

Rapport CYS

07 mars, 2020

Contents

Etude des données	1
Les données	1
Test d'un modèle ANOVA de 3 facteurs(CYS S3, CMI, TP S3)	8
Test d'un modèle ANCOVA de 3 facteurs qualitatives (CYS S3, CMI, TP S3) et 1 facteur quantitative(Snapshot1) pour modéliser le Snapshot2	12
Train+ Test par le modèle ANCOVA	13
Abre binaire de régression	15
Conclusion:	18

Etude des données

Les données

```
CYS3 = read.csv("Semestre3_Complet.csv")
summary(CYS3)
```

```
##      prénom      Semestre  Filière      snapshot.1      snapshot.2
## ALEXANDRE:  4    S3 2017-18: 54    EEA:242           : 30    Min.      : 1.75
## ALEXIS      :  3    S3 2018-19:188           5.5      : 11    1st Qu.: 7.00
## GUILLAUME:  3           7.75      : 11    Median : 8.75
## HUGO        :  3           3.5      : 10    Mean   : 8.84
## LUCAS       :  3           7         : 10    3rd Qu.:10.75
## NICOLAS    :  3           7.5       : 10    Max.   :15.75
## (Other)    :223           (Other):160    NA's   :27
## Snapshot.2...4m CYS.S3      CYS.S4      TP.S3      TP.S4      CMI      Groupe.S3
##      :169      ? : 1      :185      : 23      :192      : 19    Siuban :59
## -      : 21      non:165    non: 28    FR:155    FR: 21    ? : 2    Akane  :44
## 11      :  4      oui: 76    oui: 29    GB: 64    GB: 29    non:184    Steven :40
## 11.75    :  4           oui: 37    Alba    :38
## 14.5     :  4           Nadia   :29
## 6.75     :  4           Yolanda:20
## (Other): 36           (Other):12
##      Groupe.S4      Prof.TP
##      :210      :220
## Nadia   : 17    Didier: 10
## Virginia: 15    Pierre: 12
##
##
##
```

```
##
```

```
N=242
```

```
table(CYS3$CYS.S3)/N*100
```

```
##
```

```
##           ?           non           oui
```

```
## 0.4132231 68.1818182 31.4049587
```

```
#pie(table(CYS3$CYS.S3))
```

Commentaire:

On trouve que presque un tiers des étudiants utilisent l'outil CheckYourSmile en semestre 3.

```
table(CYS3$CMI)/N*100
```

```
##
```

```
##           ?           non           oui
```

```
## 7.8512397 0.8264463 76.0330579 15.2892562
```

```
#pie(table(CYS3$CMI))
```

Commentaire:

On trouve que presque 15% des étudiants sont CMI en semestre 3. Or, presque 9% des étudiants ne donnent pas de réponse.

```
table(CYS3$TP.S3)/N*100
```

```
##
```

```
##           FR           GB
```

```
## 9.504132 64.049587 26.446281
```

```
#pie(table(CYS3$TP.S3))
```

Commentaire:

On trouve que presque 64% des étudiants pratiquent les TP en français en semestre 3 et 26% pratiquent les TP en anglais. Or, presque 10% des étudiants ne donnent pas de réponse.

Commentaire:

On trouve que presque un tiers

```
library(gmodels)
```

```
CrossTable(CYS3$CYS.S3,CYS3$CMI)
```

```
CrossTable(CYS3$CYS.S3,CYS3$TP.S3)
```

```
CrossTable(CYS3$CMI,CYS3$TP.S3)
```

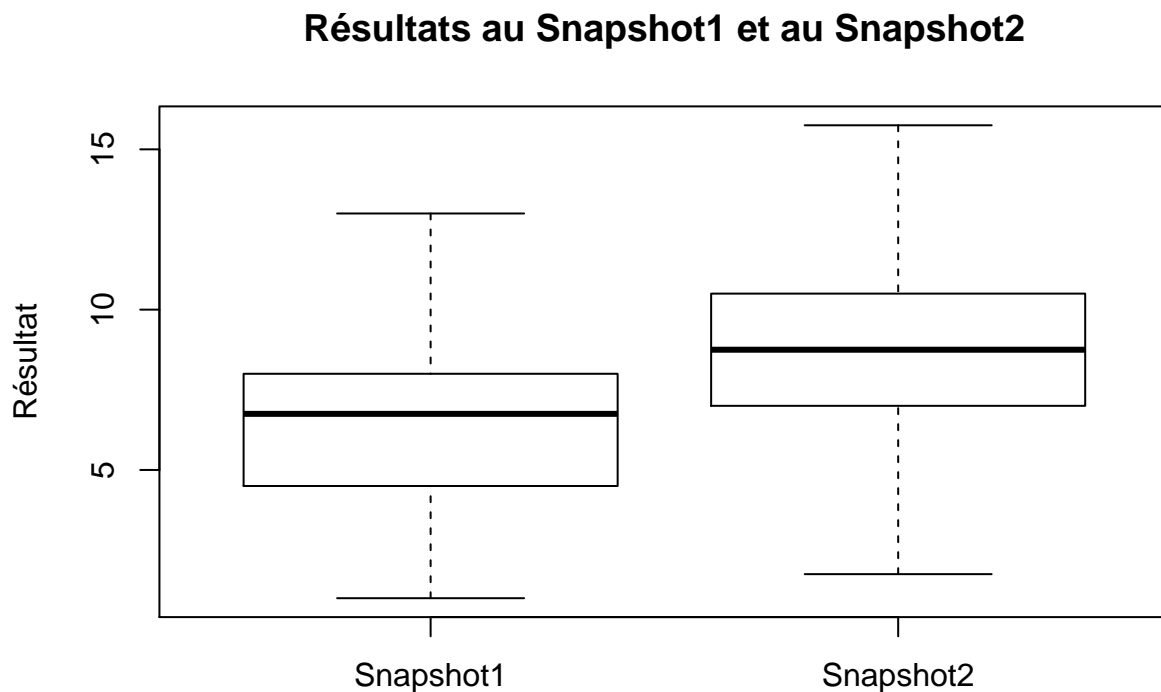
```
CYS = read.csv("DonneeS3_filtre.csv")
```

```
summary(CYS)
```

```
##           prénom           Semestre  Filière           snapshot.1           snapshot.2
## ALEXANDRE: 3 S3 2017-18: 38 EEA:181 Min. : 1.000 Min. : 1.75
## ALEXIS : 3 S3 2018-19:143 1st Qu.: 4.500 1st Qu.: 7.00
## HUGO : 3 Median : 6.750 Median : 8.75
## LUCAS : 3 Mean : 6.442 Mean : 8.82
## NICOLAS : 3 3rd Qu.: 8.000 3rd Qu.:10.50
## VINCENT : 3 Max. :13.000 Max. :15.75
## (Other) :163
## Snapshot.2...4m CYS.S3 CYS.S4 TP.S3 TP.S4 CMI Groupe.S3
```

```
##      :127      non:120      :137  FR:132      :143  non:150  Siuban :49
## -      : 15      oui: 61      non: 21  GB: 49      FR: 15      oui: 31  Akane  :34
## 11      : 3              oui: 23              GB: 23              Alba   :29
## 11.75   : 3                                  Nadia  :24
## 14.5    : 3                                  Steven  :23
## 6.75    : 3                                  Yolanda:15
## (Other): 27                                  (Other): 7
##      Groupe.S4      Prof.TP
##      :154            :168
## Nadia   : 15      Didier: 6
## Virginia: 12      Pierre: 7
##
##
##
##
```

```
# Stat. descriptives à compléter
boxplot(CYS$snapshot.1,CYS$snapshot.2,names=c("Snapshot1","Snapshot2"), ylab="Résultat",
        main="Résultats au Snapshot1 et au Snapshot2")
```



Au regard de boxplot, on constate que le Snapshot2 prend souvent les valeurs plus grandes que le Snapshot1 d'où la progression obtenue en résultat.

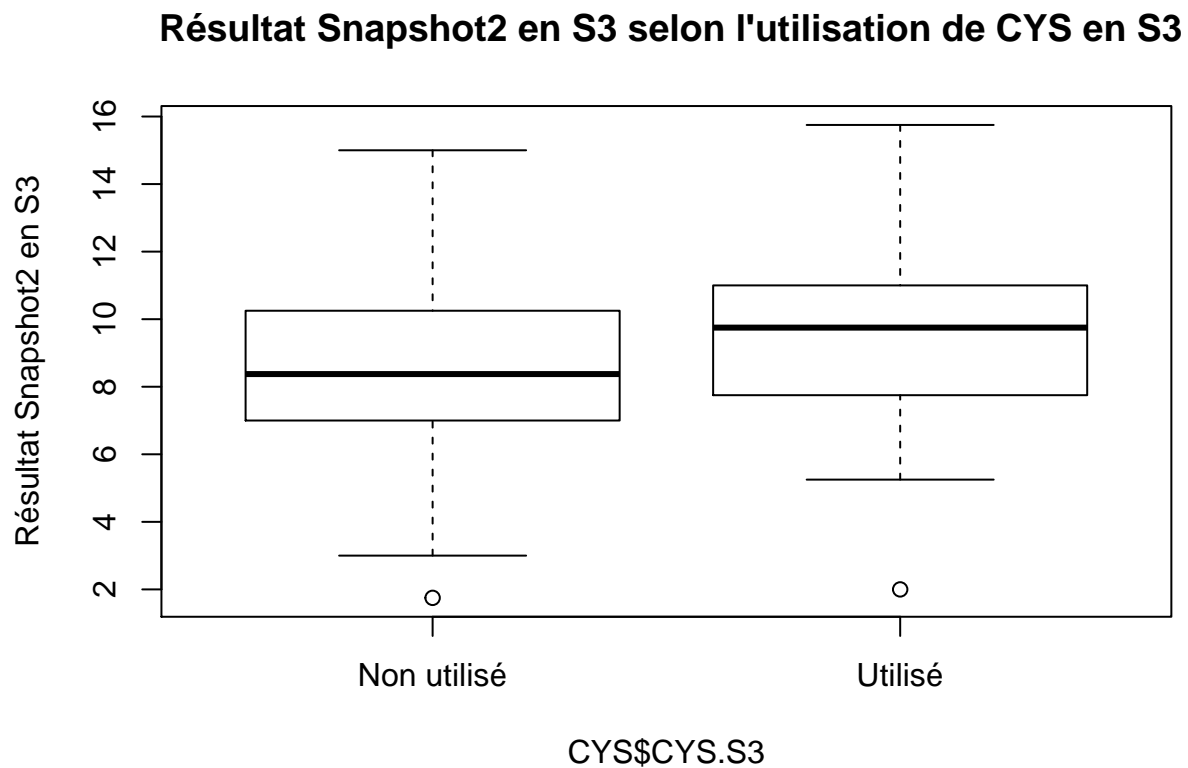
```
# Stat. descriptives à compléter
ks.test(CYS$snapshot.1,CYS$snapshot.2,alternative = "greater")
```

```
## Warning in ks.test(CYS$snapshot.1, CYS$snapshot.2, alternative = "greater"): p-
## value will be approximate in the presence of ties
```

```
##
## Two-sample Kolmogorov-Smirnov test
##
## data: CYS$snapshot.1 and CYS$snapshot.2
## D+ = 0.35912, p-value = 7.286e-11
## alternative hypothesis: the CDF of x lies above that of y
```

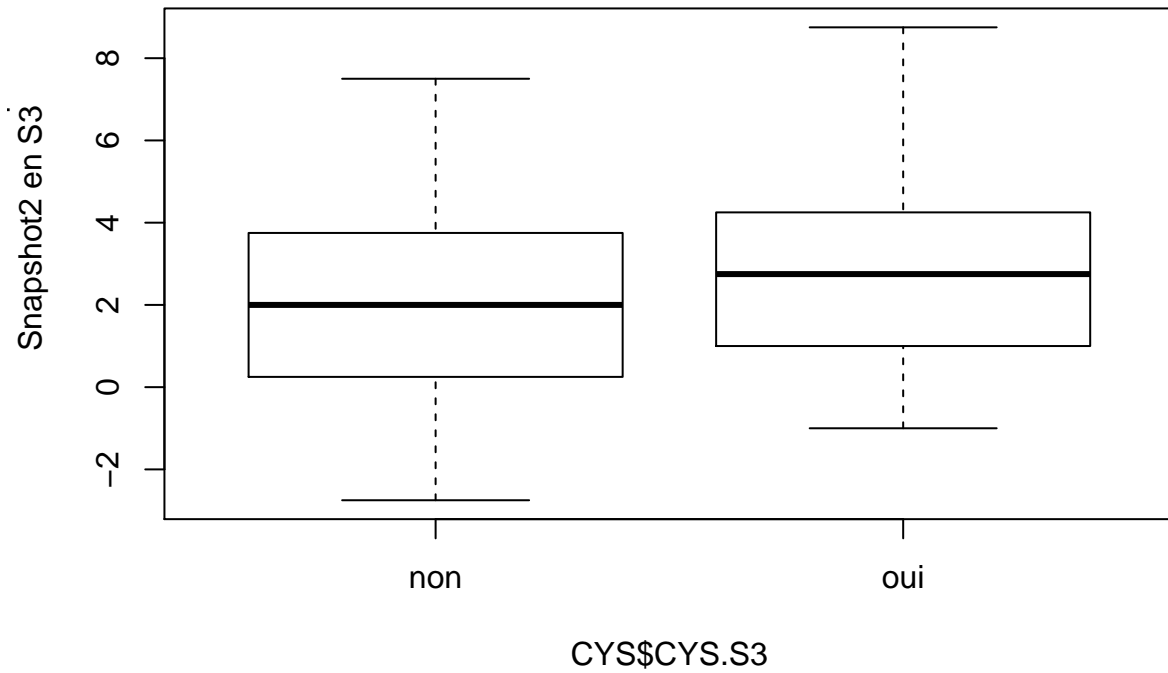
La p_valeur associée au test Kolmogorov est inférieure à 0,05 donc on accepte que les étudiants ont des notes de Snapshot2 plus élevé que Snapshot1.

```
# Stat. descriptives à compléter
boxplot(CYS$snapshot.2~CYS$CYS.S3,names=c("Non utilisé","Utilisé"),
        ylab="Résultat Snapshot2 en S3",
        main=" Résultat Snapshot2 en S3 selon l'utilisation de CYS en S3")
```



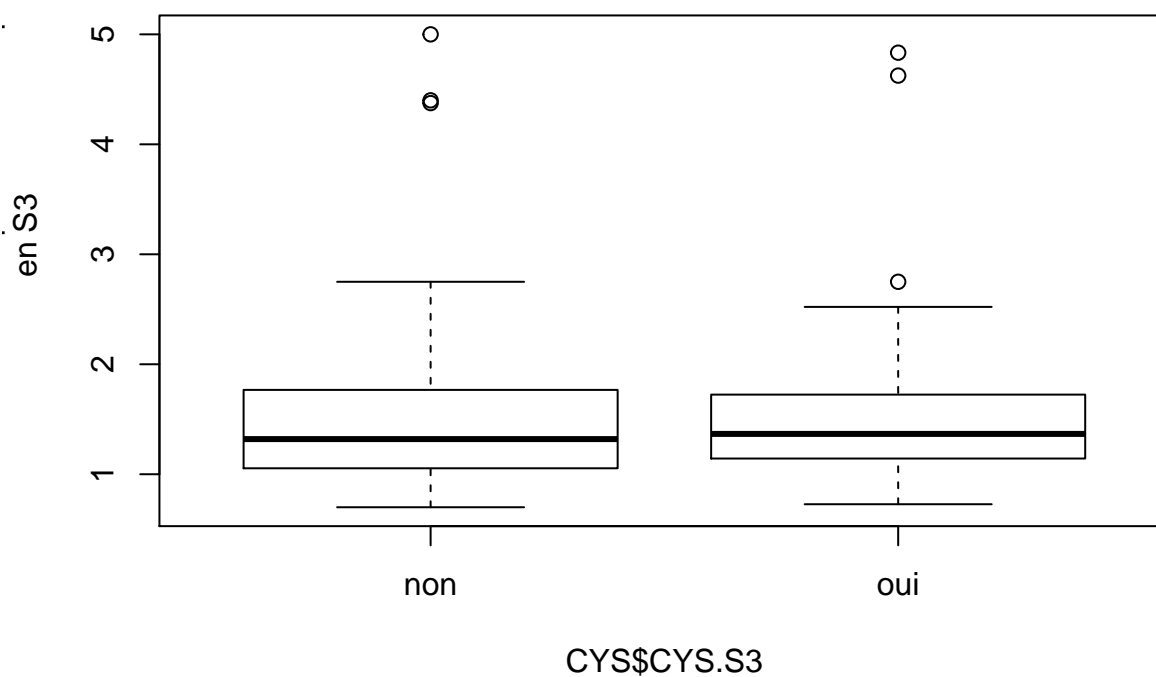
```
# Stat. descriptives à compléter
dif_snap=CYS$snapshot.2-CYS$snapshot.1
ratio_snap=CYS$snapshot.2/CYS$snapshot.1
boxplot(dif_snap~CYS$CYS.S3, ylab="Différence de résultat entre Snapshot1 et
        Snapshot2 en S3",
        main=" Différence de résultat entre Snapshot1 et
        Snapshot2 en S3 selon l'utilisation de CYS en S3")
```

Différence de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2 en S3 selon l'utilisation de CYS en S3



```
boxplot(ratio_snap~CYS$CYS.S3, ylab="Ratio de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2  
en S3",  
main=" Ratio de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2  
en S3 selon l'utilisation de CYS en S3")
```

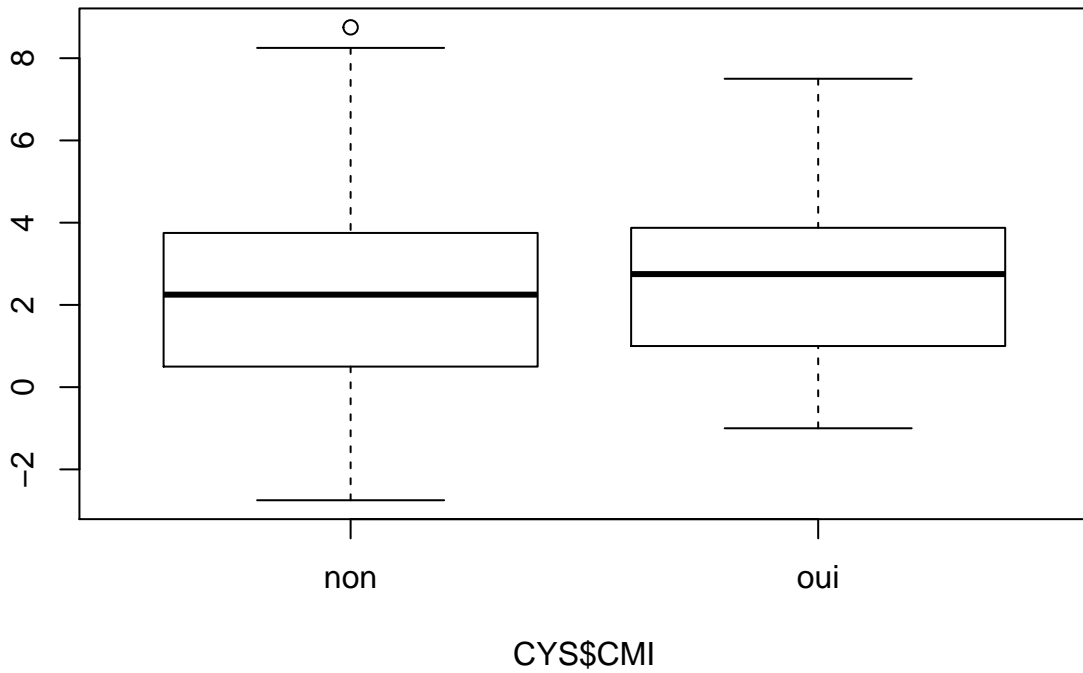
Ratio de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2 en S3 selon l'utilisation de CYS en S3



```
# Stat. descriptives à compléter
boxplot(dif_snap~CYS$CMI, ylab="Différence de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2 en S3",
        main=" Différence de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2 en S3 selon CMI en S3")
```

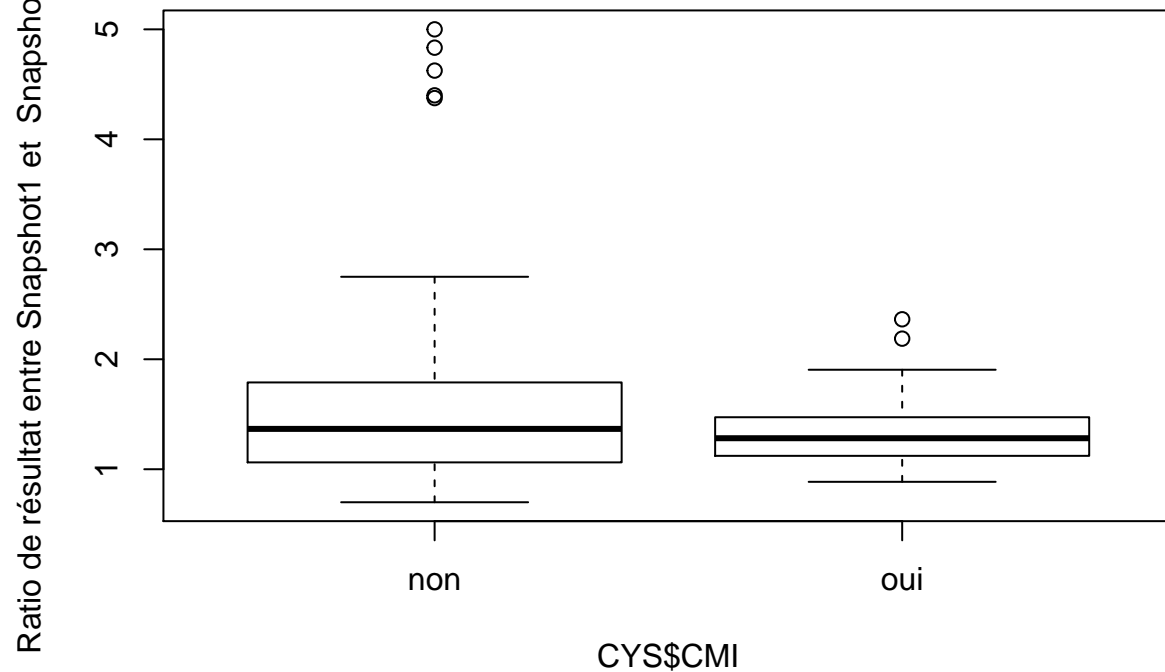
Différence de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2 en S3

Différence de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2 en S3 selon CMI



```
# Stat. descriptives à compléter
boxplot(ratio_snap~CYS$CMI, ylab="Ratio de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2 en S3",
        main=" Ratio de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2 en S3 selon CMI en S3")
```

Ratio de résultat entre Snapshot1 et Snapshot2 en S3 selon CMI en



Remarque: On observe peu d'évolution entre les résultats de Snapshot1 et Snapshot2. Il vaut donc mieux considérer un modèle avec plusieurs variables.

Test d'un modèle ANOVA de 3 facteurs(CYS S3, CMI, TP S3)

```
# A compléter
mod1=lm(dif_snap~(CYS$CYS.S3+CYS$TP.S3+ CYS$CMI)^2,data=CYS)
summary(mod1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = dif_snap ~ (CYS$CYS.S3 + CYS$TP.S3 + CYS$CMI)^2,
##     data = CYS)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -4.875 -1.739  0.000  1.255  5.005
##
## Coefficients: (1 not defined because of singularities)
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)      1.9954     0.2063   9.675  <2e-16 ***
## CYS$CYS.S3oui       0.7437     0.4941   1.505   0.134
## CYS$TP.S3GB        -0.9954     2.1632  -0.460   0.646
## CYS$CMIoui         3.1250     2.2584   1.384   0.168
## CYS$CYS.S3oui:CYS$TP.S3GB  2.4328     2.2702   1.072   0.285
```



```
## CYS$CYS.S3oui:CYS$CMIoui    -5.5515      2.3652   -2.347    0.020 *
## CYS$TP.S3GB:CYS$CMIoui      NA          NA      NA      NA
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.153 on 175 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1238, Adjusted R-squared:  0.09876
## F-statistic: 4.945 on 5 and 175 DF,  p-value: 0.0002929
# A completer - fonction lm
#step.backward = step(mod1)
```

Selon le test d'AIC, on trouve le meilleur modèle modAIC1:

$$dif_snap \sim CYS\$CYS.S3 + CYS\$TP.S3 + CYS\$CMI + CYS\$CYS.S3 : CYS\$CMI$$

```
# A completer
modAIC1=lm(dif_snap ~ CYS$CYS.S3 + CYS$TP.S3 + CYS$CMI + CYS$CYS.S3:CYS$CMI,data=CYS)
summary(modAIC1)

##
## Call:
## lm(formula = dif_snap ~ CYS$CYS.S3 + CYS$TP.S3 + CYS$CMI + CYS$CYS.S3:CYS$CMI,
##     data = CYS)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -4.875 -1.725  0.000  1.275  5.025
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)      1.9753     0.2055   9.613 < 2e-16 ***
## CYS$CYS.S3oui      0.8590     0.4825   1.780 0.076740 .
## CYS$TP.S3GB       1.2134     0.6565   1.848 0.066252 .
## CYS$CMIoui        0.9362     0.9641   0.971 0.332834
## CYS$CYS.S3oui:CYS$CMIoui -3.2340     0.9580  -3.376 0.000906 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.154 on 176 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.118, Adjusted R-squared:  0.098
## F-statistic: 5.889 on 4 and 176 DF,  p-value: 0.0001802
anova(modAIC1,mod1)

## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: dif_snap ~ CYS$CYS.S3 + CYS$TP.S3 + CYS$CMI + CYS$CYS.S3:CYS$CMI
## Model 2: dif_snap ~ (CYS$CYS.S3 + CYS$TP.S3 + CYS$CMI)^2
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
## 1      176 816.76
## 2      175 811.43   1    5.3247 1.1484 0.2854
```

La p_valeur de Test Fisher est 0,2854 supérieure que 0,05 donc on accepte le modèle modAIC1.

```
#step.backward = step(mod1,direction="backward",k=log(nrow(CYS)))
```

Selon le test d'BIC, on trouve le meilleur modèle:

```
dif_snap ~ CYS$CYS.S3 + CYS$CMI + CYS$CYS.S3 : CYS$CMI
```

```
# A completer
```

```
modBIC1=lm(dif_snap ~ CYS$CYS.S3 + CYS$CMI + CYS$CYS.S3:CYS$CMI,data=CYS)
anova(modBIC1,mod1)
```

```
## Analysis of Variance Table
```

```
##
```

```
## Model 1: dif_snap ~ CYS$CYS.S3 + CYS$CMI + CYS$CYS.S3:CYS$CMI
```

```
## Model 2: dif_snap ~ (CYS$CYS.S3 + CYS$TP.S3 + CYS$CMI)^2
```

```
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
```

```
## 1      177 832.61
```

```
## 2      175 811.43  2    21.177 2.2835 0.105
```

La p_valeur de Test Fisher est 0,105 supérieure que 0,05 donc on accepte le modèle modBIC1.

```
# A completer
```

```
anova(modBIC1,modAIC1)
```

```
## Analysis of Variance Table
```

```
##
```

```
## Model 1: dif_snap ~ CYS$CYS.S3 + CYS$CMI + CYS$CYS.S3:CYS$CMI
```

```
## Model 2: dif_snap ~ CYS$CYS.S3 + CYS$TP.S3 + CYS$CMI + CYS$CYS.S3:CYS$CMI
```

```
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
```

```
## 1      177 832.61
```

```
## 2      176 816.76  1    15.852 3.4158 0.06625 .
```

```
## ---
```

```
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

La p_valeur de Test Fisher est 0,105 supérieure que 0,05 donc on accepte le modèle modBIC1.

```
# A completer
```

```
mod2=lm(ratio_snap~(CYS$CYS.S3+CYS$TP.S3+ CYS$CMI)^2,data=CYS)
summary(mod1)
```

```
##
```

```
## Call:
```

```
## lm(formula = dif_snap ~ (CYS$CYS.S3 + CYS$TP.S3 + CYS$CMI)^2,
```

```
##     data = CYS)
```

```
##
```

```
## Residuals:
```

```
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
```

```
## -4.875 -1.739  0.000  1.255  5.005
```

```
##
```

```
## Coefficients: (1 not defined because of singularities)
```

```
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
```

```
## (Intercept)      1.9954      0.2063   9.675 <2e-16 ***
```

```
## CYS$CYS.S3oui      0.7437      0.4941   1.505  0.134
```

```
## CYS$TP.S3GB     -0.9954      2.1632  -0.460  0.646
```

```
## CYS$CMIoui       3.1250      2.2584   1.384  0.168
```

```
## CYS$CYS.S3oui:CYS$TP.S3GB  2.4328      2.2702   1.072  0.285
```

```
## CYS$CYS.S3oui:CYS$CMIoui  -5.5515      2.3652  -2.347  0.020 *
```

```
## CYS$TP.S3GB:CYS$CMIoui      NA         NA      NA      NA
```

```
## ---
```

```
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 2.153 on 175 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.1238, Adjusted R-squared:  0.09876
## F-statistic: 4.945 on 5 and 175 DF,  p-value: 0.0002929
```

```
#step.backward = step(mod2,direction="backward",k=log(nrow(CYS)))
```

Selon le test d'BIC, on trouve le meilleur modèle modBIC2:

$ratio_snap \sim CYS\$CMI$

De même façon, on trouve le meilleur modèle pour modéliser le ratio_snap:

```
# A compléter
modBIC2=lm(ratio_snap ~ CYS$CMI,data=CYS)
summary(modBIC2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = ratio_snap ~ CYS$CMI, data = CYS)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -0.8666 -0.4505 -0.1435  0.1981  3.4334
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  1.56657    0.05769  27.153  <2e-16 ***
## CYS$CMIoui   -0.20431    0.13941  -1.466   0.145
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.7066 on 179 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.01186,    Adjusted R-squared:  0.006336
## F-statistic: 2.148 on 1 and 179 DF,  p-value: 0.1445
```

```
anova(modBIC2,mod2)
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: ratio_snap ~ CYS$CMI
## Model 2: ratio_snap ~ (CYS$CYS.S3 + CYS$TP.S3 + CYS$CMI)^2
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
## 1     179 89.376
## 2     175 86.978  4     2.3978 1.2061  0.31
```

La p_valeur de Test Fisher est 0,31 supérieure que 0,05 donc on accepte le modèle modBIC1.

Remarque: Grâce au test ANOVA on trouve que:

- Si on considère la différence entre les deux snapshots on obtient le modèle

$dif_snap \sim CYS\$CYS.S3 + CYS\$CMI + CYS\$CYS.S3 : CYS\CMI

Cela montre l'impact de CMI et CYS S3 sur l'évolution de résultat.

- SI on considère la ratio entre les deux snapshots on obtient le modèle

$ratio_snap \sim CYS\$CMI$

Cela montre l'impact de CMI S3 sur l'évolution de résultat.

Dans ces deux cas on ne trouve pas l'effet de la variable TP S3.

Test d'un modèle ANCOVA de 3 facteurs qualitatives (CYS S3, CMI, TP S3) et 1 facteur quantitative(Snapshot1) pour modéliser le Snapshot2

On souhaite expliquer le Snapshot2 en fonction du Snapshot1, des choix (de la langue de TP, l'utilisation de CMI et celle de CYS) en S3. On met en place un modèle d'analyse de la covariance.

```
# A completer
modR=lm(CYS$snapshot.2 ~ (CYS$snapshot.1+CYS$TP.S3+CYS$CYS.S3+ CYS$CMI)^2,data=CYS)
summary(modR)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = CYS$snapshot.2 ~ (CYS$snapshot.1 + CYS$TP.S3 + CYS$CYS.S3 +
##     CYS$CMI)^2, data = CYS)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -4.9027 -1.3388 -0.0402  1.1452  5.7622
##
## Coefficients: (1 not defined because of singularities)
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)      4.52851    0.50089   9.041 3.29e-16 ***
## CYS$snapshot.1    0.58867    0.07554   7.792 6.10e-13 ***
## CYS$TP.S3GB       0.36310    2.94340   0.123  0.90197
## CYS$CYS.S3oui     0.21415    1.12806   0.190  0.84966
## CYS$CMIoui        3.96204    3.15382   1.256  0.21073
## CYS$snapshot.1:CYS$TP.S3GB -0.18738    0.33981  -0.551  0.58207
## CYS$snapshot.1:CYS$CYS.S3oui  0.01915    0.19788   0.097  0.92300
## CYS$snapshot.1:CYS$CMIoui    0.04565    0.34210   0.133  0.89400
## CYS$TP.S3GB:CYS$CYS.S3oui    3.03385    2.06231   1.471  0.14310
## CYS$TP.S3GB:CYS$CMIoui         NA         NA      NA      NA
## CYS$CYS.S3oui:CYS$CMIoui    -6.05498    2.16507  -2.797  0.00575 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.938 on 171 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4853, Adjusted R-squared:  0.4582
## F-statistic: 17.91 on 9 and 171 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

```
# A completer
#step.backward = step(modR,direction="backward",k=log(nrow(CYS)))
```

```
# A completer
modbest=lm(CYS$snapshot.2 ~ CYS$snapshot.1 + CYS$TP.S3 + CYS$CYS.S3 + CYS$CMI +
  CYS$CYS.S3:CYS$CMI,data=CYS)
summary(modbest)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = CYS$snapshot.2 ~ CYS$snapshot.1 + CYS$TP.S3 + CYS$CYS.S3 +
```

```
##      CYS$CMI + CYS$CYS.S3:CYS$CMI, data = CYS)
##
## Residuals:
##      Min        1Q    Median        3Q        Max
## -4.8965 -1.2725 -0.0205  1.1728  5.8232
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)      4.62384    0.44064  10.493 < 2e-16 ***
## CYS$snapshot.1      0.56912    0.06511   8.740 1.85e-15 ***
## CYS$TP.S3GB        1.90361    0.59802   3.183 0.00172 **
## CYS$CYS.S3oui       0.43506    0.43744   0.995 0.32132
## CYS$CMIoui         1.28154    0.86629   1.479 0.14084
## CYS$CYS.S3oui:CYS$CMIoui -3.02652    0.85983  -3.520 0.00055 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.932 on 175 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4764, Adjusted R-squared:  0.4615
## F-statistic: 31.85 on 5 and 175 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

```
anova(modbest,modR)
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: CYS$snapshot.2 ~ CYS$snapshot.1 + CYS$TP.S3 + CYS$CYS.S3 + CYS$CMI +
##      CYS$CYS.S3:CYS$CMI
## Model 2: CYS$snapshot.2 ~ (CYS$snapshot.1 + CYS$TP.S3 + CYS$CYS.S3 + CYS$CMI)^2
##   Res.Df    RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
## 1      175 653.30
## 2      171 642.27  4    11.031 0.7343 0.5698
```

Selon le test d'BIC, on trouve le meilleur modèle modBIC2:

$CYS\$snapshot.2 \sim CYS\$snapshot.1 + CYS\$TP.S3 + CYS\$CYS.S3 + CYS\$CMI + CYS\$CYS.S3 : CYS\$CMI$

En fait, on veut estimer le résultat de Snapshot2 par le modèle:

$(modbest) : Snapshot2_{ijkl} = \mu + \alpha Snapshot1_{ijkl} + \beta_i + \gamma_j + \theta_k + \delta_{jk} + \varepsilon_{ijkl}, \forall i = 1, 2, \forall j = 1, 2, \forall k = 1, 2$

où:

i,j,k sont les indices de modalité pour les variables qualitatives TP.S3, CYS.S3 et CMI, respectivement.(1 pour la réponse Non et 2 pour la réponse Oui, dans le cas de TP 1 pour FR et 2 pour GB)

L'indice ijk est pour indiquer l'individu l-ième ayant des modalités i,j,k pour TP.S3, CYS.S3 et CMI, respectivement. ε_{ijkl} est des erreurs de l'estimation de l'individu ayant l'indice ijk.

D'où:

$\mu = 4.62384 \alpha = 0.56912 \beta_1 = \gamma_1 = \theta_1 = \delta_{11} = \delta_{12} = \delta_{21} = 0 \beta_2 = 1.90361 \gamma_2 = 0.43506 \delta_{22} = -3.02652$

Train+ Test par le modèle ANCOVA

Train

```
n <- nrow(CYS)
trainIndices <- sample(n, size = 2 * n / 3)
```

```
train <- CYS[trainIndices, ]
test <- CYS[-trainIndices, ]
```

Test

```
m0=lm(snapshot.2 ~ snapshot.1 + TP.S3 + CYS.S3 + CMI +
      CYS.S3:CMI,data=train)
p <- predict(m0, newdata = test, type = "response")
table(p)
```

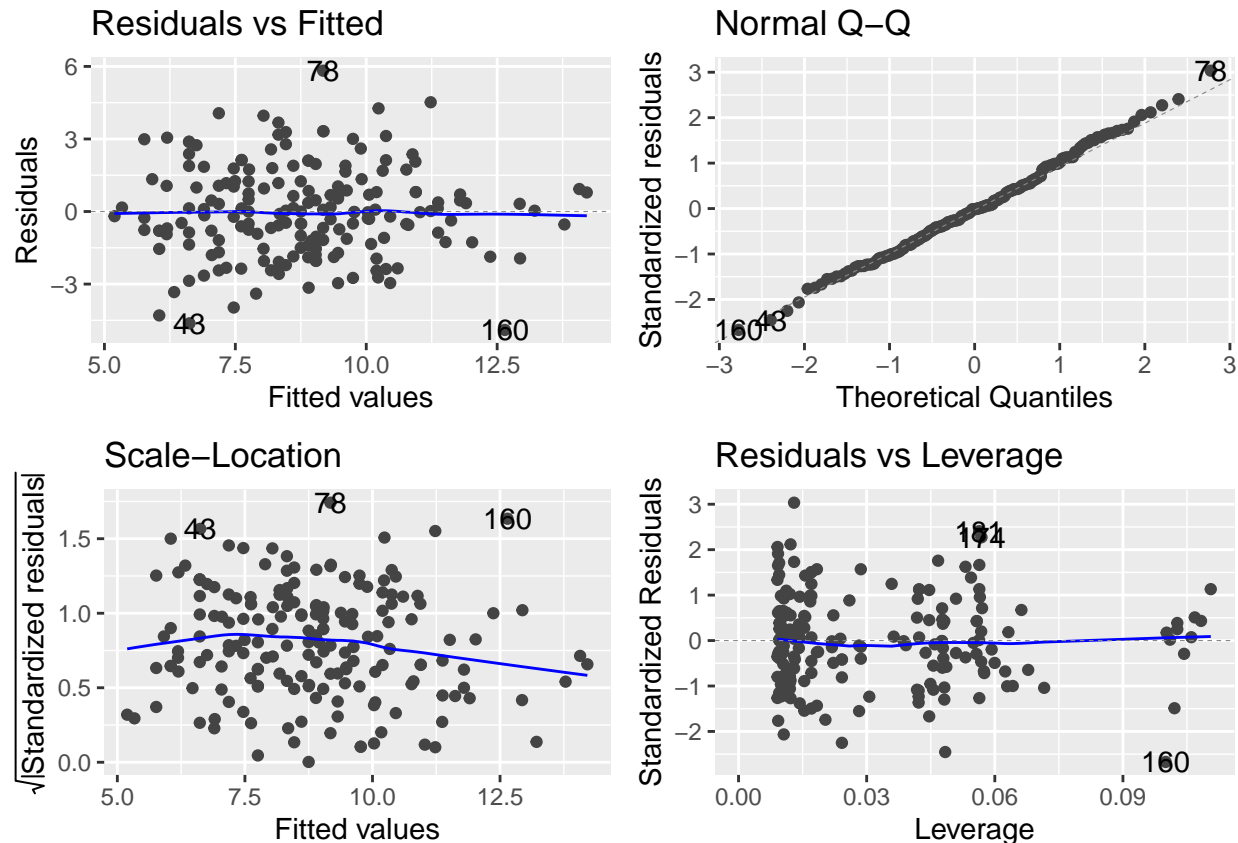
```
## p
## 5.89690194945624 6.16193596182002 6.29445296800192 6.42696997418381
##          1          3          1          1
## 6.6920039865476 6.82452099272949 6.95703799891138 7.22207201127517
##          2          1          2          1
## 7.46201120208873 7.48710602363896 7.59452820827063 7.75214003600274
##          1          3          1          2
## 8.1245962329982 8.14969105454842 8.28220806073032 8.41472506691221
##          1          1          3          2
## 8.52214725154388 8.5472420730941 8.55870748961536 8.679759079276
##          1          1          1          1
## 8.78718126390767 8.81227608545789 8.94479309163978 9.07731009782167
##          3          2          2          2
## 9.08952453933493 9.20982710400357 9.44976629481713 9.60737812254925
##          1          1          1          2
## 9.61884353907051 10.0049291410949 10.1374461472768 10.2448683319085
##          1          1          1          1
## 10.2699631534587 10.282177594972 10.4024801596406 10.4139455761619
##          1          1          1          1
## 10.4146946011539 10.6675141720044 10.9447626258814 11.2097966382452
##          2          1          1          1
## 11.474830650609 12.8000007124279          13.21875 13.4837840123638
##          1          1          1          1
```

```
#p0<-(CYS$snapshot.2)[-trainIndices]
p0<-test$snapshot.2
SCR=norm(p-p0,type="2")^2
SCT=norm(p0-mean(p0),type="2")^2
Rajustee<-1-SCR/SCT
Rajustee
```

```
## [1] 0.3363008
```

```
#norm(p,type="2")
```

```
autoplot(modbest)
```



Vérifions les 4 hypothèses pour ce modèle:

Hypothèse H1 : Les erreurs sont centrées

Hypothèse H2 : La variance des erreurs est constante

Hypothèse H3 : Les résidus sont indépendantes

Hypothèse H4 : Les données suivent des lois gaussiennes

- Les résidus sont situés aléatoirement sur les deux côtés de 0. Or, on ne trouve pas la forme bannane ni la forme trompette, donc on peut déduire que H1 et H2 sont vérifiées
- On observe dans le graphe Residuals vs Fitted aucun phénomène de paquets sur les côtés de 0 donc H3 est vérifiée.
- Au regard du graphe Normal Q-Q, on constate que les résidus suivent une loi gaussienne. Ainsi, H4 est vérifiée.

Abre binaire de régression

```
library(rpart) # chargement de la librairie
data3=CYS[,c(4,5,7,9,11)]
data3[,"CYS_CMI"]=(data3[,"CYS.S3"]=="oui")*(data3[,"CMI"]=="oui")
data3[,"CYS_CMI"]=as.factor(data3[,"CYS_CMI"])
data3[,"CYS_TP"]=(data3[,"CYS.S3"]=="oui")*(data3[,"TP.S3"]=="GB")
data3[,"CYS_TP"]=as.factor(data3[,"CYS_TP"])
data3[,"TP_CMI"]=(data3[,"TP.S3"]=="GB")*(data3[,"CMI"]=="oui")
```

```

data3[,"TP_CMI"]=as.factor(data3[,"TP_CMI"])
data3[,"CYS_CMIInon"]=(data3[,"CYS.S3"]=="oui")*(data3[,"CMI"]=="non")
data3[,"CYS_CMIInon"]=as.factor(data3[,"CYS_CMIInon"])
data3[,"CYS_TPFR"]=(data3[,"CYS.S3"]=="oui")*(data3[,"TP.S3"]=="FR")
data3[,"CYS_TPFR"]=as.factor(data3[,"CYS_TPFR"])
data4=data3
data4[, "eval"]=data4[, "snapshot.2"]-data4[, "snapshot.1"]
data4=data4[,c(3,4,5,6,7,8,9,10,11)]
summary(data3)

```

```

##      snapshot.1      snapshot.2      CYS.S3      TP.S3      CMI      CYS_CMI CYS_TP
## Min.       : 1.000    Min.       : 1.75    non:120    FR:132    non:150    0:160    0:143
## 1st Qu.: 4.500    1st Qu.: 7.00    oui: 61     GB: 49     oui: 31     1: 21     1: 38
## Median : 6.750    Median : 8.75
## Mean      : 6.442    Mean      : 8.82
## 3rd Qu.: 8.000    3rd Qu.:10.50
## Max.      :13.000    Max.      :15.75
## TP_CMI  CYS_CMIInon CYS_TPFR
## 0:150    0:141        0:158
## 1: 31     1: 40         1: 23
##
##
##
##

```

```
summary(data4)
```

```

##      CYS.S3      TP.S3      CMI      CYS_CMI CYS_TP      TP_CMI      CYS_CMIInon CYS_TPFR
## non:120    FR:132    non:150    0:160    0:143    0:150    0:141        0:158
## oui: 61     GB: 49     oui: 31     1: 21     1: 38     1: 31     1: 40        1: 23
##
##
##
##
##      eval
## Min.      :-2.750
## 1st Qu.: 0.500
## Median : 2.250
## Mean      : 2.378
## 3rd Qu.: 3.750
## Max.      : 8.750

```

```

tree.reg3=rpart(snapshot.2~.,data=data3,control=rpart.control(cp=0.001))
tree.reg4=rpart(eval~.,data=data4,control=rpart.control(cp=0.001))

```

```

#plot(tree.reg3)
#text(tree.reg3)

```

```
library(partykit)
```

```

## Warning: package 'partykit' was built under R version 3.6.3
## Loading required package: grid
## Loading required package: libcoin
## Warning: package 'libcoin' was built under R version 3.6.3

```



```
## Loading required package: mvtnorm
```

```
xmat3=xpred.rpart(tree.reg3)
```

```
xerr3=(xmat3-data3[, "snapshot.2"])^2
```

```
CVerr3=apply(xerr3,2,sum)
```

```
xmat4=xpred.rpart(tree.reg4)
```

```
xerr4=(xmat4-data4[, "eval"])^2
```

```
CVerr4=apply(xerr4,2,sum)
```

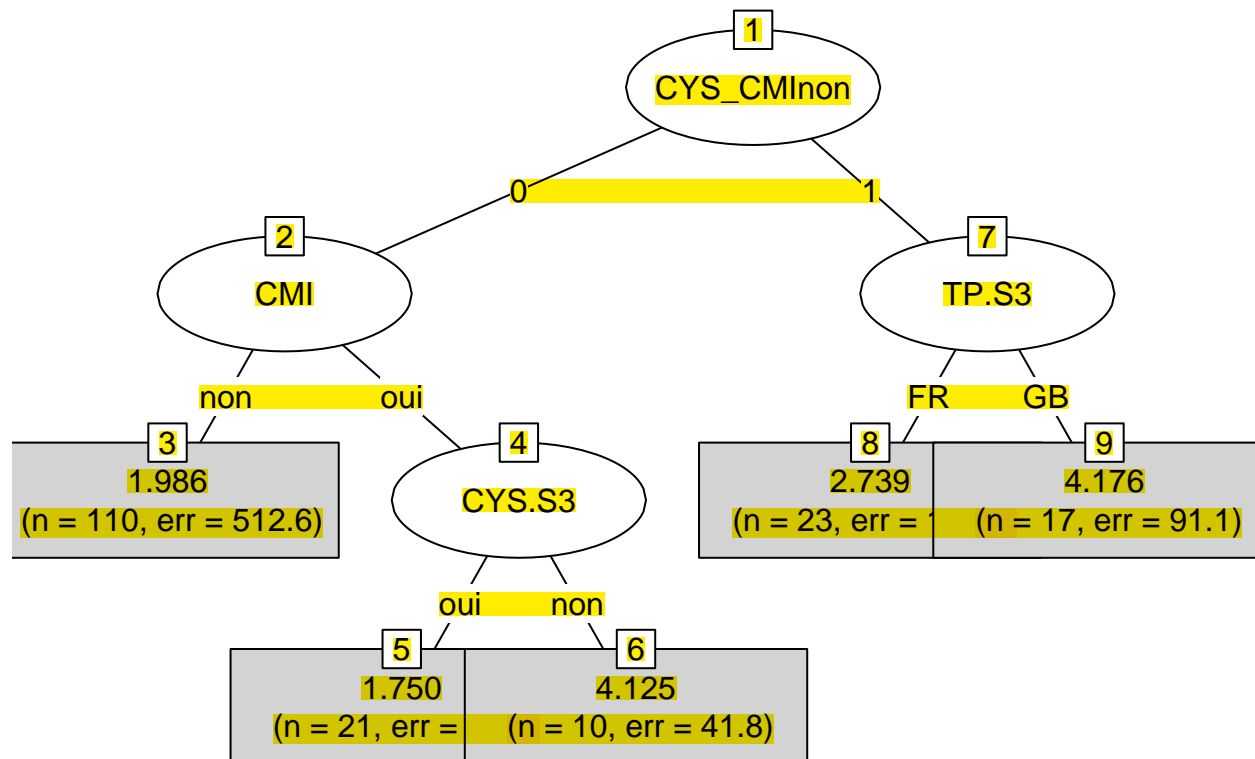
```
#as.numeric(attributes(which.min(CVerr))$names)
```

```
#tree.reg3=rpart(snapshot.2~., data=data3, control=rpart.control(cp=as.numeric(attributes(which.min(CVerr
```

```
#plot(as.party(tree.reg3), type="simple")
```

```
tree.reg4=rpart(eval~., data=data4, control=rpart.control(cp=as.numeric(attributes(which.min(CVerr4))$nam
```

```
plot(as.party(tree.reg4), type="simple")
```



Commentaire:

Au regard de l'arbre de régression, on trouve les résultats suivants:

- Un étudiant utilisant l'outil CYS, n'étant pas en CMI a des progressions en résultat moyen 2,739 et 4,176 si il a des TP en Français et en Anglais respectivement. (cf des feuilles 8,9)
- Un étudiant n'utilisant pas l'outil CYS et n'étant pas en CMI a des progressions en résultat moyen 1,986.(cf feuille 3)
- Un étudiant utilisant l'outil CYS, étant en CMI a des progressions en résultat moyen 1,75. (cf des feuilles 5)
- Un étudiant n'utilisant pas l'outil CYS, étant en CMI a des progressions en résultat moyen 4,125. (cf des feuilles 6)

Ainsi, un étudiant utilisant l'outil CYS mais n'étant pas en CMI a tendance de progresser mieux en comparaison avec un étudiant n'utilisant pas l'outil CYS et n'étant pas en CMI.

Pourtant, un étudiant utilisant l'outil CYS mais étant en CMI a tendance de progresser moins en comparaison avec un étudiant n'utilisant pas l'outil CYS et étant en CMI.

Conclusion:

On a décidé de modéliser la note de Snapshot2 en fonction de Snapshot1, l'utilisation de l'outil CheckYourSmile, la langue de TP et le fait que l'étudiant est en CMI ou pas.

Alors, sous le modèle ANCOVA on a trouvé que les trois facteurs qualitatives ont des impacts sur le résultat Snapshot2. Or, le Snapshot1 a un gros effet sur le résultat de Snapshot2. On y trouve aussi un terme d'interaction entre la variable CYS.S3 et la variable CMI et celui dernier a un effet important négatif sur le Snapshot2.

ie, un étudiant en CMI utilisant l'outil Check Your Smile a tendance de dégrader environ 2,6 points ($-3,02652 + 0,43506$) et un étudiant non CMI utilisant l'outil Check Your Smile a tendance de progresser environ 0,4 points ($0,43506$)

On voit que le modèle ANCOVA nous donne un R-ajusté bien meilleur que le modèle ANOVA. ($0,4615 \gg 0,006$ et $0,4615 \gg 0,09$)

Pourtant, l'analyse des données peut s'améliorer car on n'a gardé que 181 données en semestre 3 et 9 en semestre 4 sur 459 étudiants.

S3	Snapshot1	Snapshot2	CYS S3	TP S3	CMI
Manquant	38	27	1	23	21
Total	242				
Restant	181				
Nb négligé	61				
S4	Snapshot1	Snapshot2	CYS S4	TP S4	CMI
Manquant	126	51	28	86	43
Total	217				
Restant	50				
Nb négligé	167				

Figure 1: Données Manquantes

En semestre 4, les données ne sont pas assez bonnes:

- 126 individus n'ont pas de note de Snapshot1
- 51 individus n'ont pas de note de Snapshot2
- 28 individus ont des réponses invalidées si ils utilisent ou pas l'outil CYS (la valeur de réponse est soit BLANK soit ?)
- 86 individus ont des réponses invalidées de la langue pour TP (la valeur de réponse est soit non soit BLANK)
- 43 individus ont des réponses invalidées si ils sont CMI (la valeur de réponse est soit BLANK soit ?)