

Soient  $X_1, \dots, X_n$  des variables aléatoires indépendantes et de même loi ayant pour densité :

$$f_\theta: x \mapsto \begin{cases} \frac{1}{2}(1 + \theta x) & \text{si } -1 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

où  $\theta \in [-1; 1]$  est un paramètre.

1. Montrer que pour tout  $\theta \in [-1; 1]$ ,  $f_\theta$  est une densité de probabilité.

Le fait que  $\theta \in [-1; 1]$  garantit que  $f_\theta(x) \geq 0$  pour tout  $x \in [-1; 1]$ . De plus,

$$\begin{aligned} \int f_\theta(x) dx &= \int_{-1}^1 \frac{1}{2}(1 + \theta x) dx \\ &= \int_{-1}^1 \frac{1}{2}(1 + 0) dx \quad \text{par imparité de } x \\ &= 1 \end{aligned}$$

Donc  $f_\theta$  définit une bien une densité de probabilité.

2. Calculer  $\mathbb{E}(X_1)$  et  $\mathbb{V}(X_1)$ . En déduire l'espérance et la variance de la variable aléatoire  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ .

On calcule les moments d'ordre 1 et 2 de la variable à densité  $X_1$  :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_1) &= \int x f_\theta(x) dx \\ &= \int_{-1}^1 \frac{1}{2}(x + \theta x^2) dx \\ &= \int_{-1}^1 \frac{1}{2}(\theta x^2) dx \quad \text{par imparité de } x \\ &= 2 \int_0^1 \frac{1}{2}(\theta x^2) dx \quad \text{par parité de } x^2 \\ &= \frac{\theta}{3} \end{aligned}$$

De même,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_1^2) &= \int x^2 f_\theta(x) dx \\ &= \int_{-1}^1 \frac{1}{2}(x^2 + \theta x^3) dx \\ &= \int_{-1}^1 \frac{1}{2}(x^2) dx \quad \text{par imparité de } x^3 \\ &= \int_0^1 x^2 dx \quad \text{par parité de } x^2 \\ &= \frac{1}{3} \end{aligned}$$

Avec la formule de Koenig Huygens, on en déduit que

$$\mathbb{V}(X_1) = \mathbb{E}(X_1^2) - \mathbb{E}(X_1)^2 = \frac{1}{3} - \frac{\theta^2}{9} = \frac{3 - \theta^2}{9}$$

3. On pose  $T_n = \frac{3}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ . Montrer que  $T$  est un estimateur sans biais et convergent de  $\theta$ .

On calcule par linéarité de l'espérance :  $\mathbb{E}(T_n) = \frac{3}{n} \times n \mathbb{E}(X_1) = \theta$ . Donc le biais de  $T_n$  est  $B(T_n) = \mathbb{E}(T_n - \theta) = \theta - \theta = 0$ .

De plus, par propriétés de la variance et indépendance,

$$\mathbb{V}(T_n) = \frac{9}{n^2} \times n \times \mathbb{V}(X_1) = \frac{3 - \theta^2}{n}$$

Or  $EQM(T_n) = \mathbb{V}(T_n) + B(T_n)^2$  donc  $EQM(T_n) = \frac{3 - \theta^2}{n} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$  : cela prouve que l'estimateur  $T_n$  est convergent.

4. À l'aide du Théorème Central Limite, donner une approximation de la loi de  $T_n$ .

On pose  $\mu = \mathbb{E}(X_1)$  et  $\sigma = \sqrt{\mathbb{V}(X_1)}$ . Les variables  $(X_i)$  sont iid, admettent une espérance et une variance donc d'après le théorème central limite, la variable

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}$$

converge en loi vers une loi normale  $\mathcal{N}(0, 1)$ . En réécrivant, cela revient à dire que

$$\frac{\frac{3}{n} \sum_{i=1}^n X_i - 3\mu}{3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{T_n - \theta}{\sqrt{\frac{3 - \theta^2}{n}}}$$

converge en loi vers une loi normale  $\mathcal{N}(0, 1)$ .

Si  $n$  est grand ( $n \geq 30$ ), cela revient à dire que  $T_n$  suit approximativement une loi normale  $\mathcal{N}(\theta, \sigma^2 = \frac{3 - \theta^2}{n})$ .

5. Démontrer qu'il existe une constante  $M_n$  ne dépendant pas de  $\theta$  telle que si  $\lambda > 0$ ,

$$\mathbb{P}(|T_n - \theta| < \lambda) \geq 1 - \frac{M_n}{\lambda^2}$$

D'après l'inégalité de Bienaymé Tchebichev,

$$\mathbb{P}(|T_n - \mathbb{E}(T_n)| \geq \lambda) \leq \frac{\mathbb{V}(T_n)}{\lambda^2}$$

d'où

$$\mathbb{P}(|T_n - \theta| \geq \lambda) \leq \frac{3 - \theta^2}{n\lambda^2} \leq \frac{3}{n\lambda^2} = \frac{M_n}{\lambda^2}$$

en posant  $M_n = \frac{3}{n}$ . Par passage au complémentaire, on obtient finalement :

$$\mathbb{P}(|T_n - \theta| < \lambda) \geq 1 - \frac{3}{n\lambda^2}$$

6. Déterminer un intervalle de confiance permettant d'estimer  $\theta$  avec une confiance d'au moins 95%.

On cherche un intervalle  $I$  tel que  $\mathbb{P}(\theta \in I) \geq 0,95$ . Or d'après ce qui précède,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|T_n - \theta| < \lambda) \geq 1 - \frac{3}{n\lambda^2} &\iff \mathbb{P}(-\lambda < T_n - \theta < \lambda) \geq 1 - \frac{3}{n\lambda^2} \\ &\iff \mathbb{P}(\theta \in ]T_n - \lambda; T_n + \lambda[) \geq 1 - \frac{3}{n\lambda^2} \end{aligned}$$

Or  $1 - \frac{3}{n\lambda^2} = 0,95 \iff \frac{3}{n\lambda^2} = 0,05 \iff \lambda^2 = \frac{3}{0,05n}$  donc

$$\mathbb{P}\left(\theta \in \left]T_n - \sqrt{\frac{3}{0,05n}}; T_n + \sqrt{\frac{3}{0,05n}}\right[ \right) \geq 0,95$$

d'où l'intervalle de confiance  $I = \left]T_n - \sqrt{\frac{3}{0,05n}}; T_n + \sqrt{\frac{3}{0,05n}}\right[$ .