

Corrigé Série 4

Exercice 1

$\forall n \geq 1 \quad X_n \hookrightarrow \mathcal{B}\left(\frac{1}{n^2}\right)$ donc $P(X_n = 1) = \frac{1}{n^2}$ et $P(X_n = 0) = 1 - \frac{1}{n^2}$

Posons $A_n = \{X_n = 1\}$, par hypothèse, $P(A_n) = \frac{1}{n^2}, \forall n \geq 1$, donc

$$\sum_{n \geq 1} P(A_n) < \infty$$

D'après le lemme de Borel-Cantelli, $P\left(\limsup_n A_n\right) = 0$,

ou de manière équivalente $P\left(\sum_{n \geq 1} 1_{A_n} = \infty\right) = 0$ c'est-à-dire

$$P\left(\sum_{n \geq 1} 1_{A_n} < \infty\right) = 1,$$

il suffit alors de remarquer que $X_n = 1_{A_n}$.

Exercice 2

a) On note par F_X la fonction de répartition de X , donc $F_X(x) = P(X \leq x)$

La fonction de répartition de U_n est définie par $F_{U_n}(x) = P(U_n \leq x)$,

on a alors

$$\begin{aligned} F_{U_n}(x) &= P(U_n \leq x) = P\left(\max_{1 \leq i \leq n} X_i \leq x\right) = P\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i \leq x\}\right) = \\ &= \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x) \text{ par indépendance} \\ &= \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x) = (F_X(x))^n \text{ car les v.a. } X_i \text{ sont de même loi que } X \end{aligned}$$

b) De la même manière

$$\begin{aligned} F_{L_n}(x) &= P(L_n \leq x) = P\left(\min_{1 \leq i \leq n} X_i \leq x\right) = 1 - P\left(\min_{1 \leq i \leq n} X_i > x\right) = \\ &= 1 - P\left(\bigcap_{i=1}^n \{X_i > x\}\right) = 1 - \prod_{i=1}^n P(X_i > x) \text{ par indépendance} \\ &= 1 - \prod_{i=1}^n (1 - P(X_i \leq x)) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - F_{X_i}(x)) = 1 - (1 - F_X(x))^n \\ &\quad \text{car les v.a. } X_i \text{ sont de même loi que } X \end{aligned}$$

c) Pour tout $n \geq 1$, la variable aléatoire nL_n est à valeurs dans $[0, n]$ car chaque X_i est à valeurs dans $[0, 1]$

donc $\forall x < 0 \quad P(nL_n \leq x) = 0$

En outre, $X \hookrightarrow \mathcal{U}_{[0,1]}$, donc $F_X(x) = x1_{[0,1]}(x)$

Soit $x \geq 0$, pour tout $n \geq x$,

$$\begin{aligned} P(nL_n \leq x) &= P\left(L_n \leq \frac{x}{n}\right) = \\ &= 1 - \left(1 - F_X\left(\frac{x}{n}\right)\right)^n = \\ &= 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n \end{aligned}$$

Donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(nL_n \leq x) = \lim_{n \rightarrow +\infty} 1 - \left(1 - \frac{x}{n}\right)^n = (1 - e^{-x})1_{\{x \geq 0\}}(x)$
qui est la fonction de répartition de la loi exponentielle de paramètre 1.

Exercice 3

1) Soit $\varepsilon > 0$ un réel, pour tout $n \geq 1$, on a $P(|X_n + 1| > \varepsilon) = \frac{1}{n^2}$, donc

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(|X_n + 1| > \varepsilon) = 0$$

et $(X_n)_{n \geq 1}$ converge en probabilité vers -1

2) On a, $\forall n \geq 1$, $P(X_n \neq -1) = \frac{1}{n^2}$, donc, en posant $A_n = \{X_n \neq -1\}$

$$\sum_{n \geq 1} P(A_n) < \infty$$

D'après Borel-Cantelli, cela signifie qu'avec probabilité 1, il n'y a qu'un nombre fini de valeurs de n pour lesquelles X_n n'est pas égal à -1 , autrement dit, avec probabilité 1, X_n est égal à -1 pour n assez grand, c'est-à-dire que la suite $(X_n)_{n \geq 1}$ converge presque sûrement vers -1 .

3) Si la convergence L^1 de la suite $(X_n)_{n \geq 1}$ était possible, on aurait nécessairement

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} E(X_n) = E(-1) = -1$$

or, $\forall n \geq 1$

$$E(X_n) = -1 \times \left(1 - \frac{1}{n^2}\right) + (n^2 - 1) \times \frac{1}{n^2} = 0$$

Il n'y a donc pas de convergence L^1 de la suite $(X_n)_{n \geq 1}$.

Exercice 4

On a pour tout $i \geq 1$, $X_i \hookrightarrow \mathcal{P}(1)$, on sait $E(X_i) = 1$ et $V(X_i) = 1$
 S_n est la somme de n variables aléatoires indépendantes,

et de même loi $\mathcal{P}(1)$, alors (cours) $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$

est une variable aléatoire de loi $\mathcal{P}(n)$, et dont la loi est donnée par

$$P(S_n = k) = e^{-n} \frac{n^k}{k!}, \quad k = 0, 1, \dots$$

$$\begin{aligned} P(S_n \leq n) &= P\left(\bigcup_{k=0}^n \{S_n = k\}\right) = \\ &= \sum_{k=0}^n P(S_n = k) = \\ &= e^{-n} \sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!} \end{aligned}$$

Ainsi

$$\begin{aligned} P(S_n \leq n) &= P(S_n - n \leq 0) = \\ &= P\left(\frac{S_n - n}{\sqrt{n}} \leq 0\right) \end{aligned}$$

Le théorème central limite nous permet alors d'écrire

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\frac{S_n - n}{\sqrt{n}} \leq 0\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^0 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{1}{2}$$

et on a le résultat suivant concernant une limite de suite

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} e^{-n} \sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!} = \frac{1}{2}$$

autrement dit

$$\sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} e^n$$