

Exercice 3:

(7)

1) X uniforme sur $\{1, 2, \dots, n\}$ $n \geq 2$.

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{k=1}^n k P(X=k) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n k = \frac{1}{n} \frac{n(n+1)}{2} = \frac{n+1}{2}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \sum_{k=1}^n k^2 P(X=k) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n k^2 = \frac{1}{n} \left(\frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \right) \\ &= \frac{(n+1)(2n+1)}{6}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= E[X^2] - E[X]^2 \\ &= \frac{(n+1)(2n+1)}{6} - \frac{(n+1)^2}{4} \\ &= \frac{2(n+1)(2n+1) - 3(n+1)^2}{12} \\ &= \frac{(n+1)(4n+2 - 3(n+1))}{12} = \frac{(n+1)(n-1)}{12} \\ &= \frac{n^2-1}{12}. \end{aligned}$$

2) Soit $Y \sim \text{Ber}(p)$ indépendante de X .

on pose $W = XY$.

Y est à valeurs dans $\{0, 1\}$, donc W est à valeurs dans $\{0, 1, 2, \dots, n\}$.

et pour $1 \leq k \leq m$

⑧

$$\begin{aligned} P(W=k) &= P(\{X=k\} \cap \{Y=1\}) \\ &= P(X=k) P(Y=1) \\ &= \frac{p}{m}. \end{aligned}$$

$$P(W=0) = P(Y=0) = q = 1-p.$$

3) On a $E[W] = E[XY] = E[X] E[Y]$ par indépendance.

$$= \binom{m+1}{2} \times p$$

$$\begin{aligned} E(W^2) &= E[X^2 Y^2] \\ &= E[X^2] E[Y^2] = p E[X^2] \text{ car } Y^2 = Y. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(W) &= E[W^2] - E[W]^2 \\ &= p E[X^2] - p^2 E[X]^2 \\ &= \frac{2p(m+1)(2m+1) - 3p^2(m+1)^2}{12} \\ &= \frac{(m+1)(2p(2m+1) - 3p^2(m+1))}{12} \\ &= \frac{p(m+1)((4-3p)m + (2p-3p^2))}{12}. \end{aligned}$$

4) On pose $Z = X+Y$. Par linéarité:

$$\begin{aligned} E[Z] &= E[X] + E[Y] \\ &= \binom{m+1}{2} + p. \end{aligned}$$

par indépendance,

$$\begin{aligned} \text{Var}(Z) &= \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \\ &= \frac{n^2 - 1}{12} + p(1-p). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 5) \quad \{Z=n\} &= (\{X=n\} \cap \{Y=0\}) \\ &\quad \cup (\{X=n-1\} \cap \{Y=1\}). \end{aligned}$$

l'union est disjointe, par indépendance, on a:

$$\begin{aligned} P(Z=n) &= P(X=n)P(Y=0) + P(X=n-1)P(Y=1) \\ &= \frac{1}{n}(1-p) + \frac{1}{n}p \\ &= \frac{1}{n}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 6) \quad \{W=0\} \cap \{Z=n\} &= \{Y=0\} \cap \{X+Y=n\} \\ &= \{Y=0\} \cap \{X=n\}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{donc } P(\{W=0\} \cap \{Z=n\}) &= P(Y=0) \times P(X=n) \quad (\text{indépendance}) \\ &= (1-p) \times \frac{1}{n}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\cdot \{W=1\} \cap \{Z=n\} \\ &= \{XY=1\} \cap \{X+Y=n\} \\ &= \{X=1\} \cap \{Y=1\} \cap \{X+Y=n\} \\ &= \begin{cases} \emptyset & \text{si } n \geq 3 \\ \{X=1\} \cap \{Y=1\} & \text{si } n=2 \end{cases} \end{aligned}$$

$$P(\{W=1\} \cap \{Z=n\}) = \begin{cases} 0 & \text{si } n \geq 3 \\ \frac{1}{n} \times p & \text{si } n=2. \end{cases}$$

(9)

$$6_2 \quad P(W=1) P(Z=n)$$

(10)

$$= \frac{p}{n} \times \frac{1}{n} \neq P(\{W=1\} \cap \{Z=n\})$$

donc W et Z ne sont pas indépendantes.

$$7) \quad \text{Cov}(W, Z) = \text{Cov}(XY, X+Y)$$

$$= E[(XY)(X+Y)] - E[XY] E(X+Y)$$

$$= E[X^2] E[Y] + E[X] E[Y^2] - E[X] E[Y] \quad (E[X] + E[Y])$$

↑
indépendance
et linéarité

$$= (E[X^2] - E[X]^2) E[Y] + E[X] (E[Y^2] - E[Y]^2)$$

$$= \text{Var}(X) E[Y] + E[X] \text{Var}(Y).$$

Exercice 4:

$$1) \int_0^{+\infty} \frac{1}{1+x^2} dx = \left[\arctan x \right]_0^{+\infty} \\ = \frac{\pi}{2} - 0 = \frac{\pi}{2}.$$

donc pour $c = \frac{2}{\pi}$,

$$f(x) = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \frac{1}{1+x^2} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

est normale, ≥ 0 et $\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1$.

donc est la densité d'une certaine variable aléatoire.

2) Soit X de densité f .

avec probabilité 1, $X > 0$, donc $Y = \frac{1}{X}$

est presque sûrement défini à valeurs dans $(0, +\infty)$.

Soit $t > 0$.

$$F_Y(t) = P(Y \leq t) \\ = P\left(\frac{1}{X} \leq t\right) \\ = P\left(\frac{1}{t} \leq X\right) \\ = \int_{\frac{1}{t}}^{+\infty} f_X(u) du = \int_{\frac{1}{t}}^{+\infty} \frac{2}{\pi} \frac{1}{1+u^2} du$$

$$= \frac{2}{\pi} \left(\frac{\pi}{2} - \arctan\left(\frac{1}{t}\right) \right) = 1 - \frac{2}{\pi} \arctan\left(\frac{1}{t}\right) \quad (12)$$

et $F_Y(t) = 0$ si $t \leq 0$.

si $t \neq 0$, la fonction de répartition de Y est dérivable,
et $F_Y'(t) = 0$ si $t \leq 0$

$$\begin{aligned} F_Y'(t) &= -\frac{2}{\pi} \frac{1}{1 + \left(\frac{1}{t}\right)^2} \times \left(-\frac{1}{t^2}\right) \\ &= \frac{2}{\pi} \frac{1}{1 + t^2} \quad \text{si } t > 0. \end{aligned}$$

On vérifie qu'on a bien :

$$F_Y(t) = \int_{-\infty}^t \frac{2}{\pi} \frac{1}{1+u^2} \mathbb{1}_{\{u > 0\}} du \quad \text{pour } t \in \mathbb{R}.$$

donc Y est à densité, de densité h .

donc Y a la même loi que X .

X et $\frac{1}{X}$ ont la même loi !

Rq: On a remarqué que pour tout $t > 0$
 $\arctan t + \arctan \frac{1}{t} = \frac{\pi}{2}$.

3) $X \geq 0$

$$\text{donc } \mathbb{E}[X] = \int_0^{+\infty} \frac{2}{\pi} \frac{x}{1+x^2} dx = +\infty.$$

$\mathbb{E}[|X|]$

$\left(\sim \frac{2}{\pi} \times \frac{1}{x} \right)$
 X n'est donc pas intégrable. Son espérance n'est pas définie.