

Corrigé Oral Probas 1 - ESCP 2024 - EX. 1.2 (format 2025)

1. Comme N_θ est le rang d'apparition k du premier succès ($X_k > \theta$), que les succès sont indépendants car les X_k le sont, et de même probabilité $1 - F(\theta)$, on reconnaît que $N_\theta \leftrightarrow \mathcal{G}(1 - F(\theta))$.

Donc $E(N_\theta) = \frac{1}{1 - F(\theta)}$ (NB : on a bien $0 < 1 - F(\theta)$ par hypothèse).

2. (a) $[R_\theta \leq x]$ et $[N_\theta = k]$ sont réalisés si et seulement si pour tout $i \in \llbracket 1, k-1 \rrbracket$, $[X_i \leq \theta]$ est réalisé, ainsi que $[X_k > \theta]$ et $[X_k \leq x]$ puisqu'alors $R_\theta = X_k$. Donc

$$[R_\theta \leq x] \cap [N_\theta = k] = \left(\bigcap_{i=1}^{k-1} [X_i \leq \theta] \right) \cap [\theta < X_k \leq x]$$

d'où l'égalité des probabilités.

- (b) Appliquons la FPT avec le SCE $([N_\theta = k])_{k \geq 1}$:

$$\begin{aligned} P(R_\theta \leq x) &= \sum_{k=1}^{+\infty} P([R_\theta \leq x] \cap [N_\theta = k]) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} P\left(\left(\bigcap_{i=1}^{k-1} [X_i \leq \theta]\right) \cap [\theta < X_k \leq x]\right) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\prod_{i=1}^{k-1} P(X_i \leq \theta)\right) P(\theta < X_k \leq x) \text{ par indépendance} \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} (F(\theta))^{k-1} (F(x) - F(\theta)) = (F(x) - F(\theta)) \sum_{k=1}^{+\infty} (F(\theta))^{k-1} \\ &= \frac{F(x) - F(\theta)}{1 - F(\theta)} = \frac{F(x) - 1 + 1 - F(\theta)}{1 - F(\theta)} = 1 - \frac{1 - F(x)}{1 - F(\theta)}. \end{aligned}$$

- (c) Si $x < \theta$, $P(R_\theta \leq x) = 0$

3. De façon classique pour la loi de Cauchy, la variable X a pour fonction de répartition:

pour tout x réel, $F(x) = \frac{1}{\pi} \left(\arctan(x) + \frac{\pi}{2} \right)$.

Classiquement pour $x > 0$, $\arctan x + \arctan(1/x) = \frac{\pi}{2}$.

D'où $1 - F(x) = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\pi}{2} - \arctan(x) \right) = \frac{1}{\pi} \arctan(1/x) \sim_{x \rightarrow +\infty} \frac{1}{\pi x}$.

via $Arctan(x) = \mathring{A}rctan(0) + \mathring{A}rctan'(0) \cdot x + o(x)$ (Taylor-Young).

Si $x < 1$, on a $P\left(\frac{R_n}{n} < x\right) = P(R_n < nx) = 0$ car $nx < n$

Si $x \geq 1$, on a

$$P\left(\frac{R_n}{n} \leq x\right) = P(R_n \leq nx) = 1 - \frac{1 - F(nx)}{1 - F(n)}$$

Or

$$\frac{1 - F(nx)}{1 - F(n)} \sim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\frac{1}{\pi nx}}{\frac{1}{\pi n}} = \frac{1}{x}$$

D'où $\lim_{x \rightarrow +\infty} \rightarrow_{n \rightarrow +\infty} P\left(\frac{R_n}{n} \leq x\right) = 1 - 1/x$.

Notons Y la variable aléatoire de fonction de répartition

$$F_Y : x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x < 1 \\ 1 - \frac{1}{x} & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$$

Alors $\left(\frac{R_n}{n}\right)_{n \geq 1}$ converge en loi vers Y qui a pour densité :

$$f_Y : x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x < 1 \\ \frac{1}{x^2} & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$$

Solution QSP

1. Soit a_1, \dots, a_n des réels tels que $\sum_{i=1}^m a_i u_i = 0$.

On a alors pour tout j , $\left\langle \sum_{i=1}^m a_i u_i, v_j \right\rangle = 0$,

d'où par linéarité du produit scalaire, $a_j \langle u_j, v_j \rangle = 0$ i.e. $a_j = 0$ ce qui prouve que (u_1, \dots, u_m) est libre.

Raisonnement analogue pour (v_1, \dots, v_m) .

2. Soit x un vecteur qui s'écrit $x = y + z$ où $y \in F$ et $z \in F^\perp$. Alors $p(x) = y$ d'où $\|p(x)\|^2 = \|y\|^2$.

Or $y \in F$, d'où il existe a_1, \dots, a_m des réels tels que $y = \sum_{i=1}^m a_i u_i$. On voit que $a_i = \langle y, v_i \rangle$. D'où:

$$\|y\|^2 = \left\langle y, \sum_{i=1}^m \langle y, v_i \rangle u_i \right\rangle = \sum_{i=1}^m \langle y, u_i \rangle \langle y, v_i \rangle$$

Or $\langle x, u_i \rangle = \langle y + z, u_i \rangle = \langle y, u_i \rangle$ car z est orthogonal à F donc à u_i .

Et $\langle y, v_i \rangle = \langle p(x), v_i \rangle = \langle x, p(v_i) \rangle$ par symétrie de p .

Finalement $\|p(x)\|^2 = \sum_{i=1}^m \langle x, u_i \rangle \langle x, p(v_i) \rangle$.