

Introduction à l'apprentissage supervisé

Y. Pradat (*auteur*), L. Verlingue & D. Gautheret (*responsables cours*)

CentraleSupélec (labo MICS) & Institut Gustave Roussy (IGR)

23 janvier 2020



- 1 Notations et méthodes
- 2 Régression linéaire
- 3 Régression logistique
- 4 Modèles à risques proportionnels de Cox

Notations

Notations

- $n, p \in \mathbb{N}^*$ nombre d'observations (unités, individus) et nombre de variables (facteurs, cofacteurs);
- X (resp \mathbf{X}) variable aléatoire scalaire (resp vectorielle);
- $\mathbf{X}_{1:n}$ vecteur (resp matrice) des variables aléatoires X_1, \dots, X_n (resp $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_n$);
- x (resp \mathbf{x}) observation de X (resp \mathbf{X});
- $\mathbf{x}_{1:n}$ observation de $\mathbf{X}_{1:n}$.

Objectif :

- 1 Proposer un modèle mathématique;
- 2 Estimer les paramètres du modèle.

Definition vraisemblance

Définition 1. Modèle statistique

Un modèle statistique est une collection de lois (ou densités) candidates paramétrée par $\theta \in \Theta$

$$\mathcal{M}_\Theta = \{p_\theta | \theta \in \Theta\} \quad (1)$$

Définition 2. Vraisemblance

Soient $\mathbf{x}_{1:n}$ un échantillon d'observations de $\mathbf{X}_{1:n} \sim p_{\theta^}$. La vraisemblance du paramètre θ pour cet échantillon est*

$$\mathcal{L}(\theta; \mathbf{x}_{1:n}) = \prod_{i=1}^n p_\theta(x_i) \quad (2)$$

Definition vraisemblance

Définition 1. Modèle statistique

Un modèle statistique est une collection de lois (ou densités) candidates paramétrée par $\theta \in \Theta$

$$\mathcal{M}_\Theta = \{p_\theta | \theta \in \Theta\} \quad (1)$$

Définition 2. Vraisemblance

Soient $\mathbf{x}_{1:n}$ un échantillon d'observations de $\mathbf{X}_{1:n} \sim p_{\theta^*}$. La vraisemblance du paramètre θ pour cet échantillon est

$$\mathcal{L}(\theta; \mathbf{x}_{1:n}) = \prod_{i=1}^n p_\theta(x_i) \quad (2)$$

Exemple 1

Soit $\mathbf{x}_{1:n}$ un n -échantillon de $\mathbf{X}_{1:n} \sim \mathcal{N}(\mu^*, \sigma^{2*})$. Alors, la vraisemblance de (μ, σ^2) est

$$\mathcal{L}(\mu, \sigma^2; \mathbf{x}_{1:n}) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{\sigma^2 2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x_i - \mu)^2} \quad (3)$$

Estimation par MV

Définition 3. Estimateur du MV

Pour un échantillon $\mathbf{x}_{1:n}$ de $\mathbf{X}_{1:n} \sim p_{\theta^*}$, l'équation

$$\hat{\theta}^*(\mathbf{x}_{1:n}) \in \operatorname{argmax}_{\theta \in \Theta} \mathcal{L}(\theta; \mathbf{x}_{1:n}) \quad (4)$$

définit un estimateur du maximum de vraisemblance de θ^* .

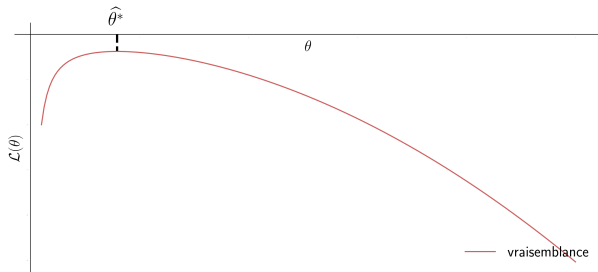
Estimation par MV

Définition 3. Estimateur du MV

Pour un échantillon $\mathbf{x}_{1:n}$ de $\mathbf{X}_{1:n} \sim p_{\theta^*}$, l'équation

$$\hat{\theta}^*(\mathbf{x}_{1:n}) \in \operatorname{argmax}_{\theta \in \Theta} \mathcal{L}(\theta; \mathbf{x}_{1:n}) \quad (4)$$

définit un estimateur du maximum de vraisemblance de θ^* .



Exemple estimation par MV

Définition 3. Estimateur du MV

Pour un échantillon $\mathbf{x}_{1:n}$ de $\mathbf{X}_{1:n} \sim p_{\theta^*}$, l'équation

$$\hat{\theta}^*(\mathbf{x}_{1:n}) \in \operatorname{argmax}_{\theta \in \Theta} \mathcal{L}(\theta; \mathbf{x}_{1:n}) \quad (5)$$

définit un estimateur du maximum de vraisemblance de θ^* .

Exemple 2

Soit $\mathbf{x}_{1:100}$ un 100-échantillon de $\mathbf{X}_{1:100} \sim \mathcal{B}(\theta^*)$ (100 lancers de pièces identiques).
L'estimateur par MV de θ maximise

$$\prod_{i=1}^{100} p_{X_i}(x_i; \theta) \quad (6)$$

Exemple estimation par MV

Définition 3. Estimateur du MV

Pour un échantillon $\mathbf{x}_{1:n}$ de $\mathbf{X}_{1:n} \sim p_{\theta^*}$, l'équation

$$\hat{\theta}^*(\mathbf{x}_{1:n}) \in \operatorname{argmax}_{\theta \in \Theta} \mathcal{L}(\theta; \mathbf{x}_{1:n}) \quad (5)$$

définit un estimateur du maximum de vraisemblance de θ^* .

Exemple 2

Soit $\mathbf{x}_{1:100}$ un 100-échantillon de $\mathbf{X}_{1:100} \sim \mathcal{B}(\theta^*)$ (100 lancers de pièces identiques).
L'estimateur par MV de θ maximise

$$\prod_{i=1}^{100} p_{X_i}(x_i; \theta) \quad (6)$$

Pour une loi de Bernoulli, $p(x; \theta) = \theta^x (1 - \theta)^{1-x}$ de sorte que

$$\hat{\theta}^*(\mathbf{x}_{1:100}) = \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} x_i \quad (7)$$

- 1 Notations et méthodes
- 2 Régression linéaire
- 3 Régression logistique
- 4 Modèles à risques proportionnels de Cox

Construction modèle

Le modèle Soit $\mathbf{x}_{1:n} \in (\mathbb{R}^p)^n$ un n -échantillon de $\mathbf{X}_{1:n}$ et soient, pour $\mathbf{x}_{1:n}$ fixé, les variables aléatoires Y_1, \dots, Y_n données par

$$\forall i = 1, \dots, n, \quad Y_i = \mathbf{x}_i^\top \beta + \mathcal{E}_i \quad (8)$$

avec $\mathcal{E}_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ (résidus).

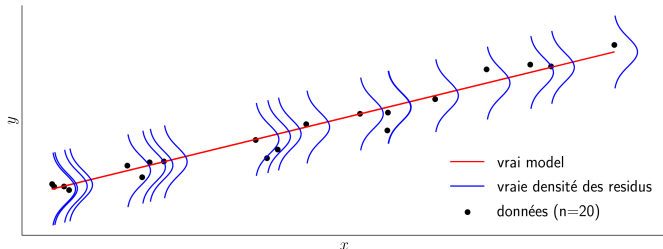
Construction modèle

Le modèle Soit $\mathbf{x}_{1:n} \in (\mathbb{R}^p)^n$ un n -échantillon de $\mathbf{X}_{1:n}$ et soient, pour $\mathbf{x}_{1:n}$ fixé, les variables aléatoires Y_1, \dots, Y_n données par

$$\forall i = 1, \dots, n, \quad Y_i = \mathbf{x}_i^\top \beta + \mathcal{E}_i \quad (8)$$

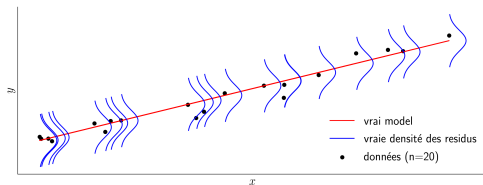
avec $\mathcal{E}_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ (résidus).

Explication



Construction modèle

Explication



- Les paramètres du modèle sont (β, σ^2) .
- C'est un modèle statistique $\mathcal{M}_{\beta, \sigma^2}$ sur les densités conditionnelles $p_{Y_i | \mathbf{X}_i = x_i}$.
- **Hypothèses du modèle**
 - 1 Relation linéaire entre \mathbf{x}_i et Y_i ;
 - 2 Résidus indépendants et gaussiens ;
 - 3 Homoscedasticité.

Estimation paramètre β

Par maximum de vraisemblance,

$$\mathcal{L}(\beta, \sigma^2; \mathbf{x}_{1:n}, \mathbf{y}_{1:n}) = \prod_{i=1}^n p_{Y_i|X_i=\mathbf{x}_i}(y_i) \quad (9)$$

$$= \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{\sigma^2 2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} (y_i - \mathbf{x}_i^\top \beta)^2} \quad (10)$$

Exercice : Calculer l'estimateur $\hat{\beta}(\mathbf{x}_{1:n}, \mathbf{y}_{1:n})$ de β par MV en minimisant $\ell(\beta, \sigma^2) = -\log \mathcal{L}(\beta, \sigma^2)$.

Estimation paramètre β

Par maximum de vraisemblance,

$$\mathcal{L}(\beta, \sigma^2; \mathbf{x}_{1:n}, \mathbf{y}_{1:n}) = \prod_{i=1}^n p_{Y_i|X_i=\mathbf{x}_i}(y_i) \quad (9)$$

$$= \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{\sigma^2 2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} (y_i - \mathbf{x}_i^\top \beta)^2} \quad (10)$$

Exercice : Calculer l'estimateur $\hat{\beta}(\mathbf{x}_{1:n}, \mathbf{y}_{1:n})$ de β par MV en minimisant $\ell(\beta, \sigma^2) = -\log \mathcal{L}(\beta, \sigma^2)$.

Tous calculs faits, si $\mathbf{x}_{1:n}^\top \mathbf{x}_{1:n}$ inversible,

$$\hat{\beta}(\mathbf{x}_{1:n}, \mathbf{y}_{1:n}) = (\mathbf{x}_{1:n}^\top \mathbf{x}_{1:n})^{-1} \mathbf{x}_{1:n}^\top \mathbf{y}_{1:n} \quad (11)$$

- 1 Notations et méthodes
- 2 Régression linéaire
- 3 Régression logistique
- 4 Modèles à risques proportionnels de Cox

Construction modèle

Le modèle Soit $\mathbf{x}_{1:n} \in (\mathbb{R}^p)^n$ un n -échantillon de $\mathbf{X}_{1:n}$ et soient, pour $\mathbf{x}_{1:n}$ fixé, les variables aléatoires Y_1, \dots, Y_n données par

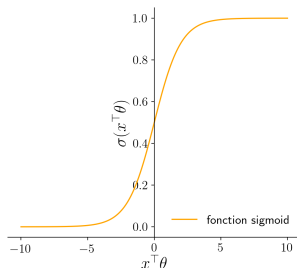
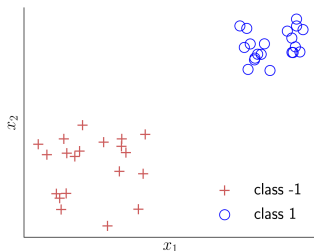
$$\forall i = 1, \dots, n, \quad Y_i \sim \mathcal{B}(\sigma(x_i^\top \theta)) \quad (12)$$

Construction modèle

Le modèle Soit $\mathbf{x}_{1:n} \in (\mathbb{R}^p)^n$ un n -échantillon de $\mathbf{X}_{1:n}$ et soient, pour $\mathbf{x}_{1:n}$ fixé, les variables aléatoires Y_1, \dots, Y_n données par

$$\forall i = 1, \dots, n, \quad Y_i \sim \mathcal{B}(\sigma(x_i^\top \theta)) \quad (12)$$

Explication



Estimation paramètre θ

Explications

- Les paramètres du modèle sont θ .
- C'est un modèle statistique \mathcal{M}_θ sur les densités conditionnelles $p_{Y_i|X_i=x_i}$.
- **Hypothèses du modèle**
 - 1 Relation linéaire entre $\text{logit} p_{Y_i|X_i=x_i}(1)$ et \mathbf{x}_i ;

Estimation Par maximum de vraisemblance,

$$\mathcal{L}(\theta; \mathbf{x}_{1:n}, \mathbf{y}_{1:n}) = \prod_{i=1}^n p_{Y_i|X_i=x_i}(y_i) \quad (13)$$

$$= \prod_{i=1}^n \sigma(\theta^\top \mathbf{x}_i)^{y_i} (1 - \sigma(\theta^\top \mathbf{x}_i))^{1-y_i} \quad (14)$$

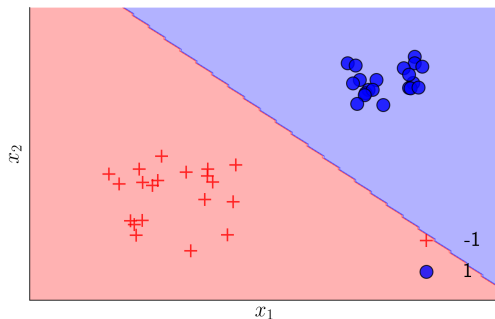
$$\ell(\theta; \mathbf{x}_{1:n}, \mathbf{y}_{1:n}) = - \sum_{i=1}^n y_i \log \sigma(\theta^\top \mathbf{x}_i) + (1 - y_i) \log(1 - \sigma(\theta^\top \mathbf{x}_i)) \quad (15)$$

Estimation paramètre θ

Comme $\sigma'(z) = \sigma(z)(1 - \sigma(z))$ on obtient que :

$$\nabla \ell(\theta) = - \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i (y_i - \sigma(\mathbf{x}_i^\top \theta)) \quad (16)$$

qui nous sert à minimiser $\ell(\theta)$ *numériquement*.



Modélisation de survie