

# regression logistique diabète détection

2025-06-18

## Exemple R : régression logistique et test de Box–Tidwell sur PimaIndiansDiabetes2

### Contexte

- Jeu de données : **PimaIndiansDiabetes2** (package `mlbench`).
- Objectif : prédire la survenue du diabète (**diabetes**, binaire « pos »/« neg ») à partir de mesures physiologiques chez des femmes Pima<sup>[2]</sup>.
- Variable à expliquer (Y) : **diabetes**
- Variables explicatives (X) :
  - **glucose** : concentration de glucose plasmatique
  - **pressure** : pression diastolique
  - **triceps** : épaisseur du pli cutané tricipital
  - **insulin** : insulínémie sérique
  - **mass** : indice de masse corporelle
  - **pedigree** : fonction de transmission du diabète
  - **age** : âge en années - **pregnant**: mois de grossesses

### hypothèse 1 la variable cible est binaire (0/1 ou 1/2)

#### visualisation des données

aperçu des données avec `head()`:

```
head(df)
```

```
##      pregnant glucose pressure triceps insulin mass pedigree age diabetes
## 4             1      89       66      23      94 28.1    0.167  21      neg
## 5             0     137       40      35     168 43.1    2.288  33      pos
## 7             3      78       50      32      88 31.0    0.248  26      pos
## 9             2     197       70      45     543 30.5    0.158  53      pos
## 14            1     189       60      23     846 30.1    0.398  59      pos
## 15            5     166       72      19     175 25.8    0.587  51      pos
```

```
levels(PimaIndiansDiabetes2$diabetes)
```

```
## [1] "neg" "pos"
```

oui la variable est bien binaire pour la variable d'intérêt diabète, l'hypothèse 1 est vérifiées (ont a 2 résultats possible "neg" et "pos")

hypothèse 2 linéarité entre les variables explicatives et la fonction logit de la variable à expliquer:

exemple avec une variable explicative: exemple avec la variable age:

```
# 1) Création des variables explicative adapté au model Box-Tidwell
df$age_bt <- df$age * log(df$age)

# 2) Ajout du terme Box-Tidwell au modèle
mod0 <- glm(diabetes ~ age, data=df, family=binomial) #modèle de regression basique
mod_bt <- glm(diabetes ~ age + age_bt,
              data = df, family = binomial) #modèle pour vérifier la linéarité de age

# 3) vérification du modèle créer
summary(mod_bt)
```

```
##
## Call:
## glm(formula = diabetes ~ age + age_bt, family = binomial, data = df)
##
## Deviance Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -1.4417  -0.8054  -0.5196   0.9780   2.1333
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -13.31530    2.64885  -5.027 4.99e-07 ***
## age          1.41810    0.34126   4.155 3.25e-05 ***
## age_bt      -0.29142    0.07389  -3.944 8.02e-05 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 498.10  on 391  degrees of freedom
## Residual deviance: 432.52  on 389  degrees of freedom
## AIC: 438.52
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 4
```

```
# 4) visualisation directe de la p value:
p_bt <- summary(mod_bt)$coefficients["age_bt", "Pr(>|z|)"]
print(paste("p-value (age_bt) =", round(p_bt, 4)))
```

```
## [1] "p-value (age_bt) = 1e-04"
```

Ici la p-value de l'age est inferieur a 0.05 on rejette l'hypothèse h0 de linéarité du logit, il faut adapté la variable age dans ce cas, si on veut l'ajouter au modèle

```

# 1) Création des termes BT pour plusieurs variables
vars <- c("glucose","pressure","triceps","insulin","mass","pedigree","age")
for (v in vars) {
  df[[paste0(v,"_bt")]] <- df[[v]] * log(df[[v]])
}

# 2) Ajustement du modèle logistique avec tous les termes BT
formule_bt <- paste0("diabetes ~ ",
                    paste(vars, collapse=" + "), " + ",
                    paste(paste0(vars,"_bt"), collapse=" + "))
mod_bt_multi <- glm(as.formula(formule_bt),
                   data = df, family = binomial)

summary(mod_bt_multi)

```

exemple avec plusieurs variables explicatives

```

##
## Call:
## glm(formula = as.formula(formule_bt), family = binomial, data = df)
##
## Deviance Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.4686  -0.6508  -0.2860   0.6175   2.7018
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -17.376498   8.810535  -1.972  0.04858 *
## glucose      -0.109313   0.258255  -0.423  0.67209
## pressure     -0.472072   0.380196  -1.242  0.21436
## triceps       0.215423   0.294365   0.732  0.46428
## insulin      0.032937   0.020409   1.614  0.10656
## mass         0.560042   0.641247   0.873  0.38246
## pedigree     2.074414   0.787171   2.635  0.00841 **
## age          1.340740   0.459457   2.918  0.00352 **
## glucose_bt    0.024764   0.043869   0.565  0.57241
## pressure_bt   0.090063   0.072902   1.235  0.21668
## triceps_bt   -0.046585   0.066541  -0.700  0.48386
## insulin_bt   -0.005021   0.003072  -1.634  0.10222
## mass_bt      -0.110755   0.138742  -0.798  0.42471
## pedigree_bt  -1.557066   0.952943  -1.634  0.10227
## age_bt       -0.279298   0.099751  -2.800  0.00511 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 498.10  on 391  degrees of freedom
## Residual deviance: 325.77  on 377  degrees of freedom
## AIC: 355.77
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5

```

Ici la p-value de l'age est toujours inferieur à 0.05 on rejette l'hypothèse  $H_0$  de linéarité du logit, il faut adapté la variable age dans ce cas, si on veut l'ajouter au modèle

### adaptation avec la fonction logit

```
#on adapte la variable age qui n'est pas n'est pas purement linéaire avec logit
df$age2 <- log(df$age) #on la renomme après age2
#donc on refait tout le processus
vars2 <- c("glucose","pressure","triceps","insulin","mass","pedigree","age2")
for (v in vars2) {
  df[[paste0(v,"_bt")]] <- df[[v]] * log(df[[v]])
}

formule_bt2 <- paste0("diabetes ~ ",
  paste(vars2, collapse=" + "), " + ",
  paste(paste0(vars2,"_bt"), collapse=" + "))
mod_bt_multi2 <- glm(as.formula(formule_bt2),
  data = df, family = binomial)

summary(mod_bt_multi2)
```

```
##
## Call:
## glm(formula = as.formula(formule_bt2), family = binomial, data = df)
##
## Deviance Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.5050  -0.6424  -0.2787   0.6199   2.7195
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -1.178e+02  4.367e+01  -2.697  0.00700 **
## glucose     -1.185e-01  2.585e-01  -0.458  0.64659
## pressure    -4.813e-01  3.824e-01  -1.259  0.20816
## triceps      2.288e-01  2.942e-01   0.778  0.43661
## insulin      3.316e-02  2.043e-02   1.623  0.10455
## mass         5.751e-01  6.413e-01   0.897  0.36984
## pedigree     2.085e+00  7.868e-01   2.650  0.00804 **
## age2         6.961e+01  2.802e+01   2.485  0.01297 *
## glucose_bt   2.631e-02  4.391e-02   0.599  0.54903
## pressure_bt  9.194e-02  7.331e-02   1.254  0.20980
## triceps_bt  -4.991e-02  6.648e-02  -0.751  0.45280
## insulin_bt  -5.054e-03  3.077e-03  -1.643  0.10044
## mass_bt     -1.140e-01  1.388e-01  -0.822  0.41125
## pedigree_bt -1.568e+00  9.540e-01  -1.643  0.10035
## age2_bt     -2.989e+01  1.239e+01  -2.412  0.01588 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 498.10  on 391  degrees of freedom
```

```
## Residual deviance: 325.83 on 377 degrees of freedom
## AIC: 355.83
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

L'âge étant toujours significatif au test de box tidwell malgré la fonction logit, on utilise la librairie mfp qui sélectionne automatiquement la (ou les) meilleures puissances pour adapter notre variable âge

```
# 2) fit d'une logistique avec FP sur age (mettre fp() sur les variables à adapter)
mod_fp <- mfp(
  diabetes ~ fp(age) + glucose + pressure + triceps +
    insulin + mass + pedigree,
  family = binomial, data = df
)

# 3) résumé du modèle
summary(mod_fp)
```

```
##
## Call:
## glm(formula = diabetes ~ glucose + I((age/10)^-2) + pedigree +
##      mass + insulin + triceps + pressure, family = binomial, data = df)
##
## Deviance Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.8148  -0.6669  -0.3264   0.6210   2.5414
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)  -6.650e+00  1.250e+00  -5.319 1.05e-07 ***
## glucose       3.717e-02  5.827e-03   6.378 1.79e-10 ***
## I((age/10)^-2) -1.206e+01  2.586e+00  -4.662 3.13e-06 ***
## pedigree      1.058e+00  4.255e-01   2.487  0.0129 *
## mass          6.819e-02  2.699e-02   2.526  0.0115 *
## insulin       -5.728e-04  1.332e-03  -0.430  0.6672
## triceps       7.541e-03  1.730e-02   0.436  0.6629
## pressure      -4.438e-03  1.182e-02  -0.376  0.7072
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 498.10 on 391 degrees of freedom
## Residual deviance: 336.85 on 384 degrees of freedom
## AIC: 352.85
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

on transforme alors la variable âge de cette façon:  $(age/10)^{-2}$  on vérifie dans un modèle de box\_tidwell cette adaptation:

```

#on ajoute les variables adapté a notre df pour le verifier ensuite
df$age2 <- (df$age / 10)^(-2)
df$age2_bt <- df$age2 * log(df$age/10)

mod_multi_adapt <- glm(as.formula(formule_bt2),
                      data = df, family = binomial)
summary(mod_multi_adapt)

##
## Call:
## glm(formula = as.formula(formule_bt2), family = binomial, data = df)
##
## Deviance Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.5764  -0.6401  -0.2769   0.6233   2.7284
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)  -5.591995   8.368156  -0.668  0.50398
## glucose      -0.127779   0.258697  -0.494  0.62135
## pressure     -0.496726   0.383945  -1.294  0.19575
## triceps       0.237325   0.293498   0.809  0.41874
## insulin       0.033987   0.020413   1.665  0.09592 .
## mass          0.624351   0.639749   0.976  0.32910
## pedigree      2.085251   0.786080   2.653  0.00798 **
## age2        -26.549137  13.031098  -2.037  0.04161 *
## glucose_bt     0.027857   0.043951   0.634  0.52620
## pressure_bt    0.095002   0.073597   1.291  0.19676
## triceps_bt    -0.052146   0.066322  -0.786  0.43172
## insulin_bt    -0.005186   0.003075  -1.687  0.09168 .
## mass_bt       -0.124614   0.138421  -0.900  0.36799
## pedigree_bt   -1.553122   0.953219  -1.629  0.10324
## age2_bt       25.058566  21.380979   1.172  0.24120
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 498.10  on 391  degrees of freedom
## Residual deviance: 326.32  on 377  degrees of freedom
## AIC: 356.32
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5

```

la variables age à bien été adapté au modèle, il n'est plus significatif avec une p-value > 0.05 au test de box\_tidwel

### hypothèse 3 éviter les multicollinéarités

la meilleur méthodes verification est la méthodes par le VIF ### Vérification du VIF

```

#vérification des VIF, avec modèle glm(simple)
formule <- paste0("diabetes ~ ",
                  paste(vars, collapse=" + "), collapse=" + ") #format d'écriture pour le modèle glm
mod_multi<- glm(as.formula(formule),
                data = df, family = binomial) #modèle glm
#vérification des vif
vif(mod_multi) #dans ce dataset les vif sont inferieur à 5 on est bon

```

```

## glucose pressure triceps insulin mass pedigree age
## 1.372081 1.190718 1.658114 1.379178 1.823170 1.016410 1.150417

```

les VIF semblent correcte inferieur à 5

#### hypothèses 4 l'indépendance des variables explicatives

la meilleur façon de vérifier cette hypothèse reste le graphique des résidus en fonction du temps: dans notre graphique comme il n'y a pas de variable chronologique on se baseras sur l'ordre des observations directement

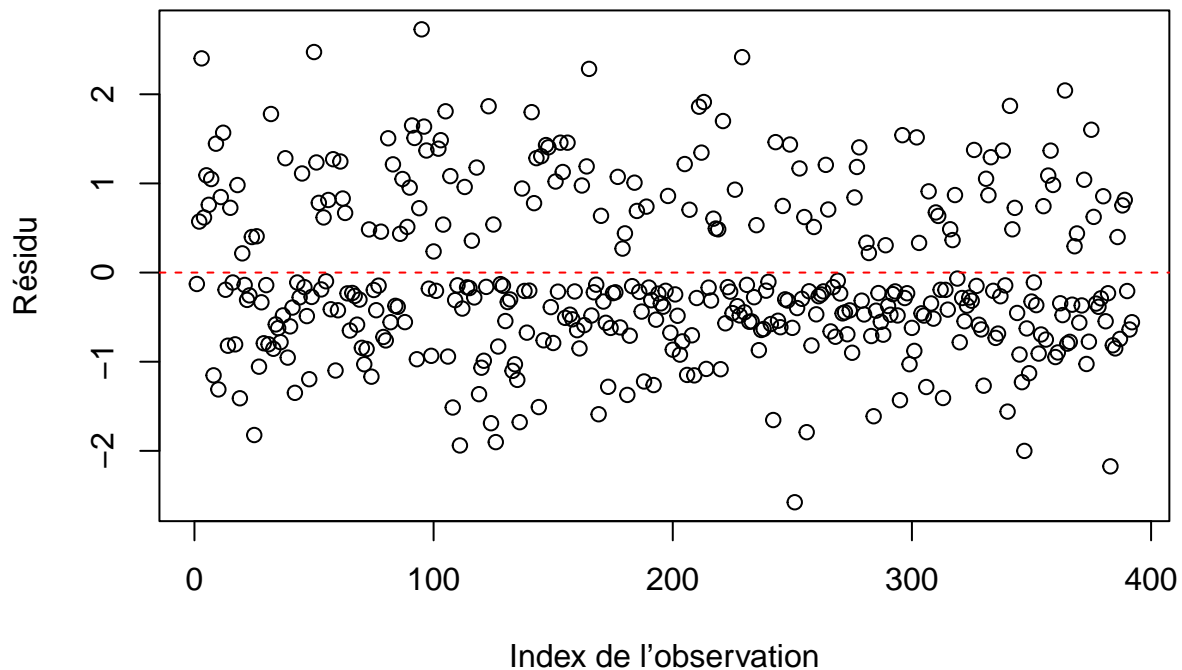
```

#dans le cas ou il y'aurait eu une variable date:
# Assure-toi que la variable date est bien au format Date
df$date <- as.Date(df$date)
# Puis trie le dataframe selon la date (ordre croissant)
df <- df[order(df$date), ]

# 1. reprendre le modèle mod_multi_adapt
mod_multi_adapt <- mod_multi_adapt #inutile
# 2. Extraire les résidus (Pearson ou de deviance)
residus <- resid(mod_multi_adapt, type = "deviance") # ou type = "pearson"
# 3. Tracer les résidus en fonction de l'ordre des observations
plot(residus, type = "p", main = "Résidus en fonction de l'ordre",
     xlab = "Index de l'observation", ylab = "Résidu")
abline(h = 0, col = "red", lty = 2)

```

## Résidus en fonction de l'ordre



```
# Compter les positifs et négatifs
n_positifs <- sum(residus > 0)
n_negatifs <- sum(residus < 0)

# Afficher les résultats
cat("Résidus positifs :", n_positifs, "\n")
```

```
## Résidus positifs : 130
```

```
cat("Résidus négatifs :", n_negatifs, "\n")
```

```
## Résidus négatifs : 262
```

```
total <- length(residus)
prop_positifs <- n_positifs / total
prop_negatifs <- n_negatifs / total

prop_negatifs
```

```
## [1] 0.6683673
```

```
prop_positifs
```

```
## [1] 0.3316327
```



## hypothèses 5 les variables abérante et comment les retirer

```
library(ggplot2)
library(gridExtra)

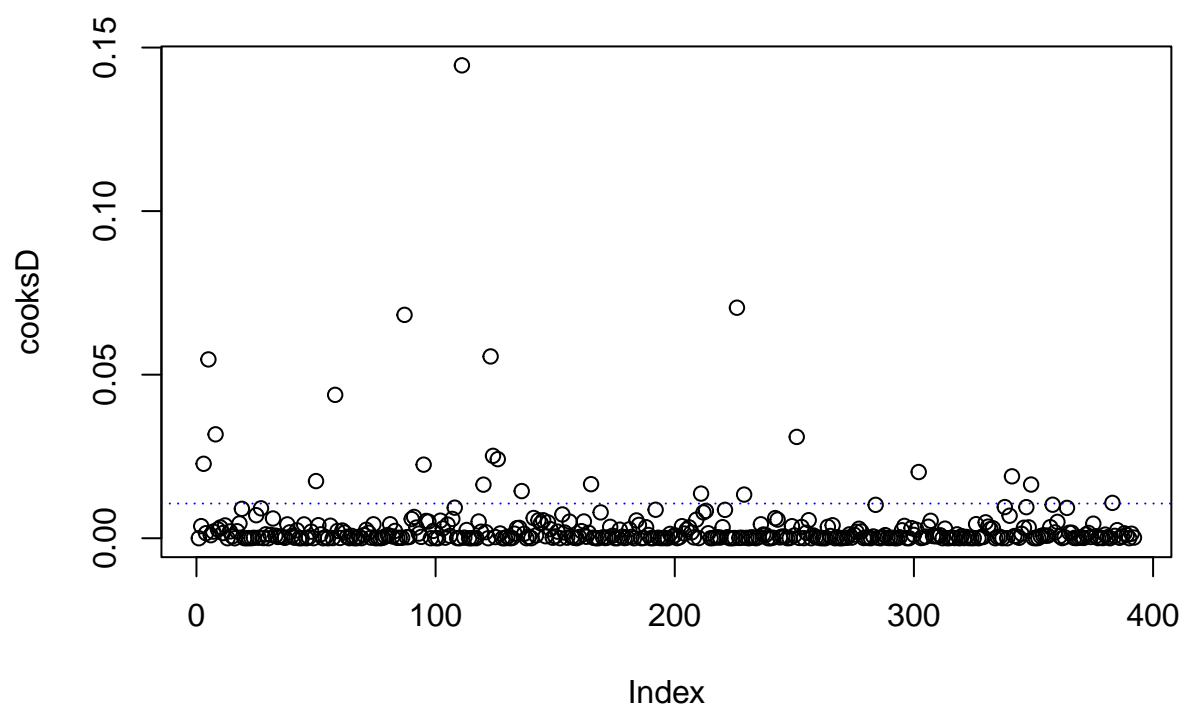
#on repren le modèle multiple avec toutes no variable pour notre regression logisitique
mod_multi_adapt

##
## Call:  glm(formula = as.formula(formule_bt2), family = binomial, data = df)
##
## Coefficients:
## (Intercept)      glucose      pressure      triceps      insulin      mass
## -5.591995    -0.127779    -0.496726     0.237325     0.033987     0.624351
## pedigree      age2      glucose_bt      pressure_bt      triceps_bt      insulin_bt
##  2.085251    -26.549137     0.027857     0.095002    -0.052146    -0.005186
## mass_bt      pedigree_bt      age2_bt
## -0.124614    -1.553122     25.058566
##
## Degrees of Freedom: 391 Total (i.e. Null);  377 Residual
## Null Deviance:      498.1
## Residual Deviance: 326.3      AIC: 356.3

#trouve la Cook's distance pour chaque observation dans le jeu de donnée
cooksD <- cooks.distance(mod_multi_adapt)

# graphique de la distance de Cook with avec une ligne horizontale a 4/n et voir ce qui dépasse
#exceed this thresdhold
n <- nrow(df)
p <- length(coef(mod_multi_adapt)) # nb de paramètres (incluant l'intercept)
plot(cooksD, main = "Cooks Distance for Influential Obs")
abline(h = 4/(n-p), col = "blue", lty = 3) # rajoute la limite (pour p predicteur)
```

## Cooks Distance for Influential Obs



```
influents <- which(cooksD > 4/(n-p))
df[influents, ] # affiche les lignes influentes
```

##	pregnant	glucose	pressure	triceps	insulin	mass	pedigree	age	diabetes
## 7	3	78	50	32	88	31.0	0.248	26	pos
## 14	1	189	60	23	846	30.1	0.398	59	pos
## 19	1	103	30	38	83	43.3	0.183	33	neg
## 110	0	95	85	25	36	37.4	0.247	24	pos
## 126	1	88	30	42	99	55.0	0.496	26	pos
## 178	0	129	110	46	130	67.1	0.319	26	pos
## 198	3	107	62	13	48	22.9	0.678	23	pos
## 229	4	197	70	39	744	36.7	2.329	31	neg
## 248	0	165	90	33	680	52.3	0.427	23	neg
## 255	12	92	62	7	258	27.6	0.926	44	pos
## 259	1	193	50	16	375	25.9	0.655	24	neg
## 261	3	191	68	15	130	30.9	0.299	34	neg
## 287	5	155	84	44	545	38.7	0.619	34	neg
## 329	2	102	86	36	120	45.5	0.127	23	pos
## 415	0	138	60	35	167	34.6	0.534	21	pos
## 446	0	180	78	63	14	59.4	2.420	25	pos
## 449	0	104	64	37	64	33.6	0.510	22	pos
## 488	0	173	78	32	265	46.5	1.159	58	neg
## 585	8	124	76	24	600	28.7	0.687	52	pos
## 660	3	80	82	31	70	34.2	1.292	27	pos
## 674	3	123	100	35	240	57.3	0.880	22	neg

```
## 745      13      153      88      37      140 40.6      1.174 39      neg
##      age_bt glucose_bt pressure_bt triceps_bt insulin_bt      mass_bt
## 7      84.71051      339.8233      195.6012      110.90355      394.0056      106.45360
## 14      240.57471      990.6902      245.6607      72.11637      5702.4794      102.47621
## 19      115.38475      477.3771      102.0359      138.22827      366.7638      163.16101
## 110      76.27329      432.6183      377.6254      80.47190      129.0067      135.45048
## 126      84.71051      394.0056      102.0359      156.98212      454.9169      220.40333
## 178      84.71051      626.9158      517.0528      176.11750      632.7795      282.23495
## 198      72.11637      499.9927      255.8823      33.34434      185.8176      71.70304
## 229      106.45360      1040.7911      297.3947      142.87890      4919.3585      132.22191
## 248      72.11637      842.4810      404.9829      115.38475      4435.0231      206.95091
## 255      166.50434      416.0045      255.8823      13.62137      1432.6636      91.57172
## 259      76.27329      1015.6992      195.6012      44.36142      2222.5973      84.28489
## 261      119.89626      1003.1842      286.9265      40.62075      632.7795      106.01037
## 287      119.89626      781.7309      372.1886      166.50434      3433.9283      141.48099
## 329      72.11637      471.7472      383.0739      129.00668      574.4990      173.70591
## 415      63.93497      679.9610      245.6607      124.43718      854.7050      122.61734
## 446      80.47190      934.7322      339.8233      261.01749      36.9468      242.60708
## 449      68.00293      483.0167      266.1685      133.60396      266.1685      118.08808
## 488      235.50569      891.5194      339.8233      110.90355      1478.6284      178.53453
## 585      205.46467      597.7149      329.1357      76.27329      3838.1578      96.34295
## 660      88.98760      350.5621      361.3510      106.45360      297.3947      120.80212
## 674      68.00293      591.8987      460.5170      124.43718      1315.3533      231.96763
## 745      142.87890      769.6570      394.0056      133.60396      691.8299      150.37298
##      pedigree_bt      age2      age2_bt
## 7      -0.34579298      0.14792899      0.14134785
## 14      -0.36667870      0.02872738      0.05098973
## 19      -0.31078325      0.09182736      0.10963475
## 110      -0.34539663      0.17361111      0.15199110
## 126      -0.34778496      0.14792899      0.14134785
## 178      -0.36447797      0.14792899      0.14134785
## 198      -0.26347622      0.18903592      0.15744974
## 229      1.96902741      0.10405827      0.11773175
## 248      -0.36336473      0.18903592      0.15744974
## 255      -0.07119185      0.05165289      0.07652916
## 259      -0.27714363      0.17361111      0.15199110
## 261      -0.36098620      0.08650519      0.10586293
## 287      -0.29690335      0.08650519      0.10586293
## 329      -0.26207316      0.18903592      0.15744974
## 415      -0.33500994      0.22675737      0.16823976
## 446      2.13871745      0.16000000      0.14660652
## 449      -0.34340572      0.20661157      0.16290441
## 488      0.17101922      0.02972652      0.05225499
## 585      -0.25791422      0.03698225      0.06097110
## 660      0.33099930      0.13717421      0.13624853
## 674      -0.11249337      0.20661157      0.16290441
## 745      0.18832923      0.06574622      0.08947906
```

```
nrow(df[influents, ]) #il y a 28 lignes influentes donc trop forte et influent trop le modèle (que l'on
```

```
## [1] 22
```

```
# pour les supprimer, on prend df[-influents, ]
df_clean <- df[-influents, ]
```

df\_clean est donc notre nouveau jeu de donnée sans valeur “aberrante” (valeurs trop “rare”)

## mise en place du modèle finale

```
model_prefinale <- glm(diabetes ~ glucose + pressure + triceps + insulin + mass + pedigree + age2, data = df_clean, family = binomial)
summary(mod_multi_adapt)
```

```
##
## Call:
## glm(formula = as.formula(formule_bt2), family = binomial, data = df)
##
## Deviance Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.5764  -0.6401  -0.2769   0.6233   2.7284
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)  -5.591995   8.368156  -0.668  0.50398
## glucose      -0.127779   0.258697  -0.494  0.62135
## pressure     -0.496726   0.383945  -1.294  0.19575
## triceps       0.237325   0.293498   0.809  0.41874
## insulin       0.033987   0.020413   1.665  0.09592 .
## mass          0.624351   0.639749   0.976  0.32910
## pedigree      2.085251   0.786080   2.653  0.00798 **
## age2        -26.549137  13.031098  -2.037  0.04161 *
## glucose_bt    0.027857   0.043951   0.634  0.52620
## pressure_bt   0.095002   0.073597   1.291  0.19676
## triceps_bt   -0.052146   0.066322  -0.786  0.43172
## insulin_bt   -0.005186   0.003075  -1.687  0.09168 .
## mass_bt      -0.124614   0.138421  -0.900  0.36799
## pedigree_bt  -1.553122   0.953219  -1.629  0.10324
## age2_bt      25.058566  21.380979   1.172  0.24120
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 498.10  on 391  degrees of freedom
## Residual deviance: 326.32  on 377  degrees of freedom
## AIC: 356.32
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

On retire les prédictors non-significatifs avec une P-value supérieur à 0.05:

```
model_finale <- glm(diabetes ~ glucose + mass + pedigree + age2, data = df_clean, family = binomial)
summary(model_finale)
```

```
##
## Call:
## glm(formula = diabetes ~ glucose + mass + pedigree + age2, family = binomial,
##      data = df)
##
## Deviance Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.8796  -0.6549  -0.3303   0.6356   2.5778
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept)  -6.768592    1.028089  -6.584 4.59e-11 ***
## glucose       0.035765    0.005011   7.137 9.54e-13 ***
## mass         0.071212    0.020359   3.498 0.000469 ***
## pedigree     1.069722    0.421978   2.535 0.011244 *
## age2        -12.031214    2.442044  -4.927 8.36e-07 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##      Null deviance: 498.10  on 391  degrees of freedom
## Residual deviance: 337.36  on 387  degrees of freedom
## AIC: 347.36
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 5
```

on garde donc le modèle finale "model\_finale"

#teste de préiction:

```
# 5 dernières lignes de df, enregistrées dans df_derniers
df_derniers <- tail(df, 5)
dernier_clean <- df_derniers[ , -c(1,1)]
dernier_clean2 <- dernier_clean[ , -c(2, 3, 4,7,8,9,10,11,12,13,14,15,17,18)]
#on prédit
(prediction <- predict(model_finale,newdata = dernier_clean2,type = "response"))
```

```
##           754           756           761           764           766
## 0.77661355 0.65935322 0.03678301 0.28218062 0.16110750
```

A ce niveau on peut tester avec toute sorte de données qui respecte l'ordre des variables dans lequel sont enregistré les données dans PimaIndiansDiabetes2. par exemple avec vos propres données vitales si vous les connaissez