

CORRECTION EXERCICE DS1 STAT. INFÉRENTIELLE (4)

$$f(x) = \theta e^{-\theta x} \mathbb{1}_{[0, +\infty[}(x) ; \mathbb{E}(X_i) = \frac{1}{\theta} ; \text{Var}(X_i) = \frac{1}{\theta^2}.$$

① (1,5pt)  $T_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{\{X_i > 1\}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{]1, +\infty[}(X_i).$

$$\mathbb{E}(T_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E} \left( \mathbb{1}_{]1, +\infty[}(X_i) \right).$$

Or  $\mathbb{1}_{\{X_i > 1\}} = \begin{cases} 1 & \text{si } X_i > 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

Donc  $\mathbb{1}_{\{X_i > 1\}}$  suit une loi de Bernoulli de paramètre  $p$  avec

$$p = P(\mathbb{1}_{\{X_i > 1\}} = 1) = P(X_i > 1) = 1 - P(X_i \leq 1) = 1 - F(1).$$

Calcul de  $F(x)$ :

$$\forall x \in \mathbb{R} : F(x) = P(X_i \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ \int_0^x \theta e^{-\theta t} dt & \text{si } x \geq 0. \end{cases}$$

Si  $x \geq 0$ :  $F(x) = [-e^{-\theta t}]_0^x = -e^{-\theta x} + 1 \Rightarrow F(1) = -e^{-\theta} + 1.$

$\Rightarrow 1 - F(1) = e^{-\theta}$

D'où:  $\mathbb{1}_{\{X_i > 1\}} \sim \mathcal{B}(e^{-\theta})$  et  $\mathbb{E}(\mathbb{1}_{\{X_i > 1\}}) = e^{-\theta}$ .

Par conséquent:  $\mathbb{E}(T_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e^{-\theta} = \frac{1}{n} n e^{-\theta} = e^{-\theta}.$

Ce qui prouve que  $T_n$  est un estimateur sans biais de  $e^{-\theta}$ .

② (2pt)  $n T_n = \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{\{X_i > 1\}}$

Or, les  $\mathbb{1}_{\{X_i > 1\}} \sim \mathcal{B}(e^{-\theta})$  et sont indépendantes.

Donc  $n T_n \sim \mathcal{B}(n, e^{-\theta})$  en tant que somme de  $n$  var indépend. de même loi  $\mathcal{B}(e^{-\theta})$ .

(3) •  $\mathbb{E}(T_n) = e^{-\theta}$  (1)

(1,5 pt) •  $\text{Var}(T_n) = \text{Var}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{\{X_i > 1\}}\right) = \frac{1}{n^2} \text{Var}\left(\sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{\{X_i > 1\}}\right)$

$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}\left(\mathbb{1}_{\{X_i > 1\}}\right)$  car les  $\mathbb{1}_{\{X_i > 1\}}$  sont indépendantes.

$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n e^{-\theta} (1 - e^{-\theta})$  (Rappel:  $X_i \sim \mathcal{B}(p) \Rightarrow \begin{cases} \mathbb{E}(X_i) = p \\ \text{Var } X_i = p(1-p) \end{cases}$ )

$= \frac{1}{n^2} n e^{-\theta} (1 - e^{-\theta}) \Rightarrow \text{Var}(T_n) = \frac{e^{-\theta} (1 - e^{-\theta})}{n} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$  (2).

(1) et (2)  $\Rightarrow T_n \xrightarrow{P} e^{-\theta}$  d'après le critère de convergence.

(4) •  $T_n := T_8 = \frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 \mathbb{1}_{\{X_i > 1\}} = \frac{1}{8} (1 + 1 + 1 + 0 + 0 + 1 + 1 + 0)$

(1 pt)

$= \frac{5}{8}$   
 = nombre d'observations = 5 plus grandes que 1

$\Rightarrow \boxed{T_n := \frac{5}{8} = 0,625.}$

(5) •  $\mathbb{E}(\bar{X}_n) = \mathbb{E}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\theta} = \frac{1}{\theta}$

(3 pt)

ou directement:  $\mathbb{E}(\bar{X}_n) = \mathbb{E}(X_i) = \frac{1}{\theta}$ .

•  $\text{Var}(\bar{X}_n) = \text{Var}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i)$  car les  $X_i$  sont indep

$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\theta^2} = \frac{1}{n^2} n \frac{1}{\theta^2} = \frac{1}{n\theta^2}$

ou directement:  $\text{Var}(\bar{X}_n) = \frac{\text{Var } X_i}{n} = \frac{1}{n\theta^2}$ .

•  $\text{Var}(\bar{X}_n) = \mathbb{E}(\bar{X}_n^2) - \mathbb{E}(\bar{X}_n)^2 \Rightarrow \mathbb{E}(\bar{X}_n^2) = \text{Var } \bar{X}_n + \mathbb{E}(\bar{X}_n)^2$

$\Rightarrow \mathbb{E}(\bar{X}_n^2) = \frac{1}{n\theta^2} + \frac{1}{\theta^2} = \frac{1+n}{n\theta^2}$

(6) •  $\mathbb{E}(V_n) = \mathbb{E}(\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)) = \mathbb{E}(\bar{X}_n - \bar{X}_n^2) = \mathbb{E}(\bar{X}_n) - \mathbb{E}(\bar{X}_n^2)$

(1 pt)

Done:  $E(V_n) = \frac{1}{\theta} - \frac{n+1}{n\theta^2} = \begin{cases} \frac{n\theta - n - 1}{n\theta^2} = \frac{n(\theta-1) - 1}{n\theta^2} \\ \text{ou bien:} \\ \frac{1}{\theta} \left( 1 - \frac{n+1}{n} \frac{1}{\theta} \right) \end{cases}$

⑦  $E(V_n) = \frac{n(\theta-1) - 1}{n\theta^2} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{\theta-1}{\theta^2} = \frac{1}{\theta} - \frac{1}{\theta^2} = \frac{1}{\theta} \left( 1 - \frac{1}{\theta} \right)$

ou bien:  $E(V_n) = \frac{1}{\theta} \left( 1 - \frac{n+1}{n} \frac{1}{\theta} \right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{\theta} \left( 1 - \frac{1}{\theta} \right)$

Ainsi  $V_n$  forme une suite d'estimateurs asymptotiquement sans biais de  $\frac{1}{\theta} \left( 1 - \frac{1}{\theta} \right)$ .

⑧  $V_n = \bar{X}_n (1 - \bar{X}_n)$

$\bar{X}_n := \frac{2,1 + \dots + 0,4}{8} = 2,025 \Rightarrow V_n := 2,025 \times (1 - 2,025) \approx -2,076$

---