

---

EXAMEN DE PROBABILITÉS  
CORRECTION

---

PROBLÈME I

1) On a  $Y(\Omega) = \mathbb{Z}$  et  $\forall k \in \mathbb{Z}$ ,  $P(Y=k) = P(\varepsilon X = k)$  donc

$$\rightarrow P(Y=k) = P(\varepsilon X = k \text{ et } \varepsilon = 1) + P(\varepsilon X = k \text{ et } \varepsilon = -1)$$

$$= P(X=k)P(\varepsilon=1) + P(X=-k)P(\varepsilon=-1)$$

$$= pP(X=k) + (1-p)P(X=-k) \text{ car } X \text{ est symétrique}$$

$$= P(X=k)$$

$\rightarrow$  On peut conclure que  $X$  et  $Y$  suivent la même loi

2) Comme  $X$  et  $Y$  ont même loi,  $Y$  est symétrique donc  $E[Y] = 0$ .

$\rightarrow$  Sinon,  $E[Y] = E[\varepsilon X] = E[\varepsilon]E[X] = (2p-1) \times 0 = 0$ .

$$3) \text{Cov}(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y] = E[XY] = E[\varepsilon X^2] = E[\varepsilon]E[X^2]$$

$$= (2p-1)E[X^2]$$

$\rightarrow \text{Cov}(X, Y) = 0$  si  $p = \frac{1}{2}$  ou  $X = 0$  p.s.

PROBLÈME II

1) Si  $X \sim N(0, \sigma^2)$ , on a pour tout  $t \in \mathbb{R}$

$$\rightarrow E[\exp(tX)] = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} \exp(ta) \exp\left(-\frac{a^2}{2\sigma^2}\right) da = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(a^2 - 2\sigma^2 ta)\right) da$$

$$\begin{aligned} \rightarrow \mathbb{E}[\exp(tX)] &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\sigma^2 t)^2\right) \exp\left(\frac{\sigma^2 t^2}{2}\right) dx \\ &= \exp\left(\frac{\sigma^2 t^2}{2}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mathbb{R}} \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) dy \text{ avec } y = \frac{x-\sigma^2 t}{\sigma} \\ &= \exp\left(\frac{\sigma^2 t^2}{2}\right). \end{aligned}$$

$\rightarrow$  Il en découle que  $X$  est sous-gaussienne avec  $\alpha(X) = \sigma^2$ .

2) Si  $X$  est centrée avec  $|X| \leq 1$ , on tire de l'indication que  
 $\rightarrow$  pour tout  $t \in \mathbb{R}$

$$\mathbb{E}[\exp(tX)] \leq \exp\left(\frac{t^2}{2}\right) + \mathbb{E}[X \sinh(t)] \leq \exp\left(\frac{t^2}{2}\right)$$

car  $\mathbb{E}[X] = 0$ . On peut conclure que  $X$  est sous-gaussienne avec  $\alpha(X) \leq 1$ .

3) Pour tout  $t \in \mathbb{R}$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\exp(tS_n)] &= \mathbb{E}\left[\exp\left(t \sum_{k=1}^n X_k\right)\right] = \mathbb{E}\left[\prod_{k=1}^n \exp(tX_k)\right] \\ &= \prod_{k=1}^n \mathbb{E}[\exp(tX_k)] \text{ par indépendance} \\ &\leq \prod_{k=1}^n \exp\left(\frac{t^2}{2}\right) = \exp\left(\frac{nt^2}{2}\right). \end{aligned}$$

4) Pour tout  $x \geq 0$ , on en déduit que

$$\mathbb{P}(S_n \geq x) = \mathbb{P}(\exp(tS_n) \geq \exp(tx)) \leq \exp(-tx) \mathbb{E}[\exp(tS_n)]$$

grâce à l'inégalité de Markov.

$\rightarrow$  Il découle de 3) que  $\mathbb{P}(S_n \geq x) \leq \exp(-tx + \frac{nt^2}{2})$ .

$\rightarrow$  Soit  $\varphi$  la fonction définie sur  $\mathbb{R}^+$  par  $\varphi(t) = -tx + \frac{nt^2}{2}$ .

On a  $\varphi'(t) = -x + nt$ ,  $\varphi'(t) = 0 \Leftrightarrow t = \frac{x}{n}$  - la fonction  $\varphi$  admet un minimum en ce point et  $\varphi\left(\frac{x}{n}\right) = -\frac{x^2}{2n}$  - On a donc

$$\mathbb{P}(S_n \geq x) \leq \exp\left(-\frac{x^2}{2n}\right).$$

5) Pour tout  $n \geq 0$  et  $x \leq 0$ , on a de même ③

$$P(S_n \leq -x) = P(\exp(tS_n) \geq \exp(-tx)) \leq \exp(tx + \frac{nt^2}{2})$$

et en prenant  $t = -\frac{x}{n}$ , on trouve que

$$P(S_n \leq -x) \leq \exp\left(-\frac{x^2}{2n}\right).$$

→ Par suite, pour tout  $x \geq 0$ , on a

$$P(|S_n| \geq x) = P(S_n \geq x) + P(S_n \leq -x) \leq 2 \exp\left(-\frac{x^2}{2n}\right).$$

6) Pour tout  $\varepsilon > 0$ , on a par de 5) avec  $x = n\varepsilon$ ,

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq \varepsilon\right) = P(|S_n| \geq n\varepsilon) \leq 2 \exp\left(-\frac{n\varepsilon^2}{2}\right).$$

On a donc  $\sum_{n=1}^{\infty} P\left(\left|\frac{S_n}{n}\right| \geq \varepsilon\right) \leq 2 \sum_{n=1}^{\infty} \left(\exp\left(-\frac{\varepsilon^2}{2}\right)\right)^n < +\infty.$

→ finalement, par le lemme de Borel-Cantelli,

$$\frac{S_n}{n} \rightarrow 0 \text{ ps.}$$

### PROBLÈME III

1) Il est clair que  $Y_n(\Omega) = \{-1, 1\}$  et

$$\begin{aligned} \rightarrow P(Y_n = 1) &= P(X_n X_{n+1} = 1) = P(X_n = 1 \text{ et } X_{n+1} = 1) + P(X_n = -1 \text{ et } X_{n+1} = -1) \\ &= P(X_n = 1) P(X_{n+1} = 1) + P(X_n = -1) P(X_{n+1} = -1) \text{ par indépendance} \\ &= p^2 + (1-p)^2 = \pi \end{aligned}$$

→  $P(Y_n = -1) = 1 - \pi$ ,  $Y_n \sim \mathcal{R}(\pi)$ . En particulier,  $E[Y_n] = 2\pi - 1$ .

2) On ne peut appliquer directement la loi forte des grands nombres car  $(Y_n)$  n'est pas constituée de variables indépendantes.

→ Cependant, on a la décomposition

$$S_n = A_n + B_n$$

avec  $A_n = \sum_{\substack{k=2 \\ k \text{ pair}}}^n Y_k$  et  $B_n = \sum_{\substack{k=1 \\ k \text{ impair}}}^n Y_k$ . On a

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{2}{n} A_n = 2\pi - 1 \text{ et } \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{2}{n} B_n = 2\pi - 1 \text{ p.s.}$$

→ Comme

$$\frac{S_n}{n} = \frac{1}{2} \left( \frac{2}{n} A_n + \frac{2}{n} B_n \right),$$

il advient que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{S_n}{n} = 2\pi - 1 = 2(p^2 + (1-p)^2) - 1 = (2p-1)^2 \text{ p.s.}$$

3) On déduit immédiatement du TLC que, si  $m = 2\pi - 1$

$$\frac{P_n - nm}{\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} N(0, 1) \text{ et } \frac{Q_n - nm}{\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} N(0, 1).$$

4) Il n'est pas possible d'en déduire le TLC pour  $(S_n)$  car → la convergence en loi de 2 variables aléatoires n'implique pas la convergence en loi de la somme.

### PROBLÈME IV

1) On peut écrire  $\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} = AZ$  où  $Z \sim N_2(0, Id_2)$ . De plus,

→ on a également  $\begin{pmatrix} U \\ V \end{pmatrix} = A \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} = 2AZ$  où

$$A = \begin{pmatrix} a & b \\ -b & a \end{pmatrix}.$$

→ On a  $AA^t = Id_2$  donc  $AZ \sim N_2(0, Id_2)$  ce qui entraîne que  $U$  et  $V$  sont indépendantes et de même loi  $N(0, 4)$ .

2) On a  $S = a(U+V)^2 = a(U+bT)^2 = a(U^2 + 2abUT + ab^2T^2)$

→ De plus, comme  $U$  et  $V$  sont indépendantes,  $U$  et  $T$  sont indépendantes. Par suite,  $E[S|T] = aE[U^2] + 2abTE[U] + ab^2T^2 = 4a + ab^2T^2$ .