





Modèles Linéaires

Correction Séance 5 Licence 3 MIASHS (2022-2023)

Guillaume Metzler, Francesco Amato Institut de Communication (ICOM) Université de Lyon, Université Lumière Lyon 2 Laboratoire ERIC UR 3083, Lyon, France

guillaume.metzler@univ-lyon2.fr; francesco.amato@univ-lyon2.fr

Résumé

Cette quatrième se focalise sur un modèle généralisé des modèles linéaires que l'on appelle la **régression logistique** :

- Présentation de la régression logistique
- Estimation par maximum de vraisemblance
- Evaluation du modèle et applications

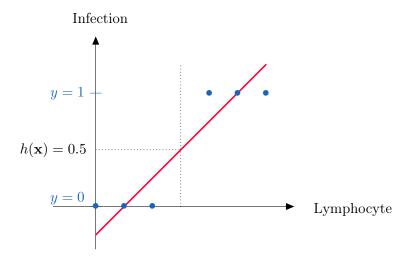
1 Vers l'intérêt de la régression logistique

Plaçons dans un contexte un peu différent de celui que nous avons traité jusqu'à présent, et considérons l'exemple suivant.

On cherche à construire un modèle de régression capable de déterminer si un individu est atteint ou non d'une infection en fonction de sa numération en lymphocytes. La variable prédite peut prendre deux valeurs : 1 si la personne a une infection et 0 sinon.

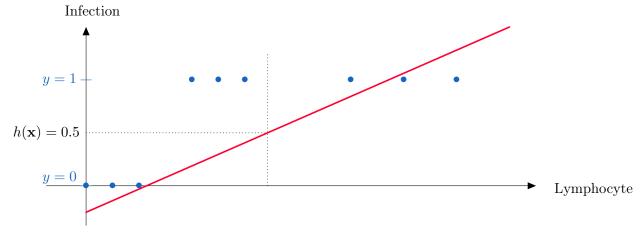
À première vue, rien ne nous empêche d'apprendre un modèle linéaire pour tenter d'ajuster notre nouveau nuage de points, comme illustré ci-dessous.





Il suffira alors de prendre un seuil, sur les valeurs prises par notre hypothèse h, audelà duquel un individu sera considéré comme malade, e.g. on considère qu'un exemple \mathbf{x} appartient à la classe positive (y=1) lorsque l'hypothèse h renvoie une valeur supérieure à 0.5 (i.e. négatif sur la partie gauche et positif sur la partie droite). Dans cet exemple, cela fonctionne bien.

Considérons maintenant un autre cas où le nombre de lymphocytes peut être extrêmement élevé, ce qui signifie que l'infection est grave. Ce nouvel ensemble de données est représenté ci-dessous.

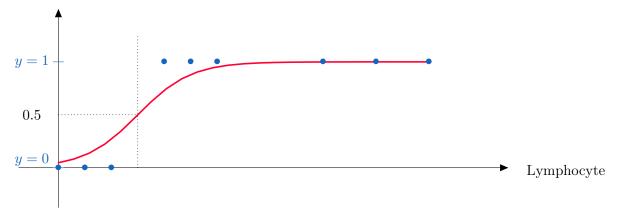


Cette fois-ci, nous constatons que si nous utilisons le même seuil, nous manquons des cas positifs ou des personnes infectées.

2 Vers la Régression Logistique

L'exemple précédent montre que la façon dont nous modélisons notre problème n'est pas bien choisie, nous avons besoin d'une structure différente, c'est-à-dire d'une courbe plus adaptée à la structure de nos données. Par exemple, nous avons besoin d'un modèle qui soit représenté comme suit :

Infection



Un tel modèle prend ses valeurs dans [0,1] et nous pouvons donc dire qu'il estime la probabilité d'avoir une infection. Pour transformer les valeurs prédites par un modèle de régression linéaire en probabilités, nous utilisons la fonction logistique, i.e. nous calculons :

$$\frac{1}{1 + \exp\left(-\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}\right)}.$$

On parle alors de Régression Logisitque.

Régression Logistique : théorie et apprentissage Le modèle de Régression Logistique, également appelé modèle logit, a été introduit au milieu du 20^{me} siècle, mais l'utilisation des modèles logit remonte à la fin du 19^{me} siècle.

Pour estimer la probabilité qu'un exemple appartienne à une classe donnée, par exemple la classe positive : $\eta = Pr(Y=1 \mid X)$, la régression logistique vise à calculer le logarithme du odds, c'est-à-dire le rapport des probabilités. Nous estimons ensuite le logarithme de ce rapport à l'aide d'un modèle linéaire :

$$\ln \left(\frac{Pr(y=1 \mid \mathbf{x})}{Pr(y=0 \mid \mathbf{x})} \right) = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon.$$

Ainsi, une fois les paramètres β du modèle sont appris, nous pouvons calculer la probabilité d'appartenir à la classe 1 :

$$Pr(y = 1 \mid \mathbf{x}) = \frac{\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})} = \frac{1}{1 + \exp(-\boldsymbol{\beta}\mathbf{x})}.$$

Une telle fonction est appelée fonction logistique et prend ses valeurs dans [0, 1]. Un exemple \mathbf{x}_i est (généralement) prédit dans la classe 1 si $Pr(y=1 \mid \mathbf{x}) > 0.5$, c'est-à-dire si $x\beta > 0$. Compte tenu d'une tâche et d'un objectif, nous pouvons choisir de modifier ce seuil.

Pour estimer les paramètres du modèle, nous maximisons la vraisemblance des données $\mathcal{L}(\beta, S)$, où $S = \{\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_m\}$ est un ensemble de m exemples.

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}, S) = \prod_{i=1}^{m} Pr(Y = y_i \mid X = \mathbf{x}_i),$$

$$\downarrow \text{ on sépare } y_i = 0 \text{ et } y_i = 1$$

$$= \prod_{i=1, y_i = 1}^{m} Pr(Y = y_i \mid X = \mathbf{x}_i) \times \prod_{i=1, y_i = 0}^{m} Pr(Y = y_i \mid X = \mathbf{x}_i),$$

$$\downarrow \text{ on utilise le fait que l'on suit une loi de Bernoulli}$$

$$\downarrow \text{ nous n'avons que deux issues possibles}$$

$$= \prod_{i=1}^{m} \left(\frac{1}{1 + \exp(-\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})}\right)^{y_i} \times \left(\frac{1}{1 + \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})}\right)^{(1-y_i)}.$$

Notez que nous préférons généralement minimiser la log-vraisemblance négative des données :

$$\ell(\boldsymbol{\beta}, S) = -\ln(\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}, S)),$$

$$= -\sum_{i=1}^{m} y_i \ln\left(\frac{1}{1 + \exp(-\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})}\right) + (1 - y_i) \ln\left(1 - \frac{1}{1 + \exp(-\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})}\right).$$

Ce faisant, nous trouvons la fonction de perte logistique introduite précédemment. Dans ce qui suit, par souci de simplicité, nous fixerons $g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}) = \frac{1}{1 + \exp{(-\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})}}$. On est donc ramené à résoudre le problème d'optimisation suivant

$$\min_{\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^{d+1}} -\frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} y_i \ln \left(g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_i) \right) + (1 - y_i) \ln \left(1 - g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_i) \right).$$

Nous divisons la perte par un facteur m afin d'être cohérent avec la notion de moyenne des erreurs



Par rapport au modèle linéaire de régression des moulinets, il n'existe pas de solutions analytiques. Cependant, le problème étant convexe, nous pouvons utiliser un algorithme basé sur le gradient pour trouver une solution.

Apprentissage du modèle On peut calculer le gradient de la fonction ℓ par rapport au vecteur $\boldsymbol{\beta}$. On a donc

$$\nabla \ell(\boldsymbol{\beta}, S) = \begin{bmatrix} \frac{\partial \ell}{\partial \beta_0}(\boldsymbol{\beta}, S) \\ \frac{\partial \ell}{\partial \beta_1}(\boldsymbol{\beta}, S) \\ \vdots \\ \frac{\partial \ell}{\partial \beta_d}(\boldsymbol{\beta}, S) \end{bmatrix},$$

$$= -\sum_{i=1}^{m} -y_i (1 - g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_i)) \mathbf{x}_i + (1 - y_i) g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_i) \mathbf{x}_i,$$

$$= -\sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \frac{1}{1 + \exp(-\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})} \right) \mathbf{x}_i.$$

Nous pouvons ensuite appliquer l'algorithme de descente de gradient en utilisant l'expression ci-dessus du gradient de la log-vraisemblance négative (on l'appellera fonction de coût):

$$\boldsymbol{\beta}^{(k+1)} = \boldsymbol{\beta}^{(k)} - n \, \nabla \ell(\boldsymbol{\beta}^{(k)}, S).$$

 $k=1,2,\ldots$ et η est le pas d'apprentissage.

La plupart du temps, nous utilisons l'algorithme de descente de gradient de Newton-Raphson pour minimiser notre fonction de coût, i.e. nous utilisons la matrice hessienne de ℓ dans notre procédure de minimisation au lieu du pas d'apprentissage η .

Cette matrice hessienne est donnée par

$$\nabla^{2}\ell(\boldsymbol{\beta}, S) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^{2}\ell}{\partial\beta_{0}^{2}}(\boldsymbol{\beta}, S) & \cdots & \frac{\partial^{2}\ell}{\partial\beta_{0}\partial\beta_{d}}(\boldsymbol{\beta}, S) \\ \frac{\partial^{2}\ell}{\partial\beta_{1}\partial\beta_{0}}(\boldsymbol{\beta}, S) & \cdots & \frac{\partial^{2}\ell}{\partial\beta_{1}\partial\beta_{d}}(\boldsymbol{\beta}, S) \\ \vdots & & \vdots \\ \frac{\partial^{2}\ell}{\partial\beta_{d}\partial\beta_{0}}(\boldsymbol{\beta}, S) & \cdots & \frac{\partial^{2}\ell}{\partial\beta_{d}^{2}}(\boldsymbol{\beta}, S) \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^{m} g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_{i}) \left(1 - g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_{i})\right) \mathbf{x}_{i} \mathbf{x}_{i}^{T}.$$

On peut exprimer la matrice hessienne sous une forme plus compacte comme suit :

$$\nabla^2 \ell(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}) = \mathbf{X}^T \mathbf{G} \mathbf{X},$$

où $\mathbf{X} \in \mathbb{R}^{m \times (d+1)}$ est la matrice de design (matrice *i.e.* des données) et $\mathbf{G} \in \mathbb{R}^{m \times m}$ est la matrice définie par :

$$G = \begin{bmatrix} g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_1) \left(1 - g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_1)\right) & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_2) \left(1 - g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_2)\right) & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & & & \cdots & 0 & g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_m) \left(1 - g(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{x}_m)\right) \end{bmatrix}.$$

Notez qu'avec l'expression ci-dessus, la matrice hessienne est exprimée comme une combinaison linéaire positive de matrices de Gram et est donc une matrice semi-définie positive. L'algorithme de Newton-Raphson est donc le suivant :

$$\boldsymbol{\beta}^{(k+1)} = \boldsymbol{\beta}^{(k)} - \left(\nabla^2 \ell(\boldsymbol{\beta}^{(k)}, S)\right) \nabla \ell(\boldsymbol{\beta}^{(k)}, S),$$

qui présente un taux de convergence plus rapide que l'algorithme standard de descente de gradient à pas constant.

3 Mise en pratique

Pour illustrer l'utilisation de la Régression Logistique, on se base sur la présentation effectuée ici et on se servira également du jeux de données leukemya

```
data = read.csv("data/leukemia.csv",sep=";")
head(data)
    REMISS CELL SMEAR INFIL LI BLAST TEMP
##
        1 0.8 0.83 0.66 1.9 1.10 1.00
        1 0.9 0.36 0.32 1.4 0.74 0.99
## 2
        0 0.8 0.88 0.70 0.8 0.18 0.98
         0 1.0 0.87 0.87 0.7 1.05 0.99
## 5
         1 0.9 0.75 0.68 1.3 0.52 0.98
         0 1.0 0.65 0.65 0.6 0.52 0.98
```

On s'intéresse ici la prédiction de la valeur de la variable rémission après traitement (REMISS) en fonction des différentes informations :

• CELL : Cellularité (pourcentage) du caillot de moelle,

- **SMEAR** : Pourcentage différentiel de blastes cancéreux,
- INFIL : Pourcentage d'infiltration de leucémie médullaire absolue,
- LI : Indice d'étiquetage en pourcentage des cellules leucémiques de la moelle osseuse (vis-à-vis autres cells),
- BLAST : Nombre absolu de blastes cancéreux, en milliers,
- TEMP : Température la plus élevée avant le début du traitement.

On cherche donc à savoir si un traitement administré à un patient fonctionnera ou non. On peut commencer par regarder la répartition de la variable que l'on cherche à prédire **REMISS**.

```
# La fonction "table", donne une table avec le nombre d'occurrences
# de l'objet fourni
prop = table(data$REMISS)
prop

##
## 0 1
## 18 9
```

Dans notre jeu de données, nous avons donc 9 patients qui sont entrés en rémission et 18 patients pour lesquels le traitement n'a pas fonctionné.

On va maintenant chercher à construire notre modèle qui nous permettra d'effectuer notre tâche prédictive et on testera ensuite son efficacité sur un jeu de données indépendant. Pour cela, on commence par séparer notre jeu de données en deux ensembles (Figure 1) : train et test, le premier nous servira à apprendre les paramètres $\boldsymbol{\beta}$ du modèle et le deuxième à tester notre modèle, i.e. voir si le modèle appris est capable de généraliser sur des données semblables.

Pour cela, on commencer par séparer notre jeu de données en deux ensembles

```
# On fixe la graine, pour s'assurer que l'on obtienne bien des résultats identiques
set.seed(4)

# Partition du jeu de données avec la fonction
library(caret)

## Loading required package: lattice
## Loading required package: ggplot2
```

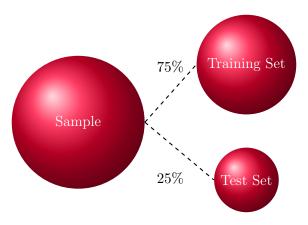


FIGURE 1 – Séparation du jeu de données en train/test avec une répartition 75/25

```
index_train <- createDataPartition(y=data$REMISS, p = 0.75, list=FALSE)
train <- data[index_train,]
test <- data[-index_train,]</pre>
```

La fonction **createDataPartition** permet de créer une liste d'indice contenant 75% des exemples ici tout en conservant la proportion des classes en présence.

On peut maintenant apprendre notre modèle logistique à l'aide de la fonction $\operatorname{\mathbf{glm}}$ de \P

```
mymodel = glm(REMISS ~ ., data = train, family=binomial)
summary(mymodel)
##
## Call:
## glm(formula = REMISS ~ ., family = binomial, data = train)
##
## Deviance Residuals:
                 1Q
                     Median
       Min
                                    3Q
                                            Max
## -1.7929 -0.6075
                    -0.1383
                               0.1845
                                         1.6706
##
## Coefficients:
##
               Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## (Intercept) -127.025
                          172.241
                                    -0.737
                                             0.4608
## CELL
                -14.523
                            22.082 -0.658
                                             0.5107
## SMEAR
                -30.502
                            34.482 -0.885
                                              0.3764
## INFIL
                 41.887
                            39.068
                                     1.072
                                              0.2836
## LI
                  9.476
                             5.148
                                     1.841
                                              0.0657
## BLAST
                                              0.1483
                 -5.135
                             3.552
                                   -1.446
```

```
## TEMP
                128.892
                           172.806
                                    0.746
                                             0.4557
## ---
                   0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## Signif. codes:
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
##
       Null deviance: 26.734
                              on 20
                                     degrees of freedom
                                     degrees of freedom
## Residual deviance: 14.189
                              on 14
## AIC: 28.189
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 6
```

Noter l'utilisation du paramètre "family = binomial" dans la fonction glm. L'argument binomial fait référence à la loi binomial et donc au fait que la valeur que l'on cherche à prédire ne peut prendre que deux modalités (0 ou 1).

La significativté des coefficients s'interprète de la même façon que pour le modèle linéaire classique. Ici on remarque que toutes les variables **ne sont pas** significatives sauf la variable **LI**. La qualité du modèle est évaluée selon le critère **AIC** qui est un critère analogue au **BIC** (noter qu'il existe un **AICc**, *i.e.* un **AIC** corrigé pour les échantillons de petites tailles). On

Remarques : cette analyse est à nuancer étant donnée le faible nombre d'exemples dont nous disposons pour effectuer cette analyse. Le critère AIC peut notamment être employé pour effectuer de la sélection de modèle, *i.e.* construire un modèle plus simple mais qui ne contient qu'un nombre restreint de variables.

```
mymodel_bis = glm(REMISS ~ CELL+LI, data=train, family=binomial)
summary(mymodel_bis)
##
## Call:
## glm(formula = REMISS ~ CELL + LI, family = binomial, data = train)
##
## Deviance Residuals:
                 1Q
                      Median
##
       Min
                                    30
                                             Max
## -2.0137 -0.5909
                     -0.3507
                                0.4643
                                         1.5281
##
## Coefficients:
               Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
##
## (Intercept) -11.377
                                    -1.393
                              8.164
                                               0.1635
## CELL
                  6.704
                              7.549
                                      0.888
                                               0.3745
                  4.309
## LI
                              2.004
                                      2.150
                                               0.0315 *
```

```
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## (Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)
##
## Null deviance: 26.734 on 20 degrees of freedom
## Residual deviance: 17.562 on 18 degrees of freedom
## AIC: 23.562
##
## Number of Fisher Scoring iterations: 6
```

Ce nouveau modèle a un **AIC** plus petit que le modèle complet et présente donc une qualité supérieure.

Capacités prédictives du modèle On cherche maintenant à savoir si notre modèle est capable d'effectuer de bonnes prédictions. On va commencer par regarder (i) s'il a réussi à apprendre quelque chose de nos donnée. On teste donc ses performances sur le train. Enfin, (ii) s'il est capable de généraliser et donc tester ses performances sur des données tests qu'il na pas rencontré lors de l'apprentissage. On effectuera notre étude sur notre modèle réduit.

• Train : on regarder les prédictions sur le train

```
predictTrain = predict(mymodel_bis,newdata=train, type="response")
summary(predictTrain)
## Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.
## 0.001374 0.071327 0.226925 0.333333 0.516728 0.934154
tapply(predictTrain, train$REMISS, mean)
## 0 1
## 0.2060604 0.5878791
```

• Test : on regarde les prédictions sur le test

```
predictTest = predict(mymodel_bis,newdata=test, type="response")

summary(predictTest)

## Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.

## 0.007655 0.023762 0.285611 0.420586 0.849207 0.971087

tapply(predictTest, test$REMISS, mean)

## 0 1

## 0.2589253 0.7439072
```

On voit que les prédictions retournées sont des probabilités d'être en rémission. Par défaut, on suppose que si la probabilité d'être en rémission est plus grande que 0.5, alors le modèle prédit qu'il est plus probable d'avoir une rémission (que de ne pas en avoir).

Pour évaluer les performances du modèle, on va maintenant comparer les prédictions du modèles aux vraies valeurs. On va dresser ce que l'on appelle une $matrice\ de\ confusion.$

```
true_label = test$REMISS
predicted_label = 1*(predictTest>0.5)
res = table(actual = true_label, predict = predicted_label)
res

## predict
## actual 0 1
## 0 3 1
## 1 0 2
```

La table peut se lire de la façon suivante : 2 rémission ont bien été retrouvés par le modèle, 1 individu a été prédit comme entré en rémission alors que ce n'est pas le cas et 3 individus qui ne sont pas en rémission ont bien été prédits comme n'étant pas entrés en rémission.

Bien évidemment, si on change le seuil pour l'assignation des classes, cette table de contingence (autre nom de la matrice de confusion) va aussi être modifiée.

```
true_label = test$REMISS
predicted_label = 1*(predictTest>0.2)
res_other = table(actual = true_label, predict = predicted_label)
res_other

## predict
## actual 0 1
## 0 3 1
## 1 0 2
```

Vers une analyse des performances On peut commencer par évaluer les performances du modèle en évaluant son taux de bonne classification. Ce que l'on appelle aussi l'Accuracy.

```
acc = sum(diag(res)) / sum(res)
acc
## [1] 0.8333333
```

On peut aussi définir des mesures comme la spécificité ou encore la sensibilité du modèle. La sensibilité ou rappel est une quantité qui mesure la proportion de positifs (ici de rémission) retrouvé par le modèle. La spécificité est une quantité qui mesure la proportion de négatifs (ici de non-rémission) retrouvé par le modèle.

```
sensitivity = res[2,2]/sum(res[2,])
sensitivity

## [1] 1

specitivity = res[1,1]/sum(res[1,])
specitivity

## [1] 0.75
```

Il existe d'autres critères comme l'AUC ou tout simplement le tracé de la courbe ROC qui permettent d'avoir une idée des capacités prédictives locales et globales du modèle. Cette mesure est particulièrement adaptée lorsque le modèle retourne des scores d'appartenance à une classe. Mais nous reviendrons sur ces points là dans un cours de *Machine Learning*.