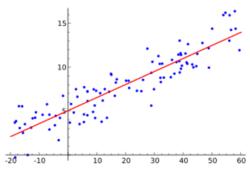
Analyse de données

Rakotoarimalala Tsinjo Tony

Cours 3: Régréssion linéaire multiple

- La régression recouvre plusieurs méthodes d'analyse statistique permettant d'approcher une variable à partir d'autres qui lui sont corrélées.
- un modèle de régression linéaire est un modèle de régression qui cherche à établir une relation linéaire entre une variable, dite expliquée, et une ou plusieurs variables, dites explicatives.
- la régression linéaire multiple est une méthode de régression mathématique étendant la régression linéaire simple pour décrire les variations d'une variable endogène (expliquée) associée aux variations de plusieurs variables exogènes (explicatives).



Droite de régression

- en abscisse la variable explicative (on n'a qu'une seule dans cet exemple), et en ordonnée la variable expliqué
- En bleu on a des nuages de points dans le plan
- En rouge le modèle de régression linéaire

Formalisation du problème

- Étant donné un échantillon $(y_i, X_{i1}, \ldots, X_{ip})$ pour $i \in \{1, n\}$, on cherche à expliquer, avec le plus de précision possible, les valeurs prises par y_i , à partir d'une série de variables explicatives X_{i1}, \ldots, X_{ip} .
- Le modèle théorique, formulé en termes de variables aléatoires, prend la forme

$$y_i = a_0 + a_1 X_{i1} + a_2 X_{i2} + \ldots + a_p X_{ip} + \varepsilon_i, \qquad i = 1, \ldots, n$$

- Les coefficients a_0, a_1, \ldots, a_p sont les paramètres à estimer.
- La forme complète est donc

$$\begin{cases} y_1 = a_0 + a_1 x_{1,1} + \dots + a_p x_{1,p} + \varepsilon_1 \\ y_2 = a_0 + a_1 x_{2,1} + \dots + a_p x_{2,p} + \varepsilon_2 \\ \dots \\ y_n = a_0 + a_1 x_{n,1} + \dots + a_p x_{n,p} + \varepsilon_n \end{cases}$$

Estimateur de moindre carré

L'estimateur utilisé est donc un estimateur linéaire de la forme

$$\hat{y}_i = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 x_{i,1} + \dots + \hat{a}_p x_{i,p}, \quad i = 1 \dots n$$

- Les résidus estimés $\hat{\epsilon}_i \equiv y_i \hat{y}_i$ sont la différence entre la valeur de y observée et estimée
- L'objectif est de choisir les â_i qui minimise la somme des carrées des résidus

$$(\hat{a}_0,.,\hat{a}_p) = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2 = \operatorname{argmin} \sum_{\hat{a}_0,.,\hat{a}_p}^n (y_i - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 x_{i,1} - \dots - \hat{a}_p x_{i,p})^2$$

• Les $\hat{\epsilon}_i$ peuvent être interpréter par la distance de la valeur réelle et la valeur donnée par le modèle

Estimateur de moindre carré

- Minimiser $S = \sum_{i=1}^{n} \hat{\epsilon}_{i}^{2}$ revient à chercher des solutions de $\frac{\partial (\sum \hat{\epsilon}_{i}^{2})}{\partial \hat{a}_{i}} = 0$ pour j allant de 0 à p
- On a pour tout $j = 0, \dots, p$:

$$\frac{\partial(\sum \hat{\epsilon}_i^2)}{\partial \hat{a}_j} = 0 \Leftrightarrow \sum_{i=1}^n x_{i,j} (y_i - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 x_{i,1} - \dots - \hat{a}_p x_{i,p}) = 0$$

Sous forme matricielle

$$\underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ x_{1,1} & x_{2,1} & \cdots & x_{n,1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1,p} & x_{1,p} & \cdots & x_{n,p} \end{pmatrix}}_{X^{T}} \begin{pmatrix} \underbrace{\begin{pmatrix} \hat{y}_{1} \\ \vdots \\ \hat{y}_{n} \end{pmatrix}}_{Y} - \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & x_{1,1} & \cdots & x_{1,p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n,1} & \cdots & x_{n,p} \end{pmatrix}}_{X} \underbrace{\begin{pmatrix} \hat{a}_{0} \\ \hat{a}_{1} \\ \vdots \\ \hat{a}_{p} \end{pmatrix}}_{A} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

ou encore

$$X^{T}\left(Y - X\hat{A}\right) = 0$$

Estimateur de moindre carré

Donc il nous suffit de résoudre l'équation suivante sur A

$$X^{T}\left(Y-X\hat{A}\right)=0$$

C'est-à-dire

$$X^TY = X^TXA \Leftrightarrow A = (X^TX)^{-1}X^TY$$

Cette dernière suppose que X^TX est **inversible** c'est-à-dire X de rang p+1 (pas de colinéarité entre les colonnes (les variables) de X). Dans la pratique on supprime tout simplement les colonnes colinéaires.

Coefficient de détermination

On définit alors les notions suivantes:

Somme de carrées résiduelle

$$SCR = \sum_{n} \left((y_i - \hat{y}_i)^2 \right)$$

Somme de carrées expliquée

$$SCE = \sum_{n} \left((\hat{y}_i)^2 - \bar{y} \right)$$

Somme de carrées totale

$$SCT = SCR + SCE$$

La coefficient de détermination

$$R^2 = \frac{SCE}{SCT}$$

• On a $0 \le R^2 \le 1$. Si R^2 est proche de 0 alors le pouvoir prédictif du modèle est faible et s'il est proche de 1 son pouvoir prédictif est fort