

Ex. 1 (1/2)

$a > 0 \Rightarrow X \sim T(a)$

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

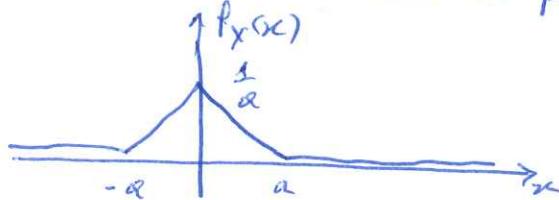
1)  $f_X \geq 0$  sur  $\mathbb{R}$  (car  $f_X(x) \geq 0$  si  $x \in [-a, a]$  et  $f_X(x) = 0$  sinon)

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

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

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

E



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

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_{-a}^a x^2 f_X(x) dx = 2 \int_0^a \frac{1}{a^2} (a - x)^2 dx \\ &= \frac{2}{a^2} \int_0^a (ax^2 - 2ax + a^2) dx = \frac{2}{a^2} \left[ a \frac{x^3}{3} - \frac{2ax^2}{2} + a^2 x \right]_0^a = \frac{2}{a^2} \left( \frac{a^4}{3} - \frac{a^4}{4} \right) \end{aligned}$$

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

Ex. 2 (2/2)

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

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

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

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

$$\Rightarrow P(|X| \geq \alpha) = \frac{1}{4}$$

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

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

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

• Si  $y < 0$  alors  $F_Y(y) = \mathbb{P}(Y \leq y) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$

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

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

• Si  $0 \leq y \leq 1$  alors  $F_Y(y) = \mathbb{P}(-y^2 \leq X \leq y^2) = \int_0^{y^2} (1-x) dx = 2y^2 - y^4$

• 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)  $F_Y \in C^0([0, 1]) \Rightarrow Y$  est une v.a.r. continue. Comme  $F_Y$  est  $C^1$  (presque partout),

$Y$  est une v.a.r.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)

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

Notons  $F_X$  la f.r. de  $X$

$\Phi$  la f.r. associée à  $N(0, 1)$

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

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

$$\begin{aligned} 2) P(1 \leq X \leq 4.5) &= F_X(4.5) - F_X(1) = \Phi\left(\frac{4.5 - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{1 - \mu}{\sigma}\right) \\ &= \Phi(1.25) - \Phi(-0.5) = \Phi(1.25) - 1 + \Phi(0.5) \\ &\approx 0.8944 - 0.1056 + 0.6915 = 0.5859 \end{aligned}$$

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

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

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

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

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

$$t \approx 2.88$$

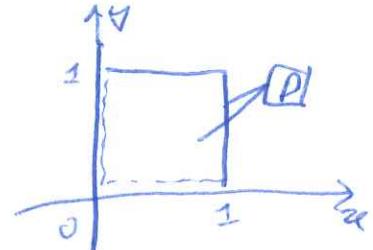
(1)(a)

$E_{x,y}$

$(X, Y)$  est un a.v. de f.d.p.

$$f(x,y) = \frac{1}{\pi \sqrt{xy}} \mathbf{1}_{D}(x,y) \quad \text{avec } D = [0,1] \times [0,1]$$

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



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

Inversement : si  $\pi = 4$  alors  $f \geq 0$  sur  $\mathbb{R}^2$

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  $f_{X,Y}(x,y) = 0$

• si  $x \in [0,1]$  alors  $f_{X,Y}(x,y) = 0 \Rightarrow f_X(x) = 0$

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{4\pi\sqrt{xy}} & \text{si } y \in [0,1] \end{cases}$$

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

$$\boxed{f_X(x) = \frac{1}{2\pi x} \mathbf{1}_{[0,1]}(x)}$$

• Densité de  $Y$ : Par symétrie

$$\boxed{f_Y(y) = \frac{1}{2\pi y} \mathbf{1}_{[0,1]}(y)}$$

$$\begin{aligned} 3) \cdot E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 \frac{1}{2} \frac{x}{\pi x} dx = \frac{1}{2} \int_0^1 \frac{1}{\pi} dx = \frac{1}{2} \left[ \frac{1}{\pi} x \right]_0^1 = \boxed{\frac{1}{3} = E(Y)} \end{aligned}$$

• Par symétrie

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

Ex.3 (2/2)

$$4) \text{cov}(x, y) = E(xy) - E(x)E(y)$$

$E(XY) = \iint_{\mathbb{R}^2} xy f(x,y) dx dy$  Th. der Erwartung  $E[g(x,y)] = \iint_{\mathbb{R}^2} g(x,y) f(x,y) dx dy$

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

$E(XY) = \frac{1}{3}$

$$\Rightarrow \text{cov}(x, y) = \frac{1}{3} - \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} = 0 = \text{cov}(x, y)$$

5)  $\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2$

$$f(x,y) = \frac{1}{4\sqrt{xy}} \underset{[0,1] \times [0,1]}{(x,y)} = \frac{1}{2\sqrt{x}} \underset{[0,1]}{(x)} \frac{1}{2\sqrt{y}} \underset{[0,1]}{(y)} = f_x(x) f_y(y)$$

$X \neq Y$  nicht d.h. unabh.

$X \neq Y$  nicht d.h. unabh.  $\Rightarrow$

~~$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) f_Y(y)$~~

(durch das Lebesgue-Mass)

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

Ex. 4 (1/2)

$X$  une r.v. discrète

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

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

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

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

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)

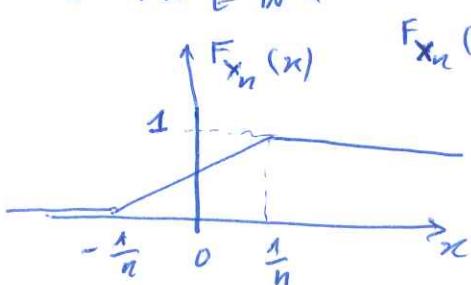
$(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  est une suite de v.a.m.-cptq:

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

Rappel:

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

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



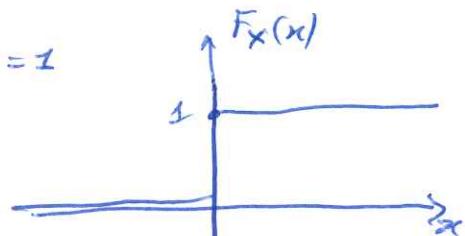
$$F_{X_n}(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -\frac{1}{n} \\ \frac{n+x}{2n} = \frac{n}{2}x + \frac{1}{2} & \text{si } -\frac{1}{n} \leq x \leq \frac{1}{n} \\ 1 & \text{si } \frac{1}{n} < x \end{cases}$$

□ Fonction de répartition de  $X=0$  ( $X=\mathbb{1}_\emptyset$ )  $X(\omega) = \{0\}$ .

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

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

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



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

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

sont  $n \in \mathbb{N}^*$

• Si  $x < 0$  alors  $\exists n_0 \in \mathbb{N}^*$  tq  $x < -\frac{1}{n_0} \Rightarrow \forall n \geq n_0 \quad x < -\frac{1}{n} \leq -\frac{1}{n_0}$

$$\Rightarrow \forall n \geq n_0, \quad F_{X_n}(x) = 0 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

• Si  $0 < x$  alors  $\exists n_0 \in \mathbb{N}^*$  tq  $\frac{1}{n_0} < x \Rightarrow \forall n \geq n_0 \quad \frac{1}{n} \leq \frac{1}{n_0} < x$

$$\Rightarrow \forall n \geq n_0, \quad F_{X_n}(x) = 1 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1$$

D'où  $F_{X_n} \xrightarrow[\text{sur } \mathbb{R}^*]{\text{CVS}} F_X$   $\Rightarrow \boxed{X_n \xrightarrow{\ell} X}$ .

E.a. 6 (1/2)

a) 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"

$$\Rightarrow X \sim \beta(n, p) = \beta(600, \frac{1}{25}) \quad \left\{ \begin{array}{l} \circ X(\omega) = \{0, n\} \\ \circ P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, \forall k \in \{0, n\} \end{array} \right.$$

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

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

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

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

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

i.e.  $X \approx N(24, 4.8)$

b)  $P(24.5 < X < 25.5) = F_X(25.5) - F_X(24.5) \approx \Phi\left(\frac{25.5-24}{4.8}\right) - \Phi\left(\frac{24.5-24}{4.8}\right)$   
 $\approx \Phi(0.31) - \Phi(-0.10) \approx 0.6217 - 0.5388$

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

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

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