

Ex. 1 (1/2)

$a > 0$. $X \sim \tau(a)$

$$f_X(x) = \frac{1}{a^2} (a - |x|) \mathbb{1}_{[-a, a]}(x) = \begin{cases} \frac{1}{a^2} (a - x) & \text{si } 0 \leq x \leq a \\ \frac{1}{a^2} (a + x) & \text{si } -a \leq x < 0 \\ 0 & \text{si } x \notin [-a, a] \end{cases}$$

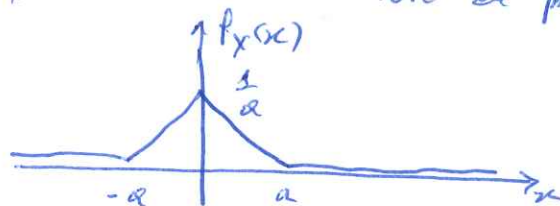
1) (1) $f_X \geq 0$ sur \mathbb{R} (car $f_X(x) \geq 0$ si $x \in [-a, a]$ et $f_X(x) = 0$ sinon)

(2) $f_X \in \mathcal{C}^0(\mathbb{R}; \mathbb{R})$

$$\begin{aligned} (3) \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx &= \int_{-a}^a f_X(x) dx = 2 \int_0^a f_X(x) dx \quad \text{car } f_X \text{ est paire sur } [-a, a] \\ &= 2 \int_0^a \frac{1}{a^2} (a - x) dx = \frac{2}{a^2} \left[ax - \frac{x^2}{2} \right]_0^a = \frac{2}{a^2} \left(a^2 - \frac{a^2}{2} \right) = 1 \end{aligned}$$

$\Rightarrow f_X$ est bien une ^{fonction de} densité de proba.

□



2) f_X est paire sur $\mathbb{R} \Rightarrow x \mapsto x f_X(x)$ est impaire sur \mathbb{R} et donc sur $[-a, a]$

$$\Rightarrow E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_{-a}^a x f_X(x) dx = 0 \quad \boxed{E(X) = 0}$$

$x \mapsto x^2 f_X(x)$ est paire sur \mathbb{R} et donc sur $[-a, a]$

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_{-a}^a x^2 f_X(x) dx = 2 \int_0^a \frac{x^2}{a^2} (a - x) dx \\ &= \frac{2}{a^2} \int_0^a (ax^2 - x^3) dx = \frac{2}{a^2} \left[a \frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{4} \right]_0^a = \frac{2}{a^2} \left(\frac{a^4}{3} - \frac{a^4}{4} \right) \\ \boxed{E(X^2) = \frac{a^2}{6}} \end{aligned}$$

Ex. 1 (2/2)

X admet un moment d'ordre 2, donc une variance

$$V(X) = E(X^2) - E^2(X) \Rightarrow \boxed{V(X) = \frac{a^2}{6}}$$

$$3) P(2|X| \geq a) = P(|X| \geq \frac{a}{2}) = 1 - P(|X| \leq \frac{a}{2})$$

$$\begin{aligned} P(|X| \leq \frac{a}{2}) &= P(-\frac{a}{2} \leq X \leq \frac{a}{2}) = \int_{-\frac{a}{2}}^{\frac{a}{2}} f_X(x) dx = 2 \int_0^{\frac{a}{2}} f_X(x) dx \quad \left(\begin{array}{l} f_X \text{ paire} \\ \text{sur } [-\frac{a}{2}, \frac{a}{2}] \end{array} \right) \\ &= 2 \int_0^{\frac{a}{2}} \frac{1}{a^2} (a-x) dx = \frac{2}{a^2} \left[ax - \frac{x^2}{2} \right]_0^{\frac{a}{2}} = \frac{2}{a^2} \left(\frac{a^2}{2} - \frac{a^2}{8} \right) = 1 - \frac{1}{4} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \boxed{P(2|X| \geq a) = \frac{1}{4}}$$

$$4) \alpha = 1 \Rightarrow X \sim T(1) \Rightarrow f_X(x) = (1 - |x|) \mathbf{1}_{[-1,1]}(x)$$

$$Y = \sqrt{|X|} \Rightarrow Y \in [0, +\infty[\quad (Y(\Omega) \subset [0, +\infty[)$$

a) Fonction de répartition de Y . Soit $y \in \mathbb{R}$:

• si $y < 0$ alors $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(\emptyset) = 0$

• si $0 \leq y$ alors $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(\sqrt{|X|} \leq y) = P(|X| \leq y^2)$

$$= P(-y^2 \leq X \leq y^2) = \int_{-y^2}^{y^2} f_X(x) dx$$

• si $0 \leq y \leq 1$ alors $F_Y(y) = 2 \int_0^{y^2} (1-x) dx = \dots = 2y^2 - y^4$

• si $1 < y$ alors $F_Y(y) = \int_{-1}^1 f_X(x) dx = 1$

Résumé:
$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & \text{si } y < 0 \\ 2y^2 - y^4 & \text{si } 0 \leq y \leq 1 \\ 1 & \text{si } 1 < y \end{cases}$$

b) $F_Y \in \mathcal{C}^0(\mathbb{R}, \mathbb{R}) \Rightarrow Y$ est une v.a.r. continue. comme F_Y est \mathcal{C}^1 ^{sur \mathbb{R}} ~~(presque partout)~~ Y est une v.a.r.a.s. f_Y est obtenue en dérivant F_Y . P.P.

$$f_Y(y) = \begin{cases} 0 & \text{si } y < 0 \\ 4(y - y^3) & \text{si } 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{si } 1 < y \end{cases}$$

Ex. 2 (1/2)

$$X \sim N(\mu, \sigma^2) = N(2, 2^2)$$

Notons F_X la f.r. de X

Φ la f.r. associée à $N(0,1)$

$$\begin{aligned} 1) P(X \geq 4.5) &= 1 - P(X \leq 4.5) = 1 - F_X(4.5) = 1 - \Phi\left(\frac{4.5-2}{2}\right) \\ &= 1 - \Phi(1.25) \approx 1 - 0.8944 \end{aligned}$$

$$P(X \geq 4.5) \approx 0.1056$$

$$\begin{aligned} 2) P(1 \leq X \leq 4.5) &= F_X(4.5) - F_X(1) = \Phi\left(\frac{4.5-2}{2}\right) - \Phi\left(\frac{1-2}{2}\right) \\ &= \Phi(1.25) - \Phi(-0.5) = \Phi(1.25) - 1 + \Phi(0.5) \\ &\approx 0.8944 - 0.1056 + 0.6815 = 0.5859 \end{aligned}$$

$$P(1 \leq X \leq 4.5) \approx 0.5859$$

$$3) t = ? \quad \text{tq} \quad P(X \geq t) = 0.33$$

$$P(X \geq t) = 1 - F_X(t) = 1 - \Phi\left(\frac{t-2}{2}\right)$$

$$\text{donc} \quad P(X \geq t) = 0.33 \Leftrightarrow 1 - \Phi\left(\frac{t-2}{2}\right) = 0.33 \Leftrightarrow \Phi\left(\frac{t-2}{2}\right) = 0.67 \Leftrightarrow$$

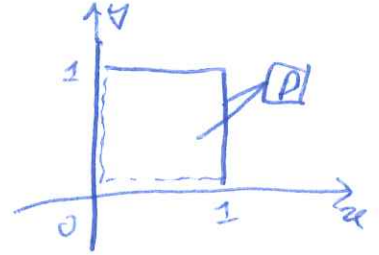
$$\frac{t-2}{2} = \Phi^{-1}(0.67) \approx 0.44 \Leftrightarrow t \approx 2 \times 0.44 + 2$$

$$t \approx 2.88$$

(1/2)

Ex. 3 (X, Y) est un c.v. de f.d.p.

$$f(x, y) = \frac{1}{a\sqrt{xy}} \mathbb{1}_D(x, y) \quad \text{avec } D =]0, 1] \times]0, 1]$$



1) f est une f.d.p. $\Rightarrow \iint_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy = 1$

$$\begin{aligned} 1 &= \iint_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy = \iint_{]0, 1] \times]0, 1]} \frac{1}{a} \frac{1}{\sqrt{xy}} dx dy = \frac{1}{a} \left(\int_0^1 \frac{1}{\sqrt{x}} dx \right) \left(\int_0^1 \frac{1}{\sqrt{y}} dy \right) \\ &= \frac{1}{a} \left[2x^{\frac{1}{2}} \right]_0^1 \left[2y^{\frac{1}{2}} \right]_0^1 = \frac{1}{a} \times 2 \times 2 = \frac{4}{a} \quad \text{donc } \boxed{a=4} \end{aligned}$$

Inversement : si $a=4$ alors $f \geq 0$ sur \mathbb{R}^2 et $\iint_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy = 1$.

2) • Densité de X : $\forall x \in \mathbb{R}$ $f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy = \int_{-10}^{10} f(x, y) dy$

• si $x \notin]0, 1]$ alors $f(x, y) = 0 \Rightarrow f_X(x) = 0$

• si $x \in]0, 1]$ alors $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{4\sqrt{x}\sqrt{y}} & \text{si } y \in]0, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

$$\Rightarrow f_X(x) = \int_0^1 \frac{1}{4\sqrt{x}\sqrt{y}} dy = \frac{1}{4\sqrt{x}} \int_0^1 y^{-\frac{1}{2}} dy = \frac{1}{4\sqrt{x}} \left[2y^{\frac{1}{2}} \right]_0^1 = \frac{1}{2\sqrt{x}}$$

$$\boxed{f_X(x) = \frac{1}{2\sqrt{x}} \mathbb{1}_{]0, 1]}(x)}$$

• Densité de Y : par symétrie

$$\boxed{f_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} \mathbb{1}_{]0, 1]}(y)}$$

3) • $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 \frac{1}{2} \frac{x}{\sqrt{x}} dx = \frac{1}{2} \int_0^1 \sqrt{x} dx = \frac{1}{2} \left[\frac{2}{3} x^{\frac{3}{2}} \right]_0^1 = \boxed{\frac{1}{3} = E(X)}$

• par symétrie

$$\boxed{E(Y) = \frac{1}{3}}$$

Ex. 3 (2/2)

4) $\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$

• $E(XY) = \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} xy f(x, y) dx dy$

Th. de Fubini

$E(g(X, Y)) = \int_{\mathbb{R}^2} g(x, y) f(x, y) dx dy$

$= \int_0^1 \int_0^1 xy \frac{1}{4\sqrt{xy}} dx dy = \frac{1}{4} \int_0^1 \sqrt{x} dx \int_0^1 \sqrt{y} dy = \frac{1}{4} \left[\frac{2}{3} x^{3/2} \right]_0^1 \left[\frac{2}{3} y^{3/2} \right]_0^1$

$E(XY) = \frac{1}{9}$

$\Rightarrow \text{cov}(X, Y) = \frac{1}{9} - \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = 0 = \text{cov}(X, Y)$

5) • $V(X, Y) \in \mathbb{R}^2$

$f(x, y) = \frac{1}{4\sqrt{xy}} \mathbb{1}_{(0,1) \times (0,1)}(x, y) = \frac{1}{2\sqrt{x}} \mathbb{1}_{(0,1)}(x) \frac{1}{2\sqrt{y}} \mathbb{1}_{(0,1)}(y)$
 $= f_X(x) f_Y(y)$

X et Y sont donc indep.

• X et Y sont indep \Rightarrow ~~indépendance~~ ~~indépendance~~

$f_{X|Y=y}(x) = f_X(x) = \frac{1}{2\sqrt{x}} \mathbb{1}_{(0,1)}(x), \forall x \in \mathbb{R}.$

Ex. 4 (1/1)

X une v.a.n. discrète

$$\begin{cases} \bullet X(x) = \{0, 1\} \\ \bullet P(X=0) = \frac{2}{3} \text{ et } P(X=1) = \frac{1}{3} \end{cases}$$

$$\Rightarrow E(X) = \frac{1}{3}$$

$$\forall n \in \mathbb{N}^* \quad |X_n - X| = \left| \left(1 + \frac{1}{n}\right)X - X \right| = \left| \frac{1}{n}X \right| = \frac{1}{n}X \quad \text{car } X \geq 0.$$

$$\Rightarrow E(|X_n - X|) = E\left(\frac{1}{n}X\right) = \frac{1}{n}E(X) = \frac{1}{3n}$$

Inégalité de Markov

$$\forall \varepsilon > 0 \quad P(|X_n - X| \geq \varepsilon) \leq \frac{E(|X_n - X|)}{\varepsilon} = \frac{1}{3\varepsilon n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$$\Rightarrow \forall \varepsilon > 0 \quad P(|X_n - X| \geq \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$$\Rightarrow \boxed{X_n \xrightarrow{P} X}$$

Ex. 5 (1/3)

$(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est une suite de v.a. r.v.s.c.p.t.g.

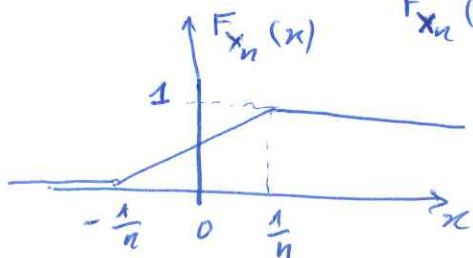
$$\forall n \in \mathbb{N}^* \quad X_n \sim \mathcal{U}\left(\left[-\frac{1}{n}, \frac{1}{n}\right]\right)$$

Rappel:

$$X \sim \mathcal{U}([a, b]) \Rightarrow F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{si } a \leq x \leq b \\ 1 & \text{si } b < x \end{cases}$$

Donc $\forall n \in \mathbb{N}^*$

$$F_{X_n}(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -\frac{1}{n} \\ \frac{x + \frac{1}{n}}{\frac{1}{n} + \frac{1}{n}} = \frac{n}{2}x + \frac{1}{2} & \text{si } -\frac{1}{n} \leq x \leq \frac{1}{n} \\ 1 & \text{si } \frac{1}{n} < x \end{cases}$$



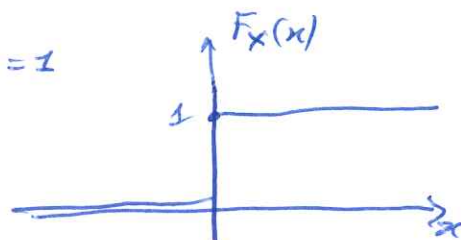
□ Fonction de répartition de $X = 0$ ($X = 1_{\{0\}}$) $X(x) = \{0, 1\}$.

Soit $x \in \mathbb{R}$

• Si $x < 0$ alors $F_X(x) = \mathbb{P}(X \leq x) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$

• Si $0 \leq x$ alors $F_X(x) = \mathbb{P}(X \leq x) = \mathbb{P}(X = 0) = 1$

$$F_X = 1_{[0, +\infty[}$$



$$F_X \in \mathcal{C}^0(\mathbb{R}^*, \mathbb{R})$$

□ Convergence simple de $(F_{X_n})_{n \in \mathbb{N}^*}$ sur \mathbb{R}^* :

soit $x \in \mathbb{R}^*$

• Si $x < 0$ alors $\exists n_0 \in \mathbb{N}^*$ tq $x < -\frac{1}{n_0} \Rightarrow \forall n \geq n_0 \quad x < -\frac{1}{n} \leq -\frac{1}{n} \Rightarrow \forall n \geq n_0, F_{X_n}(x) = 0 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

• Si $0 < x$ alors $\exists n_0 \in \mathbb{N}^*$ tq $\frac{1}{n_0} < x \Rightarrow \forall n \geq n_0 \quad \frac{1}{n} \leq \frac{1}{n_0} < x \Rightarrow \forall n \geq n_0, F_{X_n}(x) = 1 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1$

D'où $F_{X_n} \xrightarrow[\text{sur } \mathbb{R}^*]{\text{C.V.S.}} F_X \Rightarrow \boxed{X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X}$

Ex. 6 (1/1)

1) Il s'agit d'un schéma de Bernoulli

\mathcal{E} = "succession de $n = 600$ épreuves de Bernoulli (test positif (= succès) ou pas (= échec)), indépendantes et identiques de paramètre $p = \frac{1}{25}$ "

X = "nombre de succès obtenus à l'issue des n épreuves"

$$\Rightarrow X \sim \mathcal{B}(n, p) = \mathcal{B}\left(600, \frac{1}{25}\right) \Leftrightarrow \begin{cases} \bullet X(\Omega) \subset \llbracket 0, n \rrbracket \\ \bullet \mathbb{P}(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, \forall k \in \llbracket 0, n \rrbracket \end{cases}$$

$$2) \cdot \boxed{E(X) = np = 24}$$

$$\cdot V(X) = np(1-p) = 23.04$$

$$\Rightarrow \boxed{\sigma(X) = \sqrt{V(X)} = 4.8}$$

3) On admet que $X \approx \mathcal{N}(\mu, \sigma)$

$$a) \text{ d'après le cours } \boxed{\mu = E(X) = 24} \text{ et } \boxed{\sigma = \sigma(X) = 4.8}$$

$$\text{i.e. } X \approx \mathcal{N}(24, 4.8)$$

$$b) \cdot \mathbb{P}(24.5 < X < 25.5) = F_X(25.5) - F_X(24.5) \approx \Phi\left(\frac{25.5-24}{4.8}\right) - \Phi\left(\frac{24.5-24}{4.8}\right) \\ \approx \Phi(0.31) - \Phi(0.10) \approx 0.6217 - 0.5398$$

$$\boxed{\mathbb{P}(24.5 < X < 25.5) \approx 0.0815}$$

$$\cdot \mathbb{P}(X > 30) = 1 - F_X(30) \approx 1 - \Phi\left(\frac{30-24}{4.8}\right) = 1 - \Phi(1.25)$$

$$\boxed{\mathbb{P}(X > 30) \approx 0.1056}$$