
PARTIEL DE PROBABILITÉS
CORRECTION

PROBLÈME I

1) On a $X(\Omega) = \{1, -1\}$ et $P(X=1) = P(U \leq p) = p$ donc
 $\rightarrow P(X=-1) = 1-p$ et $X \sim \mathcal{R}(p)$.

2) Pour tout $y \in \mathbb{R}$, on a

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(Y \leq y \text{ et } \varepsilon=1) + P(Y \leq y \text{ et } \varepsilon=-1) \\ &= \frac{1}{2} (P(Y \leq y | \varepsilon=1) + P(Y \leq y | \varepsilon=-1)) \\ &= \frac{1}{2} (P(-\log V \leq \lambda y) + P(\log V \leq \lambda y)) \\ &= \frac{1}{2} (1 - P(V \leq \exp(-\lambda y)) + P(V \leq \exp(\lambda y))) \end{aligned}$$

\rightarrow Si $y \geq 0$, $P(V \leq \exp(\lambda y)) = 1$ et $P(V \leq \exp(-\lambda y)) = \exp(-\lambda y)$.

\rightarrow Si $y \leq 0$, $P(V \leq \exp(\lambda y)) = \exp(\lambda y)$ et $P(V \leq \exp(-\lambda y)) = 1$.

\rightarrow Par suite, $F_Y(y) = \frac{1}{2} (2 - \exp(-\lambda y))$ si $y \geq 0$ et $F_Y(y) = \frac{1}{2} \exp(\lambda y)$ si $y \leq 0$ - par dérivation, $f_Y(y) = F'_Y(y) = \frac{\lambda}{2} \exp(-\lambda|y|)$ donc $Y \sim \mathcal{L}(\lambda)$.

3) On a $Z(\Omega) = \mathbb{N}^*$ et $\forall k \in \mathbb{N}^*$

$$\begin{aligned} P(Z=k) &= P\left(\left\lceil \frac{\log(U)}{\log(1-p)} \right\rceil = k-1\right) = P(k-1 \leq \frac{\log(U)}{\log(1-p)} < k) \\ &= P(k \log(1-p) < \log(U) \leq (k-1) \log(1-p)) = P((1-p)^k < U \leq (1-p)^{k-1}) \\ &= (1-p)^{k-1} - (1-p)^k = p(1-p)^{k-1} \text{ donc } Z \sim G(p). \end{aligned}$$

PROBLÈME II

1) Pour tout $x \in \mathbb{R}$, on a $F_X(x) = 0$ si $x < \theta$ et, si $x \geq \theta$,

$$\begin{aligned} \rightarrow F_X(x) &= P(X \leq x) = P(\theta \exp(Y) \leq x) = P(\exp(Y) \leq \frac{x}{\theta}) \\ &= P(Y \leq \log(\frac{x}{\theta})) = F_Y(\log(\frac{x}{\theta})). \end{aligned}$$

→ Cependant, comme $Y \sim \mathcal{E}(a)$, on a $F_Y(y) = 0$ si $y \leq 0$ et $F_Y(y) = 1 - \exp(-ay)$ si $y \geq 0$. Par suite, si $x \geq \theta$,

$$F_X(x) = 1 - \exp(-a \log(\frac{x}{\theta})) = 1 - (\frac{\theta}{x})^a.$$

2) Pour tout $x \in \mathbb{R}$, on a $F_{\hat{\theta}_n}(x) = 0$ si $x < \theta$ et, si $x \geq \theta$,

$$\begin{aligned} \rightarrow F_{\hat{\theta}_n}(x) &= P(\hat{\theta}_n \leq x) = 1 - P(\hat{\theta}_n > x) = 1 - P(X_1 > x, \dots, X_n > x) \\ &= 1 - \prod_{k=1}^n P(X_k > x) = 1 - \prod_{k=1}^n (1 - P(X_k \leq x)) \\ &= 1 - \prod_{k=1}^n (1 - F_X(x)) = 1 - (\frac{\theta}{x})^{na} \end{aligned}$$

→ On en déduit que $\hat{\theta}_n \sim \mathcal{P}(na, \theta)$.

3) Pour tout $\varepsilon > 0$, on a

$$\begin{aligned} P(|\hat{\theta}_n - \theta| \geq \varepsilon) &= P(\hat{\theta}_n \geq \theta + \varepsilon) = 1 - P(\hat{\theta}_n < \theta + \varepsilon) \\ &= 1 - F_{\hat{\theta}_n}(\theta + \varepsilon) = (\frac{\theta}{\theta + \varepsilon})^{na} = b^n \end{aligned}$$

avec $b = (\frac{\theta}{\theta + \varepsilon})^a$. Comme $0 < b < 1$, il en découle que $\forall \varepsilon > 0$

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(|\hat{\theta}_n - \theta| \geq \varepsilon) = \sum_{n=1}^{\infty} b^n = \frac{b}{1-b} < +\infty \text{ donc } \hat{\theta}_n \rightarrow \theta \text{ p.s.}$$

4) Si $V_n = n(\hat{\theta}_n - \theta)$, on tire de 1) et de 2) que $F_{V_n}(x) = 0$ si $x < 0$

$$\rightarrow \text{et, si } x \geq 0, F_{V_n}(x) = P(V_n \leq x) = P(n(\hat{\theta}_n - \theta) \leq x) \text{ donc}$$

$$F_{V_n}(x) = F_{\hat{\theta}_n}(\theta + \frac{x}{n}) = 1 - (\frac{\theta}{\theta + \frac{x}{n}})^{na} = 1 - (\frac{1}{1 + \frac{x}{n\theta}})^{na}$$

$\lim_{n \rightarrow +\infty} F_{V_n}(x) = 1 - \exp(-\frac{a}{\theta}x)$ donc $n(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} Z$ où $Z \sim \mathcal{E}(\frac{a}{\theta})$.

PROBLÈME III

1) Soit h une fonction mesurable bornée de \mathbb{R}^2 dans \mathbb{R} . On a

$$\begin{aligned} \rightarrow E[h(U, V)] &= \int_{\mathbb{R}^2} h(u, v) f_{(U, V)}(u, v) du dv \\ &= E\left[h\left(X+Y, \frac{X+Y}{Y}\right)\right] = \int_{\mathbb{R}^2} h\left(x+y, \frac{x+y}{y}\right) e^{-x} e^{-y} \mathbb{1}_{x>0} \mathbb{1}_{y>0} dx dy \end{aligned}$$

→ On effectue le changement de variables

$$\begin{cases} u = x+y, \\ v = \frac{x+y}{y} \end{cases}$$

$$\rightarrow \text{On a } \begin{cases} u = x+y \\ v = \frac{x+y}{y} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x = u - y \\ y = \frac{u}{v} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x = u\left(1 - \frac{1}{v}\right) \\ y = \frac{u}{v} \end{cases}$$

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial u} & \frac{\partial x}{\partial v} \\ \frac{\partial y}{\partial u} & \frac{\partial y}{\partial v} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 - \frac{1}{v} & \frac{u}{v^2} \\ \frac{1}{v} & -\frac{u}{v^2} \end{vmatrix} = -\frac{u}{v^2}$$

$$\rightarrow \text{Il en découle que } E[h(U, V)] = \int_{\mathbb{R}^2} h(u, v) \frac{u}{v^2} e^{-u} \mathbb{1}_{u>0} \mathbb{1}_{v>1} du dv.$$

Finalment, on a $f_{(U, V)}(u, v) = \frac{u}{v^2} \exp(-u) \mathbb{1}_{u>0} \mathbb{1}_{v>1}$.

2) $\forall u > 0, f_U(u) = \int_{\mathbb{R}} f_{(U, V)}(u, v) dv = u \exp(-u) \int_1^{+\infty} \frac{1}{v^2} dv = u \exp(-u) \left[-\frac{1}{v} \right]_1^{+\infty}$

→ donc $f_U(u) = u \exp(-u)$. Par suite, $f_U(u) = u \exp(-u) \mathbb{1}_{u>0}$.

→ U suit la loi Gamma $G(2, 1)$. De même, $\forall v > 1,$

$$f_V(v) = \int_{\mathbb{R}} f_{(U, V)}(u, v) du = \frac{1}{v^2} \int_0^{+\infty} u \exp(-u) du = \frac{1}{v^2}$$

donc $f_V(v) = \frac{1}{v^2} \mathbb{1}_{v>1}$. On peut déduire de problème II que

$$V \sim \mathcal{P}(1, 1).$$

3) Il est clair que U et V sont indépendantes car

$$f_{(U, V)}(u, v) = f_U(u) f_V(v).$$

4) Si $W = \theta V^{1/a}$, on a $F_W(w) = 0$ si $w < 0$ et, si $w \geq 0$ ④

$$\begin{aligned} F_W(w) &= P(W \leq w) = P(\theta V^{1/a} \leq w) \\ &= P(V \leq (\frac{w}{\theta})^a) = F_V((\frac{w}{\theta})^a). \end{aligned}$$

→ Cependant, on a

$$F_V(v) = \begin{cases} 1 - \frac{1}{v} & \text{si } v \geq 1, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

→ Finalement,

$$F_W(w) = \begin{cases} 1 - (\frac{\theta}{w})^a & \text{si } w \geq \theta \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

ce qui entraîne via le problème II que $W \sim \mathcal{P}(a, \theta)$.