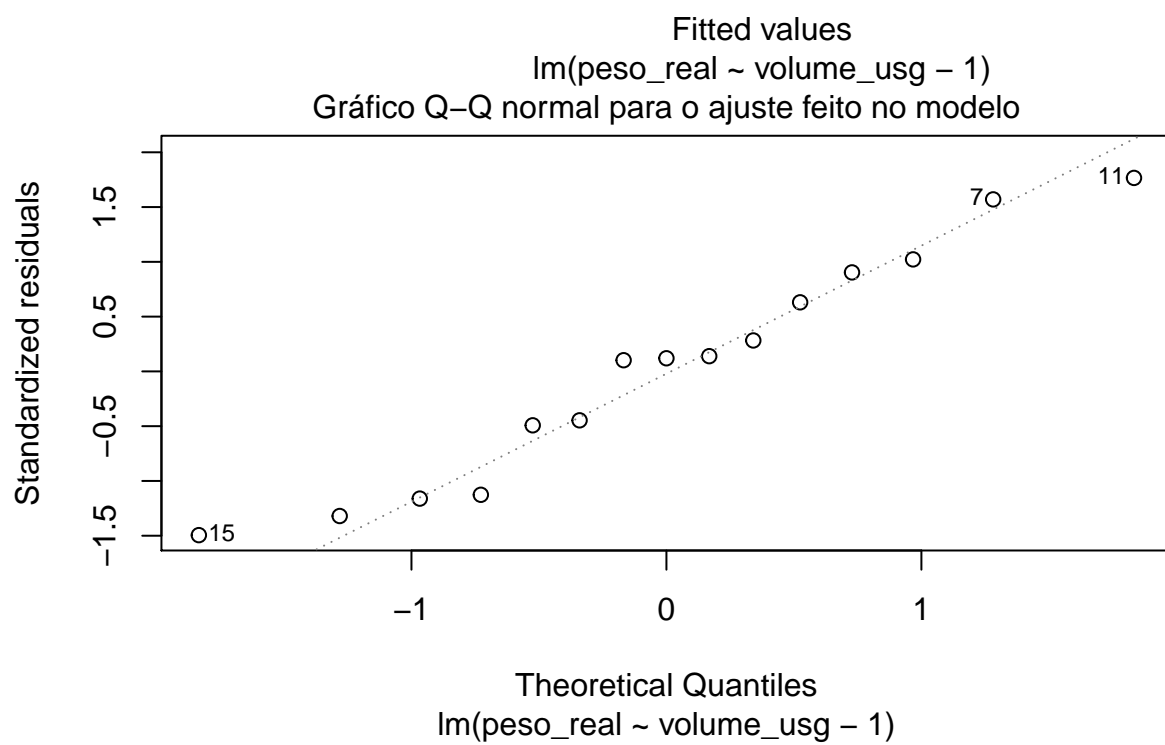
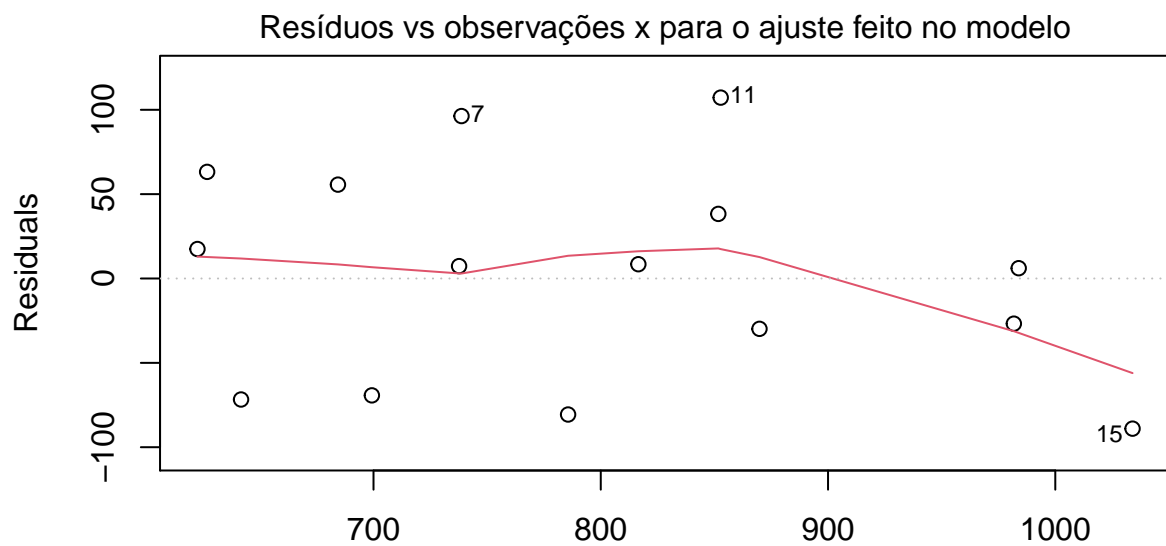
Novamente, os gráficos indicam que a observação 15 é um outlier. Refaremos o ajuste removendo a observação 15.

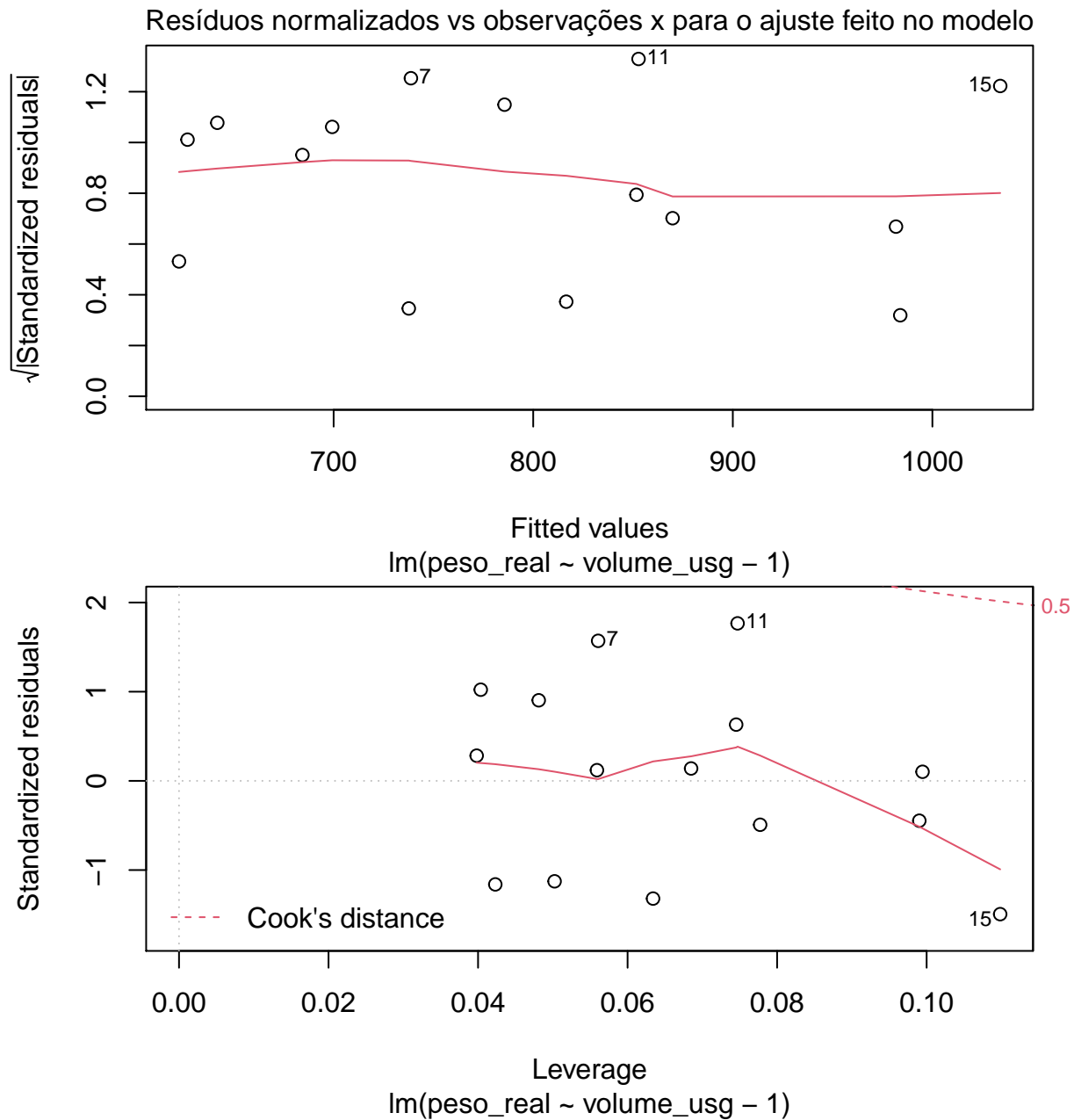
```
dados4 <- dados1[-c(15), ]
ajuste <- ajustarModelo(dados4)
```

```
## [1] "0 ajuste encontrou o coeficiente:"
## [1] "Beta: 1.06597728783179"
```



```
##
## Call:
## lm(formula = peso_real ~ volume_usg - 1, data = dados)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -88.998 -49.559   7.344  46.963 107.218
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## volume_usg  1.06598     0.02156   49.44  <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:
## 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 63.11 on 14 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.9943, Adjusted R-squared:  0.9939
## F-statistic: 2444 on 1 and 14 DF, p-value: < 2.2e-16
```





As mesmas observações sobre a qualidade do modelo se aplicam. Os gráficos indicam que os resíduos possuem os valores dentro do esperado. Idealmente, o R^2 deveria estar próximo de 1, mas não está. Dessa forma, podemos concluir que o ajuste do modelo aproxima os dados, mas não estritamente. Assim, espera-se que o intervalo de confiança ao prever o peso real com base no volume seja grande.

vi)iv)

Construindo intervalos de confiança dos parâmetros:

```
confidence_intervals <- confint(ajuste)
rownames(confidence_intervals) <- c("Beta")
kable(confidence_intervals, caption="Intervalos de confiança para o ajuste dos parâmetros do modelo")
```

Tabela 3: Intervalos de confiança para o ajuste dos parâmetros do modelo

	2.5 %	97.5 %
Beta	1,02	1,11

vi)v)

A seguir, construiremos a tabela.

```
volumes <- c(600, 700, 800, 900, 1000)
df <- data.frame(volume_usg = volumes)
previsto <- predict(ajuste, df, interval='confidence')
previsto <- data.frame(previsto)
intervalo <- previsto$fit - previsto$lwr
previsto <- cbind(volume_usg = volumes, intervalo=previsto$fit, intervalo = intervalo)
colnames(previsto) <- c("Volume", "Peso previsto", "Intervalo de confiança de 95%")
kable(previsto, caption="Pesos previstos pelo modelo")
```

Tabela 4: Pesos previstos pelo modelo

Volume	Peso previsto	Intervalo de confiança de 95%
600	639,59	27,75
700	746,18	32,37
800	852,78	37,00
900	959,38	41,62
1.000	1.065,98	46,25

vi)vi)

Ambos os modelos satisfazem de forma similar as métricas mostradas na etapa (iii). Entretanto, observa-se na etapa (v) que o segundo modelo apresenta intervalos de confiança menores para suas predições de peso real. Dessa forma, o modelo sem interseção demonstrou-se mais conveniente. Destacamos que o intervalo de confiança de 97,5% do parâmetro α no primeiro modelo era consideravelmente alto, o que poderia indicar que ele não possuía muita importância no modelo.

Exercício 2

- O valor α , correspondente ao ponto onde a reta da regressão corta o eixo y quando $x = 0$, será nesse caso o valor médio dentre todas as médias das notas obtidas, tanto por alunos de escolas públicas quanto particulares. E β corresponde a metade da diferença entre a média das médias dos alunos na escola particular e pública.
- Sejam $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ estimativa para α e β respectivamente, pelo Método dos Mínimos Quadrados temos:

```
medias <- read_xlsx("data/medias_escolas.xlsx")
x <- medias$x
y <- medias$y
```

```
x_bar <- mean(x)
y_bar <- mean(y)

beta_hat <- sum( (x-x_bar)*(y-y_bar) )/sum( (x-x_bar)^2 )
alpha_hat <- y_bar - beta_hat*x_bar
```

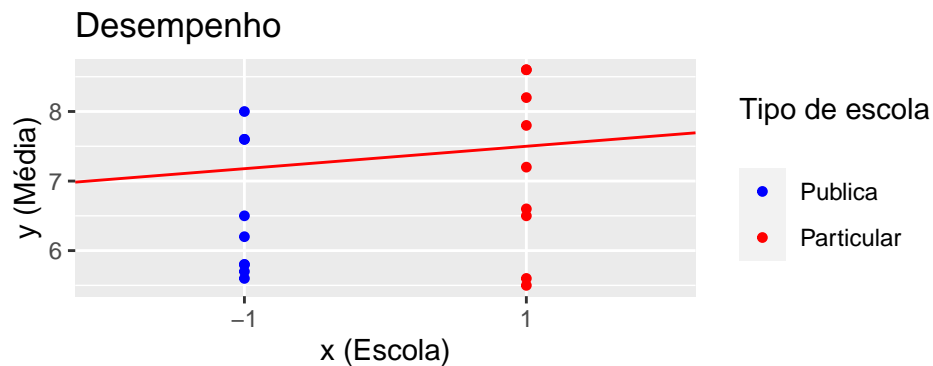
```
## [1] "Alpha estimado:  6.85555555555556"
```

```
## [1] "Beta estimado:  0.322222222222222"
```

Estimativa S^2 para σ^2 :

```
n = length(x)
y_pred <- alpha_hat + beta_hat*x
residuos <- y-y_pred
SQRes <- sum(residuos^2)
S2 <- SQRes/(n-2)
```

```
## [1] "Variância estimada:  1.17222222222222"
```



iii) Avalie a qualidade do modelo através de técnicas de diagnóstico

Através do coeficiente de determinação:

```
y_pred <- alpha_hat + beta_hat*x
SQTot <- sum( (y-y_bar)^2 )
SQRes <- sum( (y-y_pred)^2 )

R2 <- 1-SQRes/SQTot
```

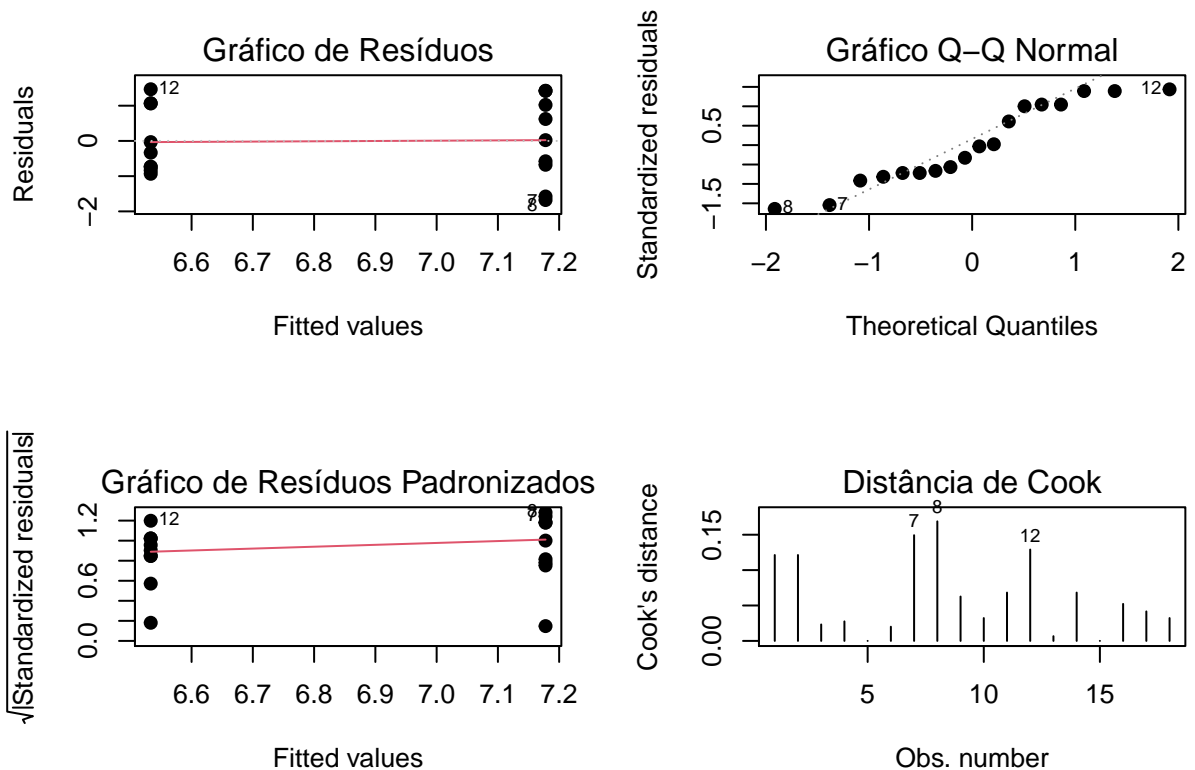
```
## [1] "Coeficiente R2:  0.0906152354272169"
```

Vemos que o modelo proposto explica apenas 9% da variância dos dados, formando um ajuste ruim.

```

modelo <- lm(medias, formula = y~x)
par(mfrow = c(2,2))
plot(modelo, which=c(1:4), pch=19, caption=plot_titles)

```



Analisando o Gráfico de Cook temos os pontos alavanca destacados (7, 8 e 12), indicando que são os pontos de maior influência na estimação dos parâmetros. No gráfico de Resíduos Padronizados vemos na parte inferior outliers, que não aparecem nos demais gráficos, também nota-se que a variância dos dados é aparentemente uniforme com a variação da variável explicativa, sugerindo homocedasticidade. Já no Gráfico Q-Q Normal os pontos visualmente se aproximam de uma linha reta, indicando que a distribuição das médias das notas apresenta comportamento similar ao da distribuição normal.

iv) Supondo que e_i possui distribuição normal e não são correlacionados.

Usando que

$$Var(\hat{\alpha}) = \sigma^2 \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

têm-se

```

var_alpha <- S2*sum(x^2)/(n*sum((x-x_bar)^2))
delta_alpha <- 1.96*sqrt(var_alpha/n)
delta_alpha

```

```
## [1] 0.1178931
```

Agora para $\hat{\beta}$, com:

$$Var(\hat{\beta}) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

obtemos:

```
var_beta <- S2/sum( (x-x_bar)^2 )
delta_beta <- 1.96*sqrt(var_beta/n)
delta_beta
```

```
## [1] 0.1178931
```

Disso, os limites para os intervalos de confiança de 95% são:

Tabela 5: Intervalo de confiança de 95% para α e β

Parâmetro	Valor esperado	limite inferior	limite superior
α	6.8556	6.7377	6.9734
β	0.3222	0.2043	0.4401

Obs.: os valores apresentados estão arredondados na quarta casa decimal.

v) Usando que o intervalo de 95% de confiança para a estimação das notas é:

$$\hat{y} \pm 1,96S\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_0 + \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$$

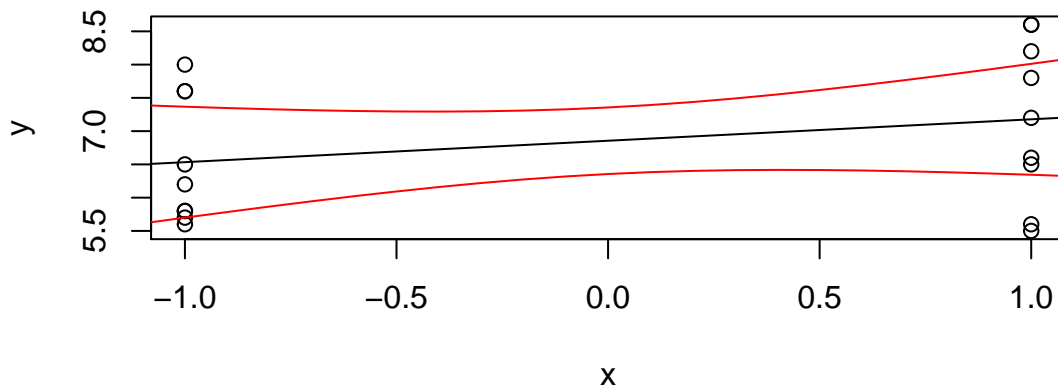
temos:

```
desvio <- sqrt(S2)
x_val = (-11:11)/10 #pontos intermediários para plotar o gráfico
y_val = alpha_hat + beta_hat*x_val
delta <- 1.96*desvio*sqrt(1/n+(x_val-x_bar)^2/sum((x_val-x_bar)^2))

upper = y_val+delta
lower = y_val-delta

plot(x, y)
title("Intervalo de Confiança")
abline(a = alpha_hat, b = beta_hat)
lines(x_val, upper, col="red")
lines(x_val, lower, col="red")
```

Intervalo de Confiança



Quando $x_0 \in \{-1, 1\}$ com $\bar{x} = 0$ temos:

```
delta <- 1.96*desvio*sqrt(1/n+1/sum(x^2))
delta
```

```
## [1] 0.7073589
```

Tabela 6: Intervalos de confiança de 95% para o valor esperado das notas

Escola	\hat{y}	limite inferior	limite superior
Particular	7.178	6.4704	7.8851
Pública	6.534	5.8260	7.2407

Obs.: os valores apresentados estão arredondados na quarta casa decimal.

vi)
vii)

a) Nesse caso α é o valor de y em $x = 0$ da reta da regressão, ou seja, correspondente a média das médias dos alunos de escola pública. Já β é a diferença entre a média das médias dos alunos de escola particular e pública.

b) Sendo $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ estimativas de α e β pelo Método de Mínimos Quadrados:

```
medias <- read_xlsx("data/medias_escolas.xlsx")
medias[medias == -1] <- 0
x <- medias$x
y <- medias$y

x_bar <- mean(x)
y_bar <- mean(y)

beta_hat <- sum((x-x_bar)*(y-y_bar))/sum((x-x_bar)^2)
alpha_hat <- y_bar-beta_hat*x_bar
```

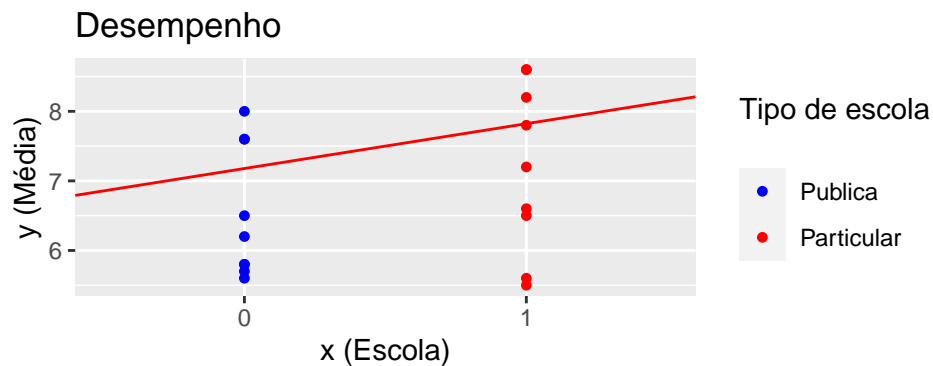
```
## [1] "Alpha estimado: 6.53333333333333"
```

```
## [1] "Beta estimado: 0.644444444444444"
```

Estimativa S^2 para σ^2 :

```
n = length(x)
y_pred <- alpha_hat+beta_hat*x
residuos <- y-y_pred
SQRes <- sum(residuos^2)
S2 <- 1/(n-2)*SQRes
```

```
## [1] "Variância estimada: 1.17222222222222"
```



c) Qualidade do ajuste

Através do coeficiente de determinação:

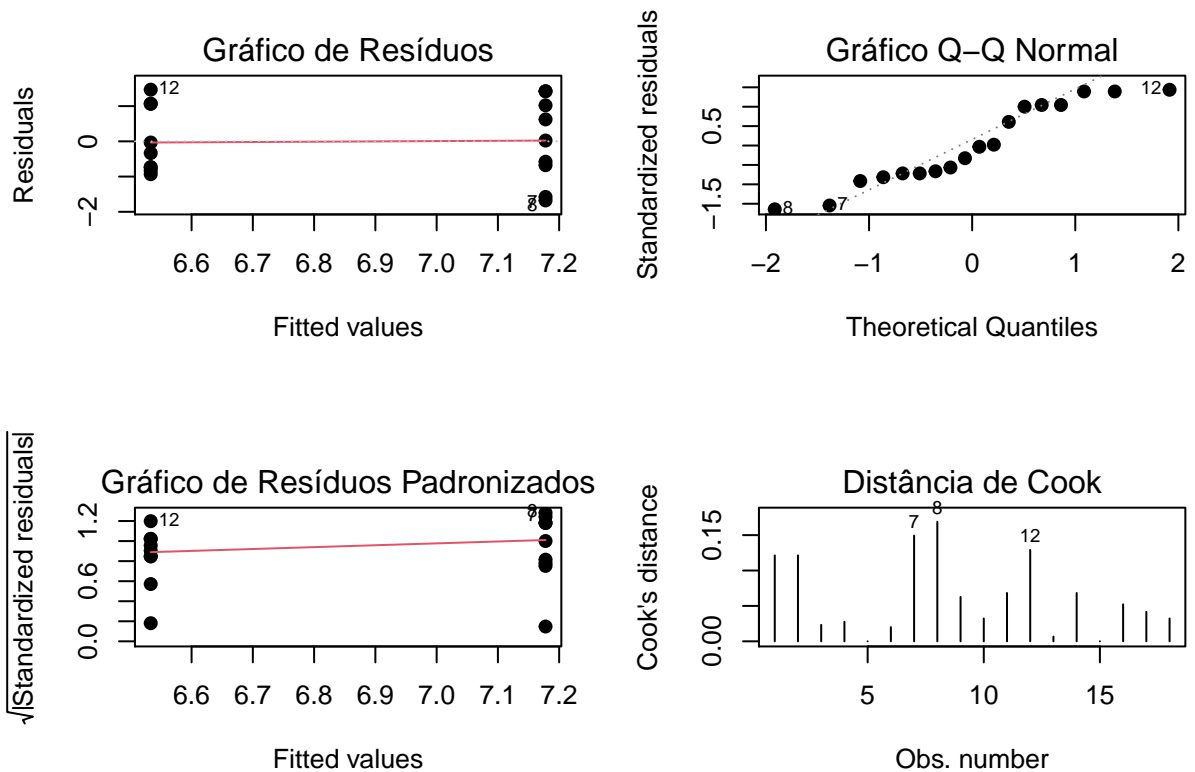
```
y_pred <- alpha_hat+beta_hat*x
SQTot <- sum((y-y_bar)^2)
SQRes <- sum((y-y_pred)^2)

R2 <- 1-SQRes/SQTot
```

```
## [1] "Coeficiente R2: 0.0906152354272169"
```

Obtemos o mesmo coeficiente de determinação que no item (iii), tendo, como antes, pouca explicação dos dados pelo modelo.

```
modelo <- lm(medias, formula = y~x)
par(mfrow = c(2,2))
plot(modelo, which=c(1:4), pch=19, caption=plot_titles)
```



Assim como no item (iii), temos no Gráfico de Cook os mesmos pontos alavanca (7, 8 e 12), influenciando notavelmente na estimação dos parâmetros. No gráfico de Resíduos Padronizados vemos na parte inferior outliers em torno do valor 0.2, que não aparecem nos demais gráficos, ainda no Gráfico de Resíduos Padronizados notamos a homocedasticidade. E o Gráfico Q-Q Normal sugere que a distribuição das médias das notas apresenta comportamento similar ao da distribuição normal.

- d) Analogamente ao item (iv), supondo que e_i possui distribuição normal e não são correlacionados. Temos:

```
var_alpha <- S2*sum(x^2)/(n*sum((x-x_bar)^2))
delta_alpha <- 1.96*sqrt(var_alpha/n)
delta_alpha
```

```
## [1] 0.1667261
```

```
var_beta <- S2/sum( (x-x_bar)^2 )
delta_beta <- 1.96*sqrt(var_beta/n)
delta_beta
```

```
## [1] 0.2357863
```

Portanto, os limites para os intervalos de confiança de 95% são:

Obs.: os valores apresentados estão arredondados na quarta casa decimal.

- e) Usando que o intervalo de 95% de confiança para a estimação das notas é:

Tabela 7: Intervalo de confiança de 95% para α e β

Parâmetro	Valor esperado	limite inferior	limite superior
α	6.5334	6.3667	6.7001
β	0.6444	0.4087	0.8802

$$\hat{y} \pm 1,96S\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_0 + \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$$

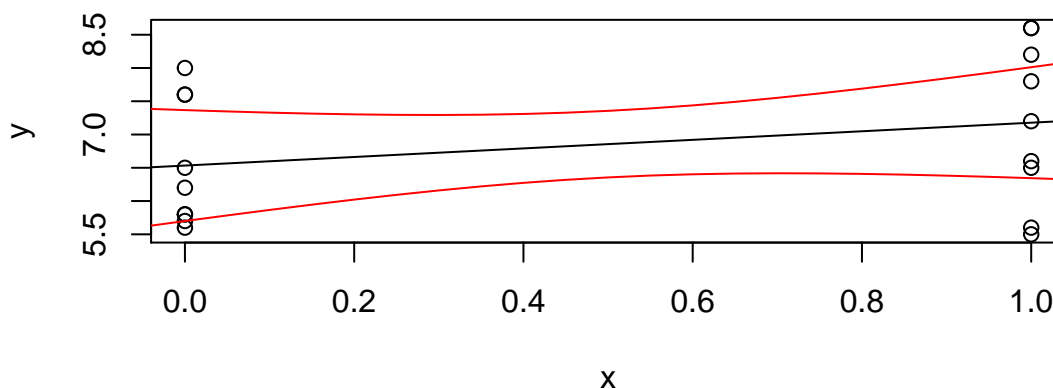
temos:

```
desvio <- sqrt(S2)
x_val = (-1:21)/20 # pontos intermediários para plotar o gráfico
y_val = alpha_hat + beta_hat*x_val
delta <- 1.96*desvio*sqrt(1/n+(x_val-x_bar)^2/sum((x_val-x_bar)^2))

upper = y_val+delta
lower = y_val-delta

plot(x, y)
title("Intervalo de Confiança")
abline(a = alpha_hat, b = beta_hat)
lines(x_val, upper, col="red")
lines(x_val, lower, col="red")
```

Intervalo de Confiança



Quando $x_0 \in \{-1, 1\}$ com $\bar{x} = 0$ temos:

```
delta <- 1.96*desvio*sqrt(1/n+1/sum(x^2))
delta
```

```
## [1] 0.8663341
```

Obs.: os valores apresentados estão arredondados na quarta casa decimal.

Tabela 8: Intervalos de confiança de 95% para o valor esperado das notas

Escola	\hat{y}	limite inferior	limite superior
Particular	7.178	6.3114	8.0441
Pública	6.534	5.6667	7.3997

Exercício 3

i)

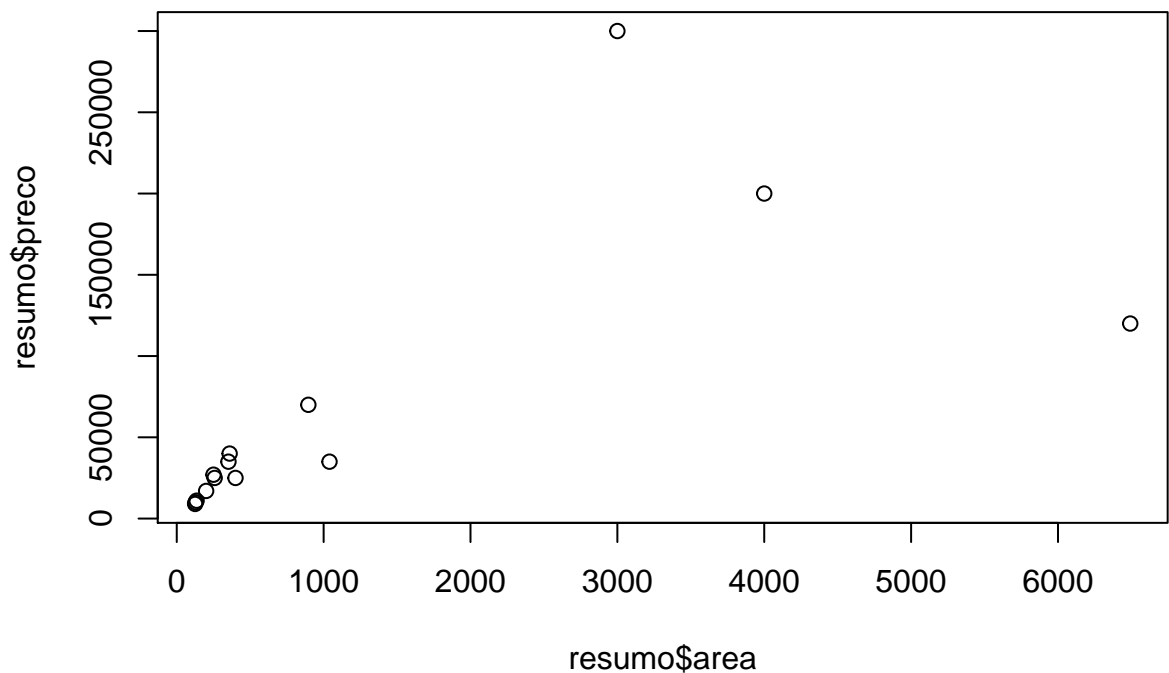
```

imovel <- c("1", "2", "3", "4", "5", "6", "7", "8", "9", "10", "11", "12", "13", "14")
area <- c(128, 125, 200, 4000, 258, 360, 896, 400, 352, 250, 135, 6492, 1040, 3000)
preco <- c(10000, 9000, 17000, 200000, 25000, 40000, 70000, 25000, 35000, 27000, 11000, 120000, 35000, 300000)

resumo <- cbind(imovel, area, preco)
resumo <- as.data.frame(apply(resumo, 2, as.numeric))

plot(resumo$area, resumo$preco)

```



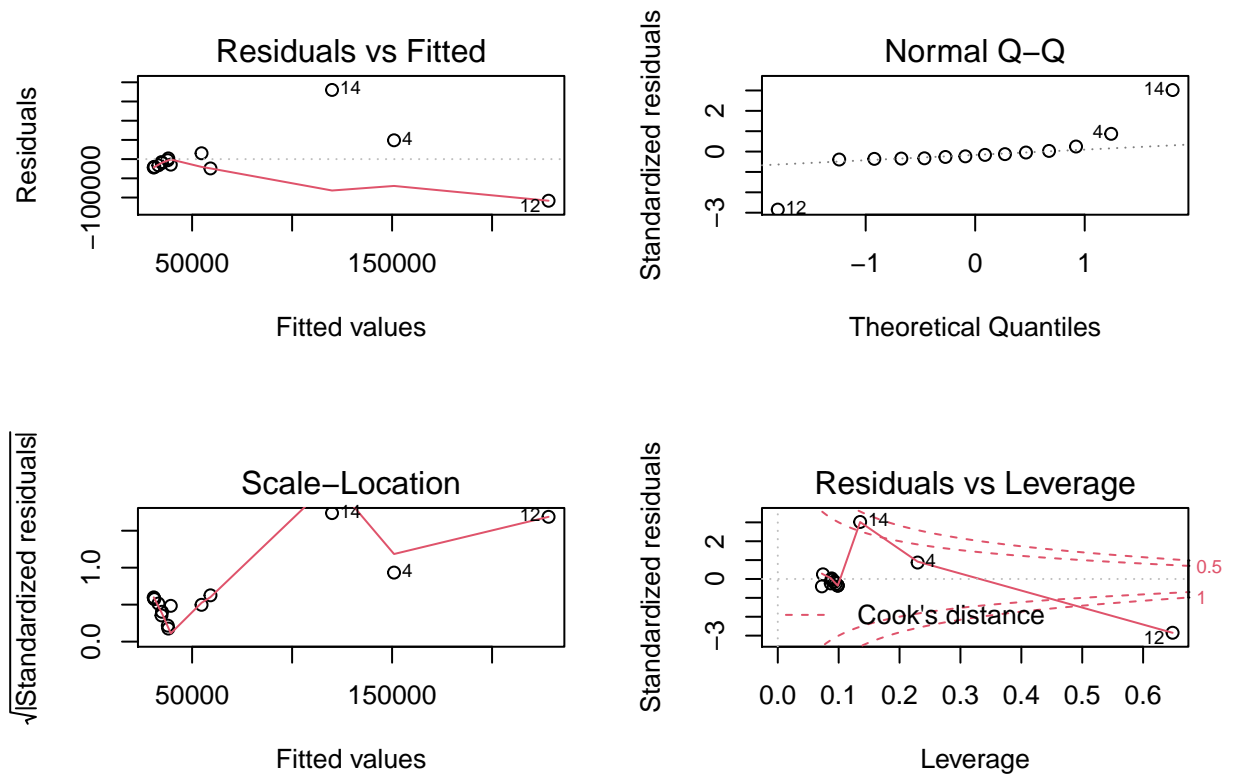
ii)

```

mod <- lm(preco ~ area, data=resumo)

```

```
par(mfrow=c(2,2))
plot(mod)
```

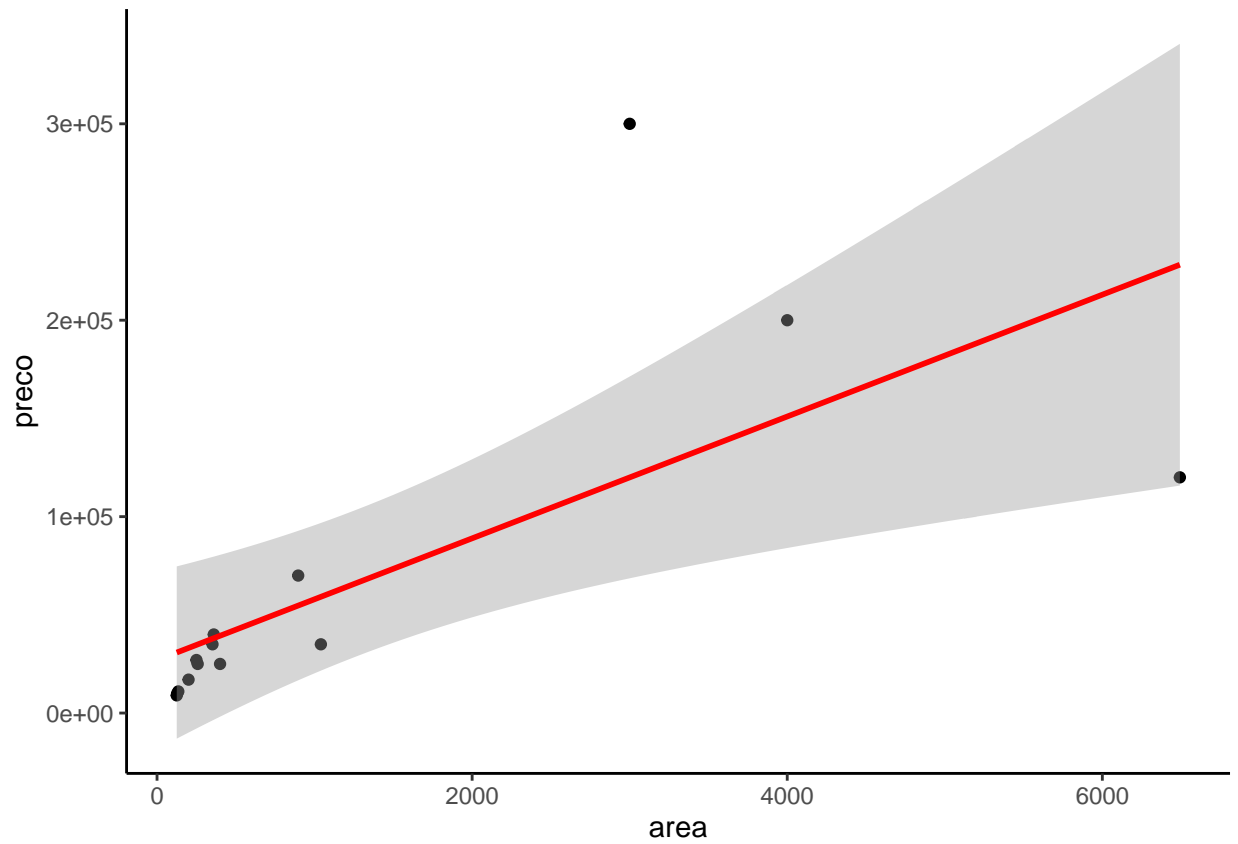


```
summary(mod)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = preco ~ area, data = resumo)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -108260  -20708  -12137    713   180031
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 26934.568  20758.379   1.298  0.21884
## area         31.011     9.306   3.332  0.00597 **
## ---
## Signif. codes:
## 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 64100 on 12 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4806, Adjusted R-squared:  0.4374
## F-statistic: 11.11 on 1 and 12 DF, p-value: 0.005971
```

```
ggplot(data = resumo, mapping = aes(x = area, y=preco))+
  geom_point()+
  geom_smooth(method = "lm", col = "red")+
  theme_classic()
```

'geom_smooth()' using formula 'y ~ x'



$$y = 31.011 * x + 26935$$

iii)

$$y = 52051 \log(x) - 259408$$

$$R^2 = 0.642$$

iv)

```
predict(mod, data.frame(area = 200))
```

```
##          1
## 33136.84
```

```
predict(mod, data.frame(area = 500))
```

```
##          1
## 42440.24
```

```
predict(mod, data.frame(area = 1000))
```

```
##          1
## 57945.91
```

Exercício 4

Exercício 15

a)

$$SSE(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^n \hat{e}_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}x_i)^2$$

$$\frac{dSSE(\hat{\beta})}{d\hat{\beta}} = \sum_{i=1}^n 2(y_i - \hat{\beta}x_i)(-x_i) = -2 \sum_{i=1}^n (y_i x_i - \hat{\beta}x_i^2)$$

$$\frac{dSSE(\hat{\beta})}{d\hat{\beta}} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i x_i) + 2\hat{\beta} \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0, \text{ para minimizar}$$

$$2 \sum_{i=1}^n (y_i x_i) = 2\hat{\beta} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i x_i)}{\sum_{i=1}^n x_i^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$$\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{1}{n-1} SSE(\hat{\beta})$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}x_i)^2$$

b)

Para o modelo de regressão linear simples clássico, onde $\hat{e}_i \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$ temos $\hat{\beta} \sim t - \text{student}(n-1)$

c)

Seja t para $\gamma/2$ com $n-1$ graus de liberdade, temos:

$$IC(\beta) = \hat{\beta} \pm t\sqrt{S^2} = \hat{\beta} \pm t \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}x_i)}{\sqrt{n-1}}$$

Exercício 16

i)

Para o modelo dado α representa a média das notas, e β é a média das diferenças entre as médias parciais por tipo de escola, e a média total.

ii)