

**Exercice 5****Question 5.A.1**

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{m\theta^m}{x^{m+1}} 1_{[\theta, \infty[}(x) dx = \int_{-\infty}^{\theta} \frac{m\theta^m}{x^{m+1}} 1_{[\theta, \infty[}(x) dx + \int_{\theta}^{+\infty} \frac{m\theta^m}{x^{m+1}} 1_{[\theta, \infty[}(x) dx$$

$$0 + \int_{\theta}^{+\infty} \frac{m\theta^m}{x^{m+1}} dx = \left[ \frac{\theta^m}{x^m} \right]_{\theta}^{+\infty} = \frac{\theta^m}{\theta^m} - \frac{\theta^m}{\infty^m} = 1 - 0 = 1$$

**Question 5.A.2**

$$\forall t \geq \theta, P(X \geq t) = \forall t \geq \theta, 1 - P(X < t) = 1 - \int_{\theta}^t \frac{m\theta^m}{x^{m+1}} dx = 1 - \left[ \frac{\theta^m}{x^m} \right]_{\theta}^t = \left( \frac{\theta}{t} \right)^m$$

**Question 5.A.3**

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \frac{m\theta^m}{x^{m+1}} 1_{[\theta, \infty[}(x) dx = 0 + \int_{\theta}^{+\infty} x \frac{m\theta^m}{x^{m+1}} dx = m\theta^m \int_{\theta}^{+\infty} \frac{1}{x^m} dx =$$

$$m\theta^m \left[ -\frac{1}{(m-1)x^{m-1}} \right]_{\theta}^{+\infty} = -\frac{m\theta^m}{m-1} \left( 0 - \frac{1}{\theta^{m-1}} \right) = \frac{m\theta}{m-1}$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \frac{m\theta^m}{x^{m+1}} 1_{[\theta, \infty[}(x) dx = 0 + \int_{\theta}^{+\infty} x^2 \frac{m\theta^m}{x^{m+1}} dx = m\theta^m \int_{\theta}^{+\infty} \frac{1}{x^{m-1}} dx =$$

$$m\theta^m \left[ -\frac{1}{(m-2)x^{m-2}} \right]_{\theta}^{+\infty} = -\frac{m\theta^m}{m-2} \left( 0 - \frac{1}{\theta^{m-2}} \right) = \frac{m\theta^2}{m-2}$$

**Question 5.A.3**

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \frac{m\theta^2}{m-2} - \left( \frac{m\theta}{m-1} \right)^2 =$$

$$\frac{m(m-1)^2 - m^2(m-2)}{(m-2)(m-1)^2} \theta^2 = \frac{m}{(m-2)(m-1)^2} \theta^2$$

**Question 5.B.1**

Méthode des moments de niveau 1,  $M_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ , et  $E(X) = M_1$  donc

$$M_1 = \frac{m\theta}{m-1}$$

Donc l'estimateur est

$$\hat{\theta}_1 = \frac{m-1}{m} M_1 = \frac{m-1}{m} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

Comme  $m = 3$ , on a

$$\hat{\theta}_1 = \frac{2}{3} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

TBC

**Question 5.B.2.a**

Méthode du maximum de vraisemblance, on a

$$L_\theta(X) = \prod_{i=1}^n \frac{3\theta^3}{x_i^4} 1_{[\theta, \infty[}(x_i) = 3^n \theta^{3n} \prod_{i=1}^n \frac{1}{x_i^4} 1_{[\theta, \infty[}(x_i)$$

On traite 2 cas :

- Lorsque  $\theta > \min\{x_i\}$ , la fonction  $1_{[\theta, \infty[}(x) = 0$  pour  $x = \min\{x_i\}$ . Donc, on a  $L_\theta(X) = 0$ .
- Lorsque  $\theta \leq \min\{x_i\}$ , la fonction  $1_{[\theta, \infty[}(x) = 1, \forall x \in \{x_i\}$ . Donc, on a  $L_\theta(X) > 0$ .

La fonction de vraisemblance de  $L_\theta(X) = C\theta^{3n}$  où  $C$  est un terme constant dépendant de  $X$ . Par conséquent, Le maximum de vraisemblance correspond à la plus grande valeur possible de  $\theta$ . Donc  $\hat{\theta}_2 = \min\{x_i\}$ .

**Question 5.B.2.b**

La fonction de répartition de  $\hat{\theta}_2$  est  $F(t) = P(\min_{1 \leq i \leq n} X_i < t)$ . Donc

$$\begin{aligned} P\left(\min_{1 \leq i \leq n} X_i < t\right) &= 1 - P\left(\min_{1 \leq i \leq n} X_i \geq t\right) = 1 - P(x_1 \geq t, \dots, x_n \geq t) = 1 - \prod_{i=1}^n P(x_i \geq t) = 1 - \prod_{i=1}^n \left(\frac{\theta}{t}\right)^3 1_{[\theta, \infty[}(t) \\ &= 1 - \left(\frac{\theta}{t}\right)^{3n} 1_{[\theta, \infty[}(t) = P(3n, \theta) \end{aligned}$$

**Question 5.B.2.c**

La fonction de répartition de  $\hat{\theta}_2$  suit une loi de Pareto  $P(3n, \theta)$ , l'espérance et la variance de la loi de Pareto  $P(m, \theta)$  sont resp.  $\frac{m\theta}{m-1}$  et  $\frac{m}{(m-2)(m-1)^2} \theta^2$  (voir questions préliminaires), donc

$$E[\hat{\theta}_2] = \frac{3n}{3n-1} \theta$$

et

$$V[\hat{\theta}_2] = \frac{3n}{(3n-2)(3n-1)^2} \theta^2$$

**Question 5.B.2.d**

$$B(\hat{\theta}_2, \theta) = E[\hat{\theta}_2 - \theta] = E[\hat{\theta}_2] - E[\theta] = \frac{3n}{3n-1} \theta - \theta = \frac{\theta}{3n-1}$$

- Première méthode: convergence en probabilité,  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta}_2 - \theta| > \epsilon) = 0$
- Seconde méthode: risque quadratique ????

**Question 5.B.3**

On cherche un estimateur sans biais  $\hat{\theta}_3$  donc par définition  $E[\hat{\theta}_3] = \theta$ . On a trouvé à la question précédente que  $B(\hat{\theta}_2, \theta) = \frac{\theta}{3n-1}$  donc que

$$E[\hat{\theta}_2] = B(\hat{\theta}_2, \theta) + E[\theta] = \frac{\theta}{3n-1} + \theta = \frac{3n\theta}{3n-1}$$

Ce qui fait  $\theta = \frac{3n-1}{3n} E[\hat{\theta}_2]$  et  $E[\hat{\theta}_3] = \frac{3n-1}{3n} E[\hat{\theta}_2]$ .

Si on définit  $\hat{\theta}_3 = \frac{3n-1}{3n}\hat{\theta}_2$ , il est facile de montrer que  $E[\hat{\theta}_3] = \theta$  car

$$E[\hat{\theta}_3] = E\left[\frac{3n-1}{3n}\hat{\theta}_2\right] = \frac{3n-1}{3n}E[\hat{\theta}_2] = \frac{3n-1}{3n}\frac{3n}{3n-1}\theta = \theta$$

Pour montrer sa consistance, il faut montrer que son risque quadratique tend vers 0 quand  $n$  tend vers l'infini. on a

$$\begin{aligned} R(\hat{\theta}_3, \theta) &= V(\hat{\theta}_3) - B(\hat{\theta}_3, \theta) = V(\hat{\theta}_3) = V\left(\frac{3n-1}{3n}\hat{\theta}_2\right) = \left(\frac{3n-1}{3n}\right)^2 V(\hat{\theta}_2) \\ &= \left(\frac{3n-1}{3n}\right)^2 \frac{3n}{(3n-2)(3n-1)^2} \theta^2 = \frac{\theta^2}{3n(3n-2)} \end{aligned}$$

et

$$\frac{\theta^2}{3n(3n-2)} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

Donc l'estimateur  $\hat{\theta}_3 = \frac{3n-1}{3n}\hat{\theta}_2$  est sans biais et est consistant.

### Question 5.B.4

Des questions précédentes on a

$\hat{\theta}$	$B(\hat{\theta}, \theta)$	$R(\hat{\theta}, \theta)$
$\hat{\theta}_1$	0	$\frac{\theta^2}{3n}$
$\hat{\theta}_2$	$\frac{\theta}{3n-1}$	$\frac{3n}{(3n-2)(3n-1)^2} \theta^2$
$\hat{\theta}_3$	0	$\frac{\theta^2}{3n(3n-2)}$

L'estimateur  $\hat{\theta}_2$  a un biais, il est donc moins bon que les 2 autres. Les estimateurs  $\hat{\theta}_1$  et  $\hat{\theta}_3$  sont sans biais et on a l'estimateur  $\hat{\theta}_3$  qui converge plus rapidement que  $\hat{\theta}_1$ . Donc, le meilleur estimateur est  $\hat{\theta}_3$ .