BE1- Régression linéaire

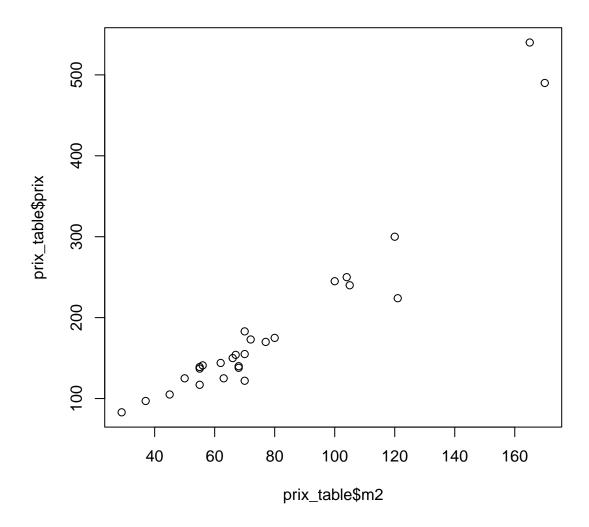
Tulio NAVARRO TUTUI, Filipe PENNA CERAVOLO SOARES

12 October, 2022

Exercice 01 - Prix de mise en vente des appartements à Grenoble

Dans ce éxercice, on s'interesse à étudier la rélation entre prix et surface des immeubles à Grenoble.

plot(prix_table\$m2, prix_table\$prix)



1. Proposer un premier modèle de régression

On commence par essayer de modéliser le problème avec une régression lineaire, avec l'estimateur de moindres carrés.

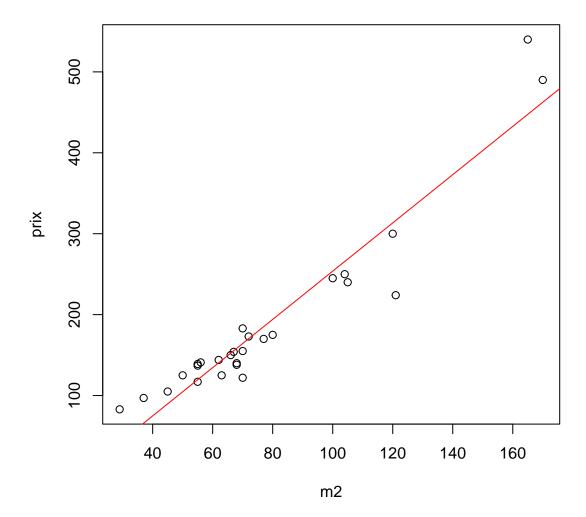
```
model1 = lm(prix~., data = prix_table)
summary(model1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = prix ~ ., data = prix_table)
##
## Residuals:
## Min    1Q Median   3Q Max
## -92.347 -16.996 -2.367 18.578 92.470
```

```
##
## Coefficients:
## Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -44.4093    16.0127  -2.773    0.0103 *
## m2    2.9815    0.1889    15.786    1.65e-14 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 33.11 on 25 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9088, Adjusted R-squared: 0.9052
## F-statistic: 249.2 on 1 and 25 DF, p-value: 1.646e-14
```

1.a La droite de régression

```
plot(prix~m2, data = prix_table)
abline(model1$coefficients, col = 'red')
```



1.b Quel est le pourcentage de variance expliquée par cette régression ?

```
sse_1 <- sum((fitted(model1) - prix_table$prix)^2)
ssr_1 <- sum((fitted(model1) - mean(prix_table$prix))^2)
sst_1 <- ssr_1 + sse_1
ssr_1/sst_1</pre>
```

[1] 0.9088217

Pour ce calcul, on peut utiliser directment le R^2 , ou calculer les SSR et SST pour trouver SSR/SST. Ainsi, on a que le pourcentage de variance expliquée par cette régression est 90,88%.

1.c Analyse du test de student

 H_0 : Le variable (m^2) n'a pas un relation lineére avec le variable réponse(prix) Pour cette hypothèse, on utilise la valeur $\alpha = 5$, et si la p_{value} est inferieur a α , on rejjete H_0 .

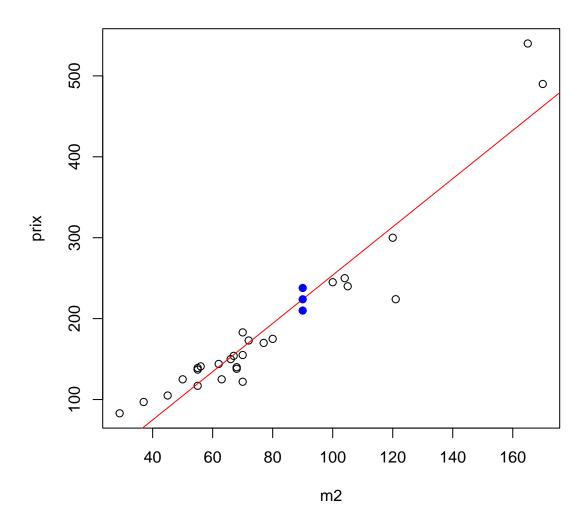
```
summary(model1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = prix ~ ., data = prix_table)
##
## Residuals:
##
               1Q Median
                               3Q
## -92.347 -16.996 -2.367
                          18.578 92.470
##
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
## (Intercept) -44.4093
                          16.0127 -2.773
                                            0.0103 *
                2.9815
                           0.1889
                                  15.786 1.65e-14 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
##
## Residual standard error: 33.11 on 25 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9088, Adjusted R-squared: 0.9052
## F-statistic: 249.2 on 1 and 25 DF, p-value: 1.646e-14
```

Dans ce cas, la p_{value} de la variable m2 est de l'ordre de 10^{-14} , donc ce variable(m2) a une relation lineére avec prix.

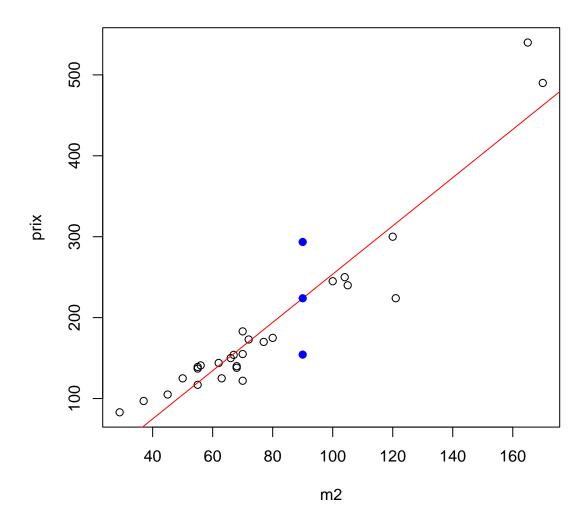
2. Intervalle de confiance

Pour un niveau de confiance de 95% et un appartement de 90m², on prevoit la valeur 223,915 \pm [209, 962; 237.8809]



3. Intervalle de prédiction

Cela donne également la suivante intervalle de prédiction: $223,915 \pm [154.3086;293.534]$. En observant cette valeur, on arrive à la conclusion qui est acceptable de mettre en vente un appartement de $90m^2$ à 280 Keuros.

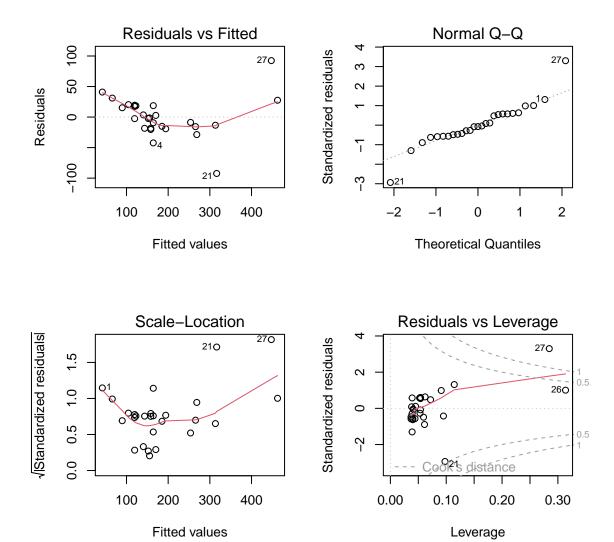


4. Étude des résidus

Les propriétés des estimateurs de la régression linéaire viennent de : Pour tous les i dans $\{1,\ldots,n\}$, $E(\epsilon_i)=0$ $V(\epsilon_i)=\sigma^2=cte$ Et pour tous les i different de j, $cov(\epsilon_i,\epsilon_j)=0$

Pour ce faire, on étudie le graphe des résidus.

```
par(mfrow=c(2, 2))
plot(model1)
```



On peut vérifier visuellement que ce modèle ne satisfait pas ces hypothèses. D'abord, on s'attendait une ligne horizontale par le graphe des résidus x la régression (ça veut dire une moyenne de ϵ égale à zéro). En outre, on s'attendait le même par le graphe de la racine des résidus x la régression. Finalement, on observe des points à l'extérieur de la ligne pointillé. Ce que veut dire qu'il a des points à être enlevés (27).

```
ecarts = abs(prix_table$prix - model1$fitted.values)
indice = ecarts == max(ecarts)
prix_table[indice,]

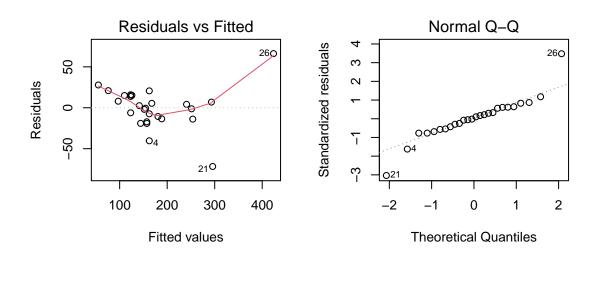
## m2 prix
## 27 165 540

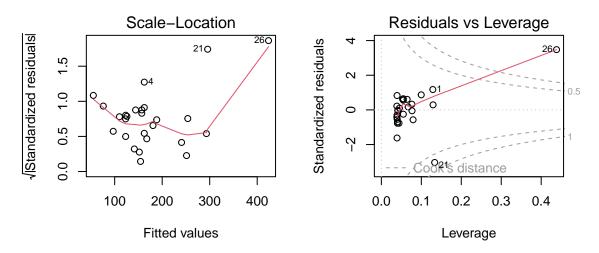
c(prix_table$prix[indice], model1$fitted.values[indice])

## 27
```

540.0000 447.5304

```
filtered_table = prix_table[-c(27),]
model2 = lm(prix~., data = filtered_table)
summary(model2)
##
## Call:
## lm(formula = prix ~ ., data = filtered_table)
##
## Residuals:
##
              1Q Median
     Min
                              ЗQ
                                     Max
## -71.709 -12.794 1.023 14.668 66.170
##
## Coefficients:
##
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) -20.672 13.454 -1.536 0.138
## m2
                 2.615
                          0.168 15.568 4.82e-14 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## Residual standard error: 25.38 on 24 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9099, Adjusted R-squared: 0.9061
## F-statistic: 242.4 on 1 and 24 DF, p-value: 4.82e-14
par(mfrow=c(2, 2))
plot(model2)
```





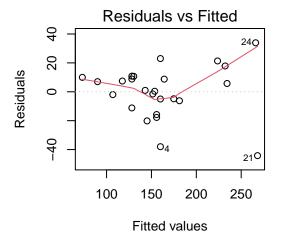
On observe que le modèle continue a avoir une mauvaise résultat. Donc on continue à enlever des points.

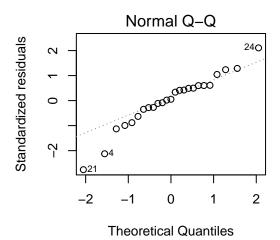
```
filtered_table_2 = prix_table[-c(27, 26),]
model3 = lm(prix~., data = filtered_table_2)
summary(model3)
```

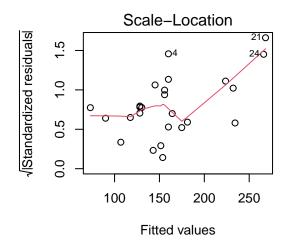
```
##
   lm(formula = prix ~ ., data = filtered_table_2)
##
## Residuals:
##
       Min
                 1Q
                     Median
                                 3Q
                                         Max
##
   -44.208
            -6.223
                      0.966
                              9.978
                                     33.913
##
## Coefficients:
##
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
  (Intercept) 11.4956
                            11.7415
                                       0.979
                                                0.338
```

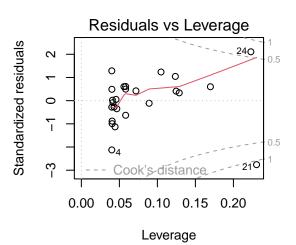
```
## m2     2.1216     0.1581     13.422 2.29e-12 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 18.26 on 23 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.8868, Adjusted R-squared: 0.8819
## F-statistic: 180.2 on 1 and 23 DF, p-value: 2.291e-12

par(mfrow=c(2, 2))
plot(model3)
```



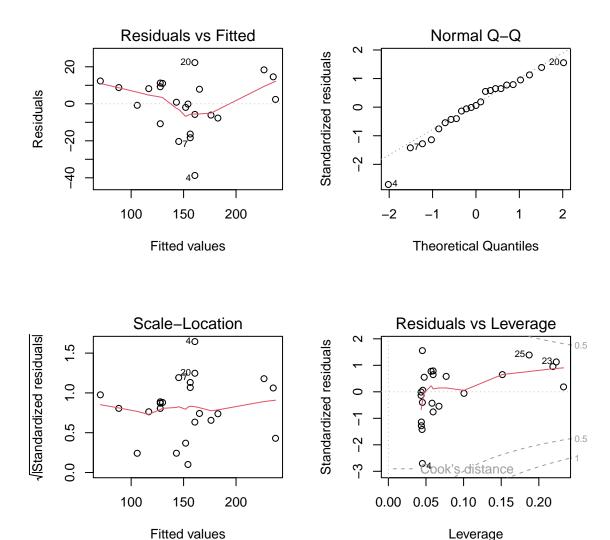






```
filtered_table_3 = prix_table[-c(27, 26, 24, 21),]
model4 = lm(prix~., data = filtered_table_3)
summary(model4)
```

```
## Call:
## lm(formula = prix ~ ., data = filtered_table_3)
## Residuals:
      Min
              1Q Median
                              3Q
## -38.737 -6.911 0.839 10.120 22.263
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
## (Intercept) 6.9476 11.3287 0.613
                                            0.546
                2.1970
                          0.1646 13.345
                                             1e-11 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
\mbox{\tt \#\#} Residual standard error: 14.66 on 21 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.8945, Adjusted R-squared: 0.8895
## F-statistic: 178.1 on 1 and 21 DF, p-value: 1.003e-11
par(mfrow=c(2, 2))
plot(model4)
```

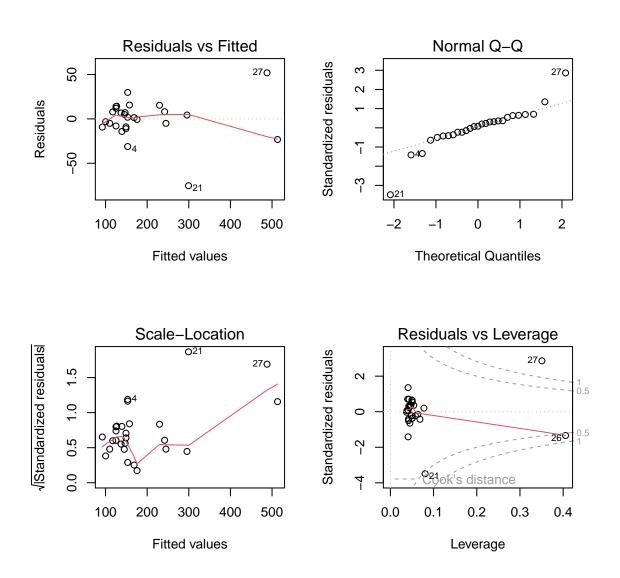


Même avec 4 points, on arrive pas a avoir des bonnes résultats. Donc on assume que cette stratégie ne va pas marcher. On vérifie par le graphe des résidus x régression qu'il est possible qu'il ait une rélation quadatique. On l'étude.

```
sqr_table = prix_table
sqr_table['m2'] = sqr_table$m2^2
model_sqr = lm(prix~., data = sqr_table)
summary(model_sqr)
##
## Call:
## lm(formula = prix ~ ., data = sqr_table)
##
## Residuals:
##
       Min
                1Q Median
                                 ЗQ
```

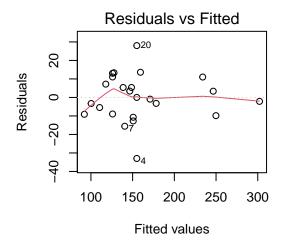
Max

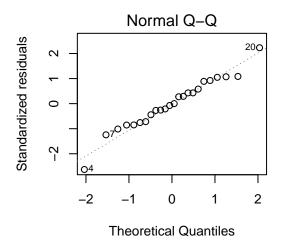
```
## -75.303 -8.520
                     1.844
                           10.030 51.897
##
   Coefficients:
##
##
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
   (Intercept) 7.964e+01
                          6.264e+00
                                      12.71 2.06e-12 ***
  m2
               1.500e-02
                          6.294e-04
                                      23.84
                                             < 2e-16 ***
##
##
                   0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
## Signif. codes:
##
## Residual standard error: 22.51 on 25 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9579, Adjusted R-squared: 0.9562
## F-statistic: 568.2 on 1 and 25 DF, p-value: < 2.2e-16
par(mfrow=c(2, 2))
plot(model_sqr)
```

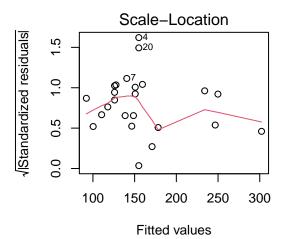


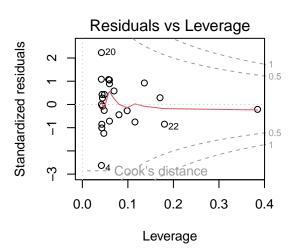
On observe qu'il a des points que a être enlevés (27,16 et 21) avec la rélation quadratique. On les enlève.

```
filtered_sqr_table = sqr_table[-c(27, 26, 21),]
model_sqr2 = lm(prix~., data = filtered_sqr_table)
summary(model_sqr2)
##
## Call:
## lm(formula = prix ~ ., data = filtered_sqr_table)
##
## Residuals:
##
      Min
              1Q Median
                             3Q
                                   Max
## -32.984 -8.985 -0.453 8.148 28.016
##
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
## (Intercept) 79.088274 4.920870 16.07 1.22e-13 ***
## m2
             ## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## Residual standard error: 12.82 on 22 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9431, Adjusted R-squared: 0.9405
## F-statistic: 364.7 on 1 and 22 DF, p-value: 3.487e-15
par(mfrow=c(2, 2))
plot(model_sqr2)
```









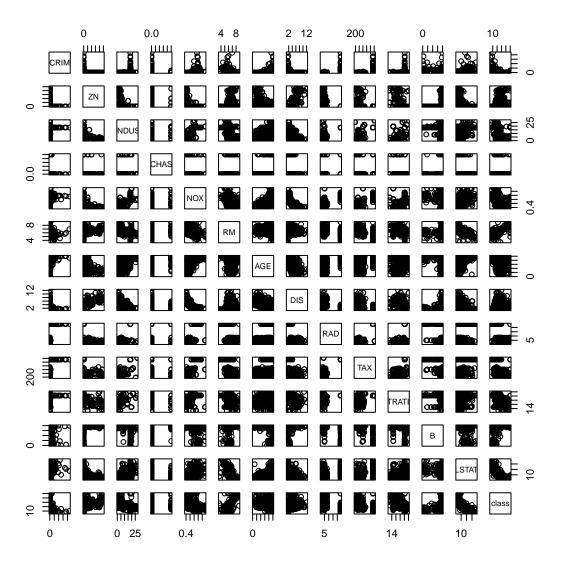
```
## fit lwr upr
## 1 204.5488 176.9511 232.1466
```

En combinant, on arrive a une meilleur modèle.

On étude après quel effet ce changement aurait sur la valeur de la prédiction faite. On arrive aux suivantes valeurs : $204.5488 \pm [176.9511; 232.1466]$ (par rapport à $223,915 \pm [154.3086; 293.534]$ avant). On abserve que l'incertitude a beaucoup diminué, cela qui indique une précision plus importante du modèle actuelle.

Exercice 02 - La valeur des logements des villes aux alentours de Boston

```
logements_table = read.table(file = "housing.txt", header = TRUE)
head(logements_table)
                                        DIS RAD TAX PTRATIO
##
     CRIM ZN INDUS CHAS
                        NOX
                               RM AGE
                                                                B LSTAT
## 1 0.006 18 2.31 0 0.538 6.575 65.2 4.090 1 296
                                                      15.3 396.898 4.98
## 2 0.027 0 7.07 0 0.469 6.421 78.9 4.967 2 242
                                                      17.8 396.898 9.14
## 3 0.027 0 7.07 0 0.469 7.185 61.1 4.967 2 242
                                                      17.8 392.828 4.03
## 4 0.032 0 2.18 0 0.458 6.998 45.8 6.062 3 222
                                                      18.7 394.629 2.94
## 5 0.069 0 2.18 0 0.458 7.147 54.2 6.062 3 222
                                                      18.7 396.898 5.33
## 6 0.030 0 2.18 0 0.458 6.430 58.7 6.062 3 222
                                                      18.7 394.119 5.21
##
    class
## 1 24.0
## 2 21.6
## 3
     34.7
## 4 33.4
## 5 36.2
## 6 28.7
pairs(logements_table)
```



```
jpeg("Plot4.jpeg", width = 30, height = 30, units = 'cm', res = 600)
# plot(logements_table$m2, prix_table$prix)
```

1. Quelle est la part de variance expliquée par ce modèle ?

On obtient un modèle avec un R^2 de 74,06%. C'est-à-dire que la part de variance expliquée par ce modèle est de 74,06%.

```
modelb = lm(class~., data = logements_table)
summary(modelb)

##
## Call:
## lm(formula = class ~ ., data = logements_table)
##
```

```
## Residuals:
       Min
##
                  10
                       Median
                                    30
                                            Max
                                1.7767
##
  -15.5940 -2.7295
                     -0.5179
                                        26.1987
##
## Coefficients:
##
                 Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 3.646e+01 5.103e+00
                                       7.144 3.28e-12 ***
## CRIM
               -1.080e-01
                           3.287e-02
                                      -3.287 0.001087 **
## ZN
                4.642e-02
                           1.373e-02
                                       3.381 0.000779 ***
## INDUS
                2.055e-02
                           6.150e-02
                                       0.334 0.738352
## CHAS
                2.687e+00
                           8.616e-01
                                       3.119 0.001924 **
               -1.777e+01
                           3.820e+00
## NOX
                                      -4.651 4.24e-06 ***
                                       9.116 < 2e-16 ***
## R.M
                3.810e+00
                           4.179e-01
                6.915e-04
                           1.321e-02
## AGE
                                       0.052 0.958274
## DIS
                                      -7.398 6.01e-13 ***
               -1.476e+00
                           1.995e-01
## RAD
                3.060e-01
                           6.635e-02
                                       4.613 5.07e-06 ***
## TAX
               -1.233e-02
                           3.760e-03
                                      -3.280 0.001112 **
## PTRATIO
               -9.528e-01
                           1.308e-01
                                      -7.283 1.31e-12 ***
                           2.686e-03
                                       3.467 0.000573 ***
## B
                9.311e-03
## LSTAT
               -5.248e-01
                          5.072e-02 -10.347 < 2e-16 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
##
## Residual standard error: 4.745 on 492 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.7406, Adjusted R-squared: 0.7338
## F-statistic: 108.1 on 13 and 492 DF, p-value: < 2.2e-16
```

2. Le modèle de régression est-il significatif dans son ensemble (prendre un risque de première espèce $\alpha=1\%$)? Donner l'hypothèse H0, la statistique du test, sa loi sous H0 et la conclusion.

 H_0 : Les variables n'a pas un relation lineére avec le variable réponse(classe). Pour cette hypothèse, on utilise la valeur $\alpha=1$, et si la p_{value} est inferieur a α , on rejjete H_0 . On verifie que $p-value < \alpha=1$ à partir de la statistique de Fischer, donc on rejjete H_0 et on arrive à la conclusion que le modèle est significatif, pour cette risque de première espèce.

3. Quelles sont les variables significatives (prendre un risque de première espèce $\alpha=1\%$)? Est-on sûr qu'il n'y en a pas d'autres?

Pour identifier les variables significatives, on procède par deux stratégies: AIC et BIC.

```
slm_AIC <- step(modelb, direction="backward", k = 2)</pre>
## Start: AIC=1589.64
   class ~ CRIM + ZN + INDUS + CHAS + NOX + RM + AGE + DIS + RAD +
##
       TAX + PTRATIO + B + LSTAT
##
##
             Df Sum of Sq
                             RSS
                                     AIC
## - AGE
                      0.06 11079 1587.6
## - INDUS
                      2.52 11081 1587.8
              1
## <none>
                           11079 1589.6
```

```
1
## - CHAS
               218.99 11298 1597.5
            1 242.23 11321 1598.6
## - TAX
           1 243.23 11322 1598.6
## - CRIM
## - ZN
            1 257.47 11336 1599.3
## - B
            1
                270.61 11349 1599.8
## - RAD
           1 479.13 11558 1609.1
## - NOX
           1 487.19 11566 1609.4
## - PTRATIO 1 1194.28 12273 1639.4
## - DIS
            1 1232.42 12311 1641.0
## - RM
            1 1871.33 12950 1666.6
## - LSTAT 1 2410.79 13490 1687.3
##
## Step: AIC=1587.64
## class ~ CRIM + ZN + INDUS + CHAS + NOX + RM + DIS + RAD + TAX +
      PTRATIO + B + LSTAT
##
##
           Df Sum of Sq RSS
                                AIC
## - INDUS
           1 2.52 11081 1585.8
                       11079 1587.6
## <none>
## - CHAS
                219.93 11299 1595.6
## - TAX
           1
               242.21 11321 1596.6
## - CRIM
           1 243.21 11322 1596.6
## - ZN
               260.30 11339 1597.4
           1
## - B
               272.24 11351 1597.9
            1
## - RAD
           1 481.07 11560 1607.2
## - NOX
           1 520.90 11600 1608.9
## - PTRATIO 1 1200.28 12279 1637.7
            1 1352.27 12431 1643.9
## - DIS
## - RM
            1 1959.56 13038 1668.0
          1 2718.84 13798 1696.7
## - LSTAT
##
## Step: AIC=1585.76
## class ~ CRIM + ZN + CHAS + NOX + RM + DIS + RAD + TAX + PTRATIO +
##
      B + LSTAT
##
           Df Sum of Sq RSS
##
                              AIC
## <none>
                       11081 1585.8
## - CHAS
               227.23 11309 1594.0
           1
               245.38 11327 1594.8
## - CRIM
           1
## - ZN
           1 257.80 11339 1595.4
## - B
           1 270.80 11352 1596.0
## - TAX
           1 273.59 11355 1596.1
               500.90 11582 1606.1
## - RAD
            1
## - NOX
           1 541.95 11623 1607.9
## - PTRATIO 1 1206.51 12288 1636.0
## - DIS
            1 1448.96 12530 1645.9
            1 1963.67 13045 1666.3
## - RM
## - LSTAT
            1 2723.45 13805 1695.0
slm_BIC = step(modelb, direction="backward", k = log(nrow(logements_table)))
## Start: AIC=1648.81
## class ~ CRIM + ZN + INDUS + CHAS + NOX + RM + AGE + DIS + RAD +
##
     TAX + PTRATIO + B + LSTAT
```

```
##
##
          Df Sum of Sq RSS AIC
          1 0.06 11079 1642.6
## - AGE
## - INDUS 1
                 2.52 11081 1642.7
## <none>
                     11079 1648.8
## - CHAS
              218.99 11298 1652.5
          1
## - TAX
           1 242.23 11321 1653.5
## - CRIM
           1
              243.23 11322 1653.6
              257.47 11336 1654.2
## - ZN
           1
## - B
           1 270.61 11349 1654.8
## - RAD
           1 479.13 11558 1664.0
## - NOX
                487.19 11566 1664.4
           1
## - PTRATIO 1 1194.28 12273 1694.4
## - DIS 1 1232.42 12311 1696.0
## - RM
           1 1871.33 12950 1721.6
          1 2410.79 13490 1742.2
## - LSTAT
##
## Step: AIC=1642.59
## class ~ CRIM + ZN + INDUS + CHAS + NOX + RM + DIS + RAD + TAX +
## PTRATIO + B + LSTAT
##
##
           Df Sum of Sq RSS
## - INDUS
          1 2.52 11081 1636.5
## <none>
                     11079 1642.6
## - CHAS
          1 219.93 11299 1646.3
## - TAX
          1 242.21 11321 1647.3
         1
1
## - CRIM
              243.21 11322 1647.3
## - ZN
              260.30 11339 1648.1
## - B
           1 272.24 11351 1648.7
## - RAD
           1 481.07 11560 1657.9
        1
               520.90 11600 1659.6
## - NOX
## - PTRATIO 1 1200.28 12279 1688.4
## - DIS 1 1352.27 12431 1694.6
## - RM
           1 1959.56 13038 1718.8
## - LSTAT 1 2718.84 13798 1747.4
##
## Step: AIC=1636.48
## class ~ CRIM + ZN + CHAS + NOX + RM + DIS + RAD + TAX + PTRATIO +
## B + LSTAT
##
          Df Sum of Sq RSS
## <none>
                 11081 1636.5
## - CHAS
                227.23 11309 1640.5
           1
## - CRIM
          1 245.38 11327 1641.3
## - ZN
              257.80 11339 1641.9
           1
## - B
               270.80 11352 1642.5
           1
              273.59 11355 1642.6
## - TAX
           1
## - RAD
           1 500.90 11582 1652.6
## - NOX
           1 541.95 11623 1654.4
## - PTRATIO 1
              1206.51 12288 1682.5
## - DIS 1 1448.96 12530 1692.4
## - RM
           1 1963.67 13045 1712.8
## - LSTAT 1 2723.45 13805 1741.5
```

Par les deux méthodes, on arrive au même emsamble de 11 variables significatives CRIM, ZN, CHAS, NOX, RM, DIS, RAD, TAX, PTRATIO, B et LSTAT.

C'est-à-dire, que les variables INDUS et AGE ne sont pas significatives et donc ont été enlevés du modèle