

Chapitre 3 : suite

Exemple de la méthode des maux de vraisemblance

(X_1, \dots, X_n) un n-échantillon de loi exponentielle de paramètre $\frac{1}{\theta}$ où $\theta > 0$ inconnu

→ Quel est un estimateur de θ par la méthode du maximum de vraisemblance

Soit X une v.a de loi exponentielle de paramètre $\frac{1}{\theta}$

Sa fonction de densité f est donnée par

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{1}{\theta}x} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

La vraisemblance associée est alors

$$L(x_1, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = f(x_1) * f(x_2) * \dots * f(x_n)$$

$$L(x_1, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} e^{-\frac{1}{\theta}x_i} \quad \text{ssi } \forall i, x_i \geq 0 = \frac{1}{\theta^n} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i}$$

Remarque : si il existe un x_i tel que $x_i < 0 \rightarrow L(x_1, \dots, x_n; \theta) = 0$

Principe du max de vraisemblance :

On considère la fonction $g(\theta) = L(x_1, \dots, x_n; \theta)$

On cherche la solution de θ qui maximise g

Puisque g est nulle si un des x_i est négatif et strictement positive ailleurs, la maximisation se produit là où g est strictement positive

$$g(\theta) = \frac{1}{\theta^n} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i}$$

A la place de g , on va considérer $\ln g$

$$\begin{aligned} \ln g(\theta) &= \ln\left(\frac{1}{\theta^n} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i}\right) \\ &= \ln\left(\frac{1}{\theta^n}\right) = \ln\left(e^{-\frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i}\right) = \ln(1) - \ln(\theta^n) - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i = -n \ln \theta - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i = h(\theta) \end{aligned}$$

Calculons $h'(\theta)$

$$h'(\theta) = -\frac{n}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n x_i$$

On résout $h'(\theta) = 0$ (cela va donner les point extremaux)

$$h'(\theta) = 0 \rightarrow \frac{n}{\theta} = \frac{1}{\theta^2} \sum x_i \rightarrow \frac{\sum x_i}{n} = \bar{x}_n$$

Il faut regarder si \bar{x}_n est un maximum

On regarde alors si $h''(\bar{x}_n) < 0$

$$h''(\theta) = \frac{n}{\theta^2} - \frac{2}{\theta^3} \sum x_i$$

$$\text{D'où } h''(\bar{x}_n) = \frac{n}{\bar{x}_n^2} - \frac{2}{\bar{x}_n^3} \sum x_i = \frac{n}{\bar{x}_n^2} - \frac{2}{\bar{x}_n^3} * n\bar{x}_n = \frac{n}{\bar{x}_n^2} - \frac{2n}{\bar{x}_n^2} = -\frac{n}{\bar{x}_n^2} < 0$$

→ \bar{x}_n est un maximum

Donc \bar{x}_n est un estimateur de θ , l'estimateur associé est $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

Remarque : Si on applique la méthode des moments

$$X \sim \mathcal{E}\left(\frac{1}{\theta}\right) \rightarrow E[X] = \theta \text{ et } V[X] = \theta^2$$

$E[X]$ a un estimateur \bar{x}_n et $V[X]$ un estimateur $\sqrt{S_n^2}$ avec $S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{x}_n)^2$

→ Pour un même paramètre à utiliser, il peut y avoir plusieurs estimateurs, comment les comparer ?

II. Propriétés d'un estimateur

Soit θ un paramètre inconnu à estimer et $T_n(X_1, \dots, X_n)$ un estimateur de θ

Soit (x_1, \dots, x_n) une observation de (X_1, \dots, X_n)

Pour que $T_n(X_1, \dots, X_n)$ soit un bon estimateur de θ , on a envie que $T_n(X_1, \dots, X_n)$ soit proche de la valeur fixe θ

Puisque $T_n(X_1, \dots, X_n)$ est une v.a, on ne va pas pouvoir comparer directement $T_n(X_1, \dots, X_n)$ à θ .
On va le faire en moyenne

Def : On appelle biais de $T_n(X_1, \dots, X_n)$ la quantité $b_n(\theta) = E_\theta(T_n(X_1, \dots, X_n)) - \theta$

Un estimateur est dit sans biais si son biais est nul

Ex : Si $\theta = E[\lambda]$, alors un estimateur classique de θ est $\bar{x}_n = \frac{1}{n} \sum X_i$ où (X_1, \dots, X_n) est un échantillon de même loi que X

$$E_\theta(\bar{x}_n) = E_\theta\left(\frac{1}{n \sum x_i}\right) = 1/n \sum_{i=1}^n E_\theta(X_i) = 1/n \sum_{i=1}^n E_\theta(X) = E_\theta[X] = \theta$$

$$\rightarrow b_n(\theta) = 0$$

Donc \bar{x}_n est toujours un estimateur sans biais de $E[X]$

Si $\theta = V[X]$, un estimateur classique est S_n^2 avec $S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{x}_n)^2$

On veut regarder si S_n^2 est un estimateur sans biais de $V[X]$, donc on doit calculer $E_\theta[S_n^2]$

$$\begin{aligned} \sum (X_i - \bar{x}_n)^2 &= \sum ((X_i - E[X]) - (E[X] - \bar{x}_n))^2 \\ &= \sum (X_i - E[X])^2 - \sum (E[X] - \bar{x}_n)^2 + 2 \sum (X_i - E[X]) - (E[X] - \bar{x}_n) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{si } \sum ((X_i - E[X]) - (E[X] - \bar{x}_n)) &= (E[X] - \bar{x}_n) \sum (X_i - E[X]) = (E[X] - \bar{x}_n) (\sum X_i - n E[X]) \\ &= (E[X] - \bar{x}_n) (n\bar{x}_n - nE[X]) = -n(E[X] - \bar{x}_n)^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{D'où } \sum (X_i - \bar{x}_n)^2 &= \sum (X_i - E[X])^2 + n(E[X] - \bar{x}_n)^2 + 2(-n(E[X] - \bar{x}_n)^2) = \\ &= \sum (X_i - E[X])^2 - n(E[X] - \bar{x}_n)^2 \end{aligned}$$

$$\text{Donc } E_\theta(S_n^2) = E_\theta\left(\frac{1}{n} \sum (X_i - \bar{x}_n)^2\right) = \frac{1}{n} E_\theta[\sum (X_i - E[X])^2 - n(E[X] - \bar{x}_n)^2]$$

$$E_\theta(S_n^2) = 1/n \sum_{i=1}^n E_\theta[(X_i - E[X])^2]$$

$$= E_\theta[(E[X] - \bar{x}_n)^2]$$

$$\text{A } E_\theta(X_i - E[X])^2 = V[X_i]$$

$$E_\theta((\bar{x}_n - E[X])^2) = V[\bar{x}_n]$$

$$E_\theta[S_n^2] = 1/n \sum V[X_i] - V[\bar{x}_n]$$

$$= \frac{1}{n} * nV[X] - V[\bar{x}_n]$$

$$V[\bar{x}_n] = V\left[\frac{1}{n} \sum X_i\right] = \frac{1}{n^2} V[\sum X_i] = \frac{1}{n^2} \sum V[X] < - \text{ car indépendant}$$

$$= \frac{nV[X]}{n^2} \text{ car de meme loi que } C = V[X]/n$$

$$\text{D'où } E_\theta(S_n^2) = V[X] - \frac{V[X]}{n} = \frac{n-1}{n} V[X]$$

$$b_n(\theta) = E_\theta(S_n^2) - \theta = -\frac{V[X]}{n} \neq 0 \text{ puisque ici } \theta = V[X]$$

Comment modifier S_n^2 pour obtenir un estimateur sans biais de $V[X]$?

$$\text{Posons } T_n(X_1, \dots, X_n) = S_n^2 + \frac{V[X]}{n}$$

- Est-ce que T_n est un estimateur sans biais de $V[X]$?



Ceci ne peut pas être un estimateur sans biais de $V[X]$

$$\text{Certes } E_\theta(T_n(X_1, \dots, X_n)) = E[S_n^2] + \frac{V[\bar{x}_n]}{n} = V[X]$$

Pb ici : T_n dépend de la quantité à donner \rightarrow pas un estimateur

$$\text{Ici } E_\theta(S_n^2) = (n-1)/n V[X]$$

$$\rightarrow E_\theta\left(\frac{n}{n-1} S_n^2\right) = V[X]$$

$n/(n-1) S_n^2$ est un estimateur sans biais de $V[X]$

$$n/(n-1) S_n^2 = \frac{1}{n} - 1 \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{x}_n)^2$$

Remarque : S_n^2 n'est pas un estimateur sans biais mais il est asymptotiquement sans biais

Def : $T_n(X_1, \dots, X_n)$ est un estimateur asymptotiquement sans biais de θ si $\lim_{n \rightarrow \infty} b_n(\theta) = 0$

Convergence d'un estimateur

Intuitivement, plus n est grand, plus l'estimateur T_n devrait se rapprocher de la vraie valeur θ

Def : Un estimateur T_n de θ est dit convergent si la suite $(T_n)_n$ converge en probabilité vers θ , autrement dit

$$\forall \varepsilon > 0, P_n(|T_n - \theta| > \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

Th : toute estimateur sans biais dont la variance tend vers 0 lorsque n tend vers ∞ est convergent

Preuve : Par l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev

$$P(|T_n - E[T_n]| > \varepsilon) \leq \frac{V[T_n]}{\varepsilon^2}$$

Si T_n estimateur sans biais de θ , alors $E[T_n] = \theta$

$$P(|T_n - \theta| > \varepsilon) \leq \frac{V[T_n]}{\varepsilon^2}$$

Qualité d'un estimateur ?

Soit T_n estimateur de θ

L'erreur quadratique moyenne $EQ(T_n) = E_{\theta}((T_n - \theta)^2)$

Th : $EQ(T_n) = V(T_n) + b_n^2(\theta)$

Preuve

$$EQ(T_n) = E_{\theta}((T_n - \theta)^2) = E_{\theta}([(T_n - E[T_n]) + (E[T_n] - \theta)]^2)$$