

Exercice 1

a) Par sous-additivité, $P\left(\bigcup_{n=1}^{+\infty} A_n\right) \leq \sum_{n=1}^{+\infty} P(A_n)$

donc si $P(A_n) = 0$ pour tout n , $P\left(\bigcup_{n=1}^{+\infty} A_n\right) \leq 0$.
ce qui donne $P\left(\bigcap_{n=1}^{+\infty} A_n\right) = 0$

b) En passant au complémentaire: comme $\left(\bigcap_{n=1}^{+\infty} A_n\right)^c = \bigcup_{n=1}^{+\infty} A_n^c$,
$$P\left(\bigcap_{n=1}^{+\infty} A_n\right) = 1 - P\left(\bigcup_{n=1}^{+\infty} A_n^c\right)$$

si $P(A_n) = 1$ pour tout n , on a $P(A_n^c) = 0$ pour tout n .

D'après la question a) $P\left(\bigcup_{n=1}^{+\infty} A_n^c\right) = 0$, d'où $P\left(\bigcap_{n=1}^{+\infty} A_n\right) = 1$

Exercice 2

a) $Y = X_1 - X_2$ peut prendre les valeurs $-1, 0$ ou 1 .

et $P(Y = -1) = P(X_1 = 0 \text{ et } X_2 = +1) = P(X_1 = 0) P(X_2 = 1)$ par indép.
$$= (1-p) p$$

$$P(Y = 0) = P((X_1 = 0 \text{ et } X_2 = 0) \cup (X_1 = 1 \text{ et } X_2 = 1))$$

$$= P(X_1 = 0, X_2 = 0) + P(X_1 = 1, X_2 = 1)$$

$$= P(X_1 = 0) P(X_2 = 0) + P(X_1 = 1) P(X_2 = 1) \quad \text{par indépendance}$$

$$= (1-p)^2 + p^2 = 1 - 2p(1-p)$$

$$P(Y = 1) = P(X_1 = 1, X_2 = 0) = P(X_1 = 1) P(X_2 = 0) \quad \text{par indépendance}$$

$$= p(1-p)$$

b) Soit $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_+$ mesurable.

$$\begin{aligned} \text{Alors } E[g(Y)] &= E[g(X^2)] = \int_{\mathbb{R}} g(x) \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2} dx \\ &= 2 \int_0^{+\infty} \frac{1}{\pi} g(x^2) \frac{1}{1+x^2} dx \\ y = x^2 \rightarrow &= \frac{2}{\pi} \int_0^{+\infty} g(y) \frac{1}{1+y} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} dy \end{aligned}$$

$\hookrightarrow Y$ a pour densité $\frac{1}{\pi\sqrt{y}(1+y)} 1_{(0,+\infty)}(y)$

Exercice 3

$$\begin{aligned} \text{a) } E(X) &= 5 P(X=5) + 2 P(X=2) + 1 P(X=1) \\ &= 5 \cdot \frac{1}{6} + 2 \cdot \frac{1}{3} + \frac{1}{2} = \frac{5+4+3}{6} = 2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{b) } E(X^2) &= 5^2 P(X=5) + 2^2 P(X=2) + 1^2 P(X=1) \\ &= \frac{25}{6} + \frac{4}{3} + \frac{1}{2} = \frac{25+8+3}{6} = 6 \end{aligned}$$

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - E(X)^2 = 6 - 4 = 2$$

$$\begin{aligned} \text{c) Par linéarité } E(S_n) &= \sum_{i=1}^n E(X_i) = 2n \\ \text{les } (X_i) \text{ étant indépendants, } \text{Var}(X_n) &= \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = 2n. \end{aligned}$$

$$\text{d) } P(S_n \geq N) = P(S_n - 2n \geq N - 2n) \leq P(|S_n - 2n| \geq N - 2n)$$

par l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev $P(S_n - 2n \geq N - 2n) \leq \frac{\text{Var}(S_n)}{(N - 2n)^2}$
(comme $E(S_n) = 2n$) $= \frac{2n}{(N - 2n)^2}$

$$\text{Pour } n = 80, N = 200 \quad P(S_{80} \geq 200) \leq \frac{2 \cdot 80}{(40)^2} = \frac{1}{10}$$

Exercice 4

$$a) \quad f_Y(y) = \int_{\mathbb{R}} f_X(x, y) dx = \int_y^{+\infty} \frac{c_\alpha}{x^{1+\alpha}} dx \quad \frac{1}{y^{1+\alpha}} \quad \frac{1}{y > 1}$$

$$\text{or} \quad \int_y^{+\infty} \frac{c_\alpha}{x^{1+\alpha}} dx = c_\alpha \left[\frac{-x^{-\alpha}}{\alpha} \right]_y^{+\infty} = \frac{c_\alpha}{\alpha} y^{-\alpha}$$

$$f_Y(y) = \frac{c_\alpha}{\alpha} \frac{1}{y^{1+2\alpha}} \quad \frac{1}{y > 1}$$

$$b) \quad \text{On doit avoir} \quad \int_{\mathbb{R}} f_Y(y) dy = 1$$

$$\text{d'où} \quad 1 = \frac{c_\alpha}{\alpha} \int_1^{+\infty} y^{-(1+2\alpha)} dy = \frac{c_\alpha}{\alpha} \left[\frac{-y^{-2\alpha}}{2\alpha} \right]_1^{+\infty} = \frac{c_\alpha}{2\alpha^2}$$

$$\text{donc} \quad c_\alpha = 2\alpha^2$$

c) Y étant positive, $E|Y|$ est toujours bien définie

$$\text{et} \quad E|Y| = \frac{c_\alpha}{\alpha} \int_1^{+\infty} y \cdot y^{-(1+2\alpha)} dy = \frac{c_\alpha}{\alpha} \int_1^{+\infty} y^{-2\alpha} dy$$

$$\text{ainsi} \quad E|Y| < +\infty \quad \text{ssi} \quad 2\alpha > 1$$

$$\text{ssi} \quad \alpha > \frac{1}{2}$$

d) Soit $g: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}_+$ mesurable

$$E[g(Z, T)] = E[g(XY, X/Y)] = \int_{\mathbb{R}^2} g(xy, x/y) f_X(x, y) dx dy$$

$$= \int_{\mathbb{R}} g(xy, x/y) \frac{c_\alpha}{(xy)^{1+\alpha}} dx dy$$

On effectue un changement de variable en posant

$$(z, t) = \varphi(x, y) = (xy, x/y)$$

d'inverse $\varphi^{-1}(z, t) = (\sqrt{zt}, \sqrt{z/t})$ [car $zt = x^2$, $z/t = y^2$]

$$\text{Jac}_{\varphi^{-1}} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} \frac{\sqrt{t}}{\sqrt{z}} & \frac{1}{2} \frac{\sqrt{z}}{\sqrt{t}} \\ \frac{1}{2} \frac{1}{\sqrt{t}\sqrt{z}} & -\frac{1}{2} \frac{\sqrt{z}}{t^{3/2}} \end{pmatrix}, \quad |\det \text{Jac}_{\varphi^{-1}}| = \frac{1}{2t}$$

$$\text{Ainsi } C_{\alpha} \int_V g(xy, x/y) \frac{1}{(xy)^{1+\alpha}} dx dy = C_{\alpha} \int_V g(z, t) \frac{1}{z^{1+\alpha}} \frac{1}{2t} dz dt.$$

$$\text{on } V = \{(z, t) \mid 1 < t < z\}$$

$$\text{Ainsi, } (z, t) \text{ de densité } \frac{C_{\alpha}}{2} \frac{1}{z^{1+\alpha}} \frac{1}{t} \mathbb{1}_{\{1 < t < z\}}$$

c) La densité marginale de z est

$$\begin{aligned} \int \frac{C_{\alpha}}{2} \frac{1}{z^{1+\alpha}} \frac{1}{t} \mathbb{1}_{\{1 < t < z\}} dt &= \frac{C_{\alpha}}{2 z^{1+\alpha}} \int_1^z \frac{1}{t} dt \mathbb{1}_{\{z > 1\}} \\ &= \frac{C_{\alpha}}{2} \frac{\ln z}{z^{1+\alpha}} \mathbb{1}_{\{z > 1\}}. \end{aligned}$$

Exercice 5:

a) $E[|\ln U|] = \int_0^2 \frac{|\ln u|}{2} du < +\infty$ car $|\ln u|$ intégrable sur $[0, 2]$.

$$E[\ln U] = \frac{1}{2} \int_0^2 \ln u \, du = \frac{1}{2} \left[u \ln u - u \right]_0^2 = \frac{1}{2} (2 \ln 2 - 2)$$

$$= \ln 2 - 1$$

b) $\left| \frac{\sin(nU)}{1+nU^3} \right| \leq 1$ car $1+nU^3 \geq 1$, avec $E[1] < +\infty$.

et $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{\sin(nU)}{1+nU^3} = 0$ p.s. car $\left| \frac{\sin(nU)}{1+nU^3} \right| \leq \frac{1}{1+nU^3}$ et $U > 0$ p.s.

par convergence dominée, on a donc

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} E \left[\frac{\sin(nU)}{1+nU^3} \right] = 0.$$

c) $h(t) = E[U^t]$ bien défini car $U^t \geq 0$.

et $h(t) = \int_0^2 \frac{u^t}{2} du < +\infty$ pour tout $t > -1$.

de plus $h(t) = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{t+1} u^{t+1} \right]_0^2 = \frac{1}{2} \frac{2^{t+1}}{t+1}$ pour $t > -1$

donc $h(t) = \frac{2^t}{t+1}$ pour tout $t > -1$.

d) Pour tout $t \in [a, b]$ avec $-1 < a < b < +\infty$

- $t \mapsto U^t = e^{t \ln U}$ est dérivable, de dérivée $(\ln U) U^t$

- $|(\ln U) U^t| \leq |\ln U| U^a \mathbb{1}_{\{U \in [0, 1]\}} + (\ln 2) 2^b \mathbb{1}_{\{U \in [0, 2]\}}$
intégrable.

Par théorème de dérivation sous l'intégrale, $\forall t \in]a, b[$

$$h'(t) = E[(\ln U) U^t]$$

Notamment $h'(0) = E[\ln U]$

Mais $h(t) = \frac{2^t}{1+t} = \frac{e^{t \ln 2}}{1+t}$, $h'(t) = \ln 2 \frac{e^{t \ln 2}}{1+t} - e^{t \ln 2} \frac{1}{(1+t)^2}$

donc $h'(0) = \ln 2 - 1$, et on retrouve la valeur de $E[\ln U]$.

e) $E[\sqrt{X_n}] = E\left[\prod_{k=1}^n \sqrt{U_k}\right] = \prod_{k=1}^n E[\sqrt{U_k}]$ par indépendance.

or $E[\sqrt{U_k}] = E[U_k^{1/2}] = h(1/2) = \frac{2^{1/2}}{1+1/2} = \frac{2\sqrt{2}}{3}$

donc $E[\sqrt{X_n}] = \left(\frac{2\sqrt{2}}{3}\right)^n$ c'est-à-dire $\theta = \frac{2\sqrt{2}}{3}$.

f) On a $P(X_n \geq x) \underset{x \mapsto \sqrt{x} \text{ est croissante}}{=} P(\sqrt{X_n} \geq \sqrt{x}) \underset{\substack{\uparrow \\ \text{inégalité de Markov}}}{\leq} \frac{1}{\sqrt{x}} E[\sqrt{X_n}]$

$$P(X_n \geq x) \leq \frac{\theta^n}{\sqrt{x}}$$

g) $\forall \varepsilon > 0$ $P(|X_n| > \varepsilon) \underset{X_n \geq 0}{=} P(X_n > \varepsilon) \leq \frac{1}{\sqrt{\varepsilon}} \theta^n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ car $|\theta| < 1$.
donc $X_n \rightarrow 0$ en probabilité.

h) $E|Z| = E\left[\sum_{n=1}^{\infty} X_n\right] = \sum_{n=1}^{+\infty} E[X_n]$ car les X_n sont ≥ 0

ou $E[X_n] = \prod_{k=1}^n E[U_k]$ par indépendance [C.V.N. pour les séries à termes positifs]
 $= 1$ car $E[U_k] = 1$ ($= h(1)$)

donc $E|Z| = \sum_{n=1}^{+\infty} 1 = +\infty$

i) $\sqrt{Z} \leq \sum_{n=1}^{+\infty} \sqrt{X_n}$ d'après l'inégalité admise.

les $\sqrt{X_n}$ étant positifs, par C.V.N. pour les séries à termes ≥ 0 ,

on a $E[\sqrt{Z}] \leq E\left[\sum_{n=1}^{+\infty} \sqrt{X_n}\right] = \sum_{n=1}^{\infty} E[\sqrt{X_n}] = \sum_{n=1}^{+\infty} \theta^n$

par la question c).

comme $|\theta| < 1$, $E[\sqrt{Z}] < +\infty$.

$\sqrt{Z}$ étant intégrable, on a $\sqrt{Z} < +\infty$ p.s.

d'où $Z < +\infty$ p.s.

j) Si $Z = \sum_{n=1}^{+\infty} X_n < +\infty$ p.s., avec les $X_n \geq 0$,
 cela signifie que $X_n \xrightarrow[p.s.]{} 0$

[en effet, une série de termes positifs ne peut pas converger si le terme général ne tend pas vers 0].