

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 θ . 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.3

Prenons $\hat{\theta}_3 = \frac{\hat{\theta}_2 + \hat{\theta}_1}{2}$ on a

$$E(\hat{\theta}_3) = E\left(\frac{\hat{\theta}_2 + \hat{\theta}_1}{2}\right) = \frac{E(\hat{\theta}_2) + E(\hat{\theta}_1)}{2} = \frac{\theta + \theta}{2} = \theta$$

Donc l'estimateur $\hat{\theta}_3$ est sans biais.

et

$$\begin{aligned} R(\hat{\theta}_3, \theta) &= V(\hat{\theta}_3) + B(\hat{\theta}_3, \theta)^2 = V(\hat{\theta}_3) = E(\hat{\theta}_3^2) - E(\hat{\theta}_3)^2 = \\ &= E\left(\left(\frac{\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2}{2}\right)^2\right) - \left(\frac{E(\hat{\theta}_1) + E(\hat{\theta}_2)}{2}\right)^2 = \frac{1}{4}(E(\hat{\theta}_1^2) + 2E(\hat{\theta}_1\hat{\theta}_2) + E(\hat{\theta}_2^2) - E(\hat{\theta}_1)^2 - 2E(\hat{\theta}_1)E(\hat{\theta}_2) - E(\hat{\theta}_2)^2) \\ &= \frac{1}{4}(V(\hat{\theta}_1) + V(\hat{\theta}_2) + 2E(\hat{\theta}_1\hat{\theta}_2) - 2E(\hat{\theta}_1)E(\hat{\theta}_2)) \end{aligned}$$