

## Probabilités (III)

**Exercice 1:** X MP.

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes, identiquement distribuées, suivant une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ . On pose, pour  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ .

- 1) Montrer que pour tout  $\epsilon > 0$ , il existe  $K, c > 0$  tels que  $\mathbb{P}(S_n > n(\lambda + \epsilon)) \leq Ke^{-cn}$ .
- 2) En déduire que pour tout  $\epsilon > 0$ , il existe  $K, c > 0$  tels que  $\mathbb{P}(|\frac{S_n}{n} - \lambda| \leq K^{-cn})$ .
- 3) Quelle est la limite presque sûre de  $\frac{S_n}{n}$ .

**Exercice 2:** ENS MP.

On considère des variables aléatoires réelles discrètes  $X, Y$  et  $Z$ . On suppose que  $X + Y$  suit la même loi que  $X + Z$ .

- 1) Peut-on affirmer que  $Y$  et  $Z$  suivent la même loi ?
- 2) Et si  $X, Y$  et  $Z$  sont indépendantes et à valeurs dans  $\mathbb{N}$  ?
- 3) Et si  $X, Y$  et  $Z$  sont indépendantes et bornées ?
- 4) Et si  $X, Y$  et  $Z$  sont indépendantes ?

**Exercice 3:** ENS MP.

Soit  $(\epsilon_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes et telles que  $\mathbb{P}(\epsilon_n = 1) = \mathbb{P}(\epsilon_n = -1) = \frac{1}{2}$  pour  $n \geq 1$ . Etudier la convergence de la série  $\sum_{n \geq 1} \frac{\epsilon_n}{\sqrt{n}}$ .

*Indication :* Commencer par établir l'inégalité de Paley-Zygmund : si  $X$  est une variable aléatoire positive qui n'est pas sûrement nulle, alors pour tout  $\lambda$  de  $[0, 1]$

$$\mathbb{P}(X \geq \lambda E(X)) \geq \frac{(1 - \lambda)^2 (E(X))^2}{E(X^2)}.$$

(Considérer la variable aléatoire  $X \cdot \mathbb{1}_{X \geq \lambda E(X)}$  et appliquer l'inégalité de Cauchy-Schwarz.) En déduire qu'il existe une constante  $c > 0$  telle que pour tout  $n$   $\mathbb{P}(S_{2n} - S_n) > c$ . (Prendre  $X = (S_{2n} - S_n)^2$ .) Conclure, à coup de Borel-Cantelli, en montrant que presque sûrement  $(S_{2n} - S_n)_{n \geq 0}$  ne tend pas vers 0.

**Exercice 4:** ENS MP.

*Excellent exercice pour réviser les séries de fonctions.*

Soit  $X$  une variable aléatoire discrète à valeurs dans  $\mathbb{R}^+$ . On pose  $\Phi_X : \lambda \in \mathbb{R}^+ \mapsto E(e^{-\lambda X})$ . Montrer que  $\phi$  est continue sur  $\mathbb{R}^+$ , de classe  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $\mathbb{R}^{*+}$ . Montrer que  $\Phi_X$  caractérise la loi de  $X$ .

*Indication :* (Pour le dernier point)

Première approche : On fixe  $\lambda > 0$  et on définit  $\phi_\lambda : t \mapsto E(e^{-(\lambda+it)X})$ . Montrer que  $\phi_\lambda$  est de classe  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $\mathbb{R}$  et développable en série entière en tout  $t_0$  de rayon de convergence au moins égal à  $\lambda$  (Taylor-Lagrange, ou sommabilité d'une suite double (Pourquoi ne pas essayer les deux)). En déduire par récurrence sur  $n$  que la donnée de  $\Phi_X$  détermine de manière unique  $\phi_\lambda(t)$  pour  $t$  dans  $] -\frac{\lambda}{2}, \frac{\lambda}{2}[$ .

Calculer finalement pour  $\mu > 0$

$$\lim_{T \rightarrow +\infty} \frac{2}{T} \int_{-T}^T e^{i\mu t} \phi_\lambda(t) dt$$

et en déduire que  $\Phi_X$  détermine la loi de  $X$ .

Deuxième approche : (Peut-être un peu plus rapide. Ne nécessite pas de prouver que  $\Phi_X$  est de classe  $\mathcal{C}^\infty$ .) Soit  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires telles que  $\Phi_X = \Phi_Y$ . Montrer que pour tout polynôme  $P : E(P(e^{-X})) = E(P(e^{-Y}))$ . En déduire que pour tout fonction  $f$  continue sur  $[0, 1]$   $E(f(e^{-X})) = E(f(e^{-Y}))$ . En encadrant  $\mathbb{1}_{[e^{-a}, 1]}$  par deux suites de fonctions continues (simples) convergeant vers  $x$ , en déduire

$$\forall a \in [0, 1] \quad \mathbb{P}(X \geq a) = \mathbb{P}(Y \geq a).$$

Conclure.

Question subsidiaire Quelle version préférez-vous ?

**Exercice 5:** Non extrait d'annales de concours.

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables aléatoires indépendantes suivant une loi de Bernoulli  $\mathcal{B}(p)$ ,  $p \in ]0, 1[$ . On pose pour  $n \geq 1$   $S_n = X_1 + \dots + X_n$ ,  $Z_n = \frac{S_n - np}{\sqrt{npq}}$ .

Montrer que, si  $a$  et  $b$  sont deux réels avec  $a < b$  :  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(a \leq Z_n \leq b) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{t^2}{2}} dt$ .

*Indication :* Si on pose  $b_{n,k} = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$ ,  $a\sqrt{npq} \leq k - np \leq b\sqrt{npq}$  alors  $b_{n,k} \sim \frac{e^{-\frac{(n-kp)^2}{2npq}}}{\sqrt{2\pi npq}}$ , uniformément par rapport à  $k$  (en ce sens que le rapport tend uniformément vers 1 sur le domaine des  $k$  considéré).

**Exercice 6:** X MP.

Soit  $\lambda > 0$ . Soit  $X_\lambda$  une variable aléatoire suivant la loi de Poisson de paramètre  $\lambda$  et  $Z_\lambda = \frac{X_\lambda - \lambda}{\sqrt{\lambda}}$ .

- 1) Pour  $t$  dans  $\mathbb{R}$ , calculer la limite lorsque  $\lambda$  tend vers  $+\infty$  de  $E(\exp(itZ_\lambda))$ .
- 2) Soit  $a$  une fonction continue et intégrable de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{C}$ . Justifier l'existence pour  $x$  dans  $\mathbb{R}$  de

$$f(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} a(t) \exp(itx) dt.$$

Déterminer la limite lorsque  $\lambda$  tend vers  $+\infty$  de  $E(f(Z_\lambda))$ .

- 3) On admet que, pour tout  $y$  dans  $\mathbb{R}$ ,  $\int_{-\infty}^{+\infty} \exp(-\frac{t^2}{2} + ity) dt = \sqrt{2\pi} \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right)$  (note<sup>1</sup>). En déduire une autre expression de la limite obtenue à la question précédente.

*Indication :* Vous serez amené à permuter deux signes d'intégration. Vous y êtes autorisé, sans justification.

- 4) Généraliser le résultat obtenu à la question précédente.

*Indication :* L'idée est peut-être d'étendre le résultat aux fonctions  $a$  continues par morceaux et intégrables, en montrant que de telles fonctions sont limites aux sens de la norme  $N_1$  de fonctions continues et intégrables et que dans ce cas les  $(f_n)$  associées convergent uniformément vers  $f$ , et les espérances aussi (comme fonction de  $\lambda$ ).

---

1. Et j'espère que vous seriez capable de le démontrer s'il le fallait !