

Préparation Agrégation de Mathématiques  
Année 2020–2021

Leçon 266

Exercice 1

Soit  $X$  une va t.q.  $\mathbb{E}(X_+) = +\infty$  et  $\mathbb{E}(X_-) < +\infty$ . Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de va iid de même loi que  $X$ . On pose

$$S_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$$

1. Montrer que

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k)_- \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} \mathbb{E}(X_-)$$

Par définition  $X = X_+ - X_-$ , donc  $X_- \geq 0$  p.s. De plus  $\mathbb{E}(X_-) < +\infty$ , donc d'après la Loi forte des grands nombres appliquée à la suite de va iid  $((X_n)_-)_{n \geq 1}$ :

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k)_- \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} \mathbb{E}(X_-)$$

2. On suppose que  $X_n \geq 0$  p.s.,  $\forall n \geq 1$ .

(a) Montrer que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(\min(X, n)) = \mathbb{E}(X) = +\infty.$$

Soit  $x \in \mathbb{R}$  et soit  $n \geq 0$ . Si  $\min(x, n+1) = x$  alors  $\min(x, n) \leq x = \min(x, n+1)$ . Si  $\min(x, n+1) = n+1$  alors  $n+1 \leq x \Rightarrow n < n+1 \leq x$ , i.e.  $\min(x, n) \leq n < \min(x, n+1)$ . Dans tous les cas:  $\min(x, n) \leq \min(x, n+1)$ ,  $\forall n \geq 0$ . On en déduit que  $\min(X, n) \leq \min(X, n+1) \leq X$  p.s. Comme de plus  $\min(X, n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} X$ , on déduit du théorème de convergence monotone que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(\min(X, n)) = \mathbb{E}(X) = +\infty.$$

(b) *Montrer que:*

$$\forall p \in \mathbb{N}, \quad \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \min(X_k, p) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} \mathbb{E}(\min(X, p)).$$

On applique la Loi forte des grands nombres à la suite de va iid  $(\min(X_n, p))_{n \geq 1}$ :

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \min(X_k, p) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} \mathbb{E}(\min(X, p)).$$

(c) *Soit  $A > 0$ . Montrer que*

$$\liminf_{n \rightarrow +\infty} S_n \geq A \quad p.s. \quad .$$

Soit  $p \geq 0$ . De ce qui précède on déduit que p.s.:

$$\liminf_{n \rightarrow +\infty} S_n \geq \liminf_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \min(X_k, p) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \min(X_k, p) = \mathbb{E}(\min(X, p))$$

De (a), on déduit qu'il existe  $n_0 > 0$  t.q.  $\forall n \geq n_0, \mathbb{E}(X) > A$ .  
Soit  $p \geq n_0$ . Alors: p.s.,

$$\liminf_{n \rightarrow +\infty} S_n \geq \mathbb{E}(\min(X, p)) > A.$$

(d) *En déduire que p.s.:*

$$\forall A \in \mathbb{N}, \quad \liminf_{n \rightarrow +\infty} S_n \geq A$$

Soit  $B = \bigcap_{A \in \mathbb{N}} (\liminf_{n \rightarrow +\infty} S_n \geq A)$ : On a:

$$\mathbb{P}(B^c) = \mathbb{P}(\bigcup_{A \in \mathbb{N}} (\liminf_{n \rightarrow +\infty} S_n \geq A)^c) \leq \sum_{A \in \mathbb{N}} \mathbb{P}((\liminf_{n \rightarrow +\infty} S_n \geq A)^c) \stackrel{(c)}{=} 0$$

donc  $\mathbb{P}(B) = 1$ , i.e. p.s.:

$$\forall A \in \mathbb{N}, \quad \liminf_{n \rightarrow +\infty} S_n \geq A$$

3. *Montrer que*

$$S_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} +\infty.$$

De 2.(d), on déduit que p.s.

$$\liminf_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k)_+ = +\infty$$

i.e.

$$S_n + \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k)_- = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k)_+ \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} +\infty.$$

De 1., on déduit que

$$S_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} +\infty.$$

## Exercice 2

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de va iid suivant la loi de Poisson de paramètre 1.

1. Montrer que

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left( \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n}{\sqrt{n}} \leq 0 \right) = \frac{1}{2}.$$

On a  $\mathbb{E}(X_1) = 1$  et  $\mathbb{V}(X_1) = 1$ . D'après le TCL:

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_k - n}{\sqrt{n}} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Soit  $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$  On en déduit:

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left( \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n}{\sqrt{n}} \leq 0 \right) = \mathbb{P}(Z \leq 0) = \frac{1}{2}.$$

2. Appliquer le TCL pour trouver la limite de la suite de terme général:

$$e^{-n} \sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!}.$$

D'après la théorie,  $Y_n := \sum_{k=1}^n X_k \sim \mathcal{P}(n)$ . On en déduit:  $\forall n \geq 1$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left( \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n}{\sqrt{n}} \leq 0 \right) &= \mathbb{P}(Y_n \leq n) = \mathbb{P}(Y_n \in \{0, 1, \dots, n\}) \\ &= \mathbb{P}(\cup_{k=0}^n (Y_n = k)) = \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(Y_n = k) = e^{-n} \sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!} \end{aligned}$$

Il en résulte:

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

### Exercice 3

Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de va indépendantes de loi  $\mathcal{E}(\lambda)$ ,  $\lambda > 0$ .

1. Montrer que

$$\frac{1}{\ln n} \max_{1 \leq k \leq n} X_k \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathbb{P}} \frac{1}{\lambda}$$

On pose:

$$\forall n \geq 1, \quad Y_n = \frac{1}{\ln n} \max_{1 \leq k \leq n} X_k.$$

Soit  $\varepsilon > 0$ . On a:

$$\mathbb{P} \left( \left| Y_n - \frac{1}{\lambda} \right| > \varepsilon \right) = \mathbb{P} \left( Y_n > \frac{1}{\lambda} + \varepsilon \right) + \mathbb{P} \left( Y_n < \frac{1}{\lambda} - \varepsilon \right)$$

avec

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left( Y_n > \frac{1}{\lambda} + \varepsilon \right) &= \mathbb{P} \left( \bigcup_{k=1}^n \left( X_k > \left( \frac{1}{\lambda} + \varepsilon \right) \ln n \right) \right) \\ &\leq \sum_{k=1}^n \mathbb{P} \left( X_k > \left( \frac{1}{\lambda} + \varepsilon \right) \ln n \right) \sum_{k=1}^n \int_{\left( \frac{1}{\lambda} + \varepsilon \right) \ln n}^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx = \sum_{k=1}^n \frac{1}{n^{1+\lambda\varepsilon}} \\ &= \frac{1}{n^{\lambda\varepsilon}} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0. \end{aligned}$$

donc

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left( Y_n > \frac{1}{\lambda} + \varepsilon \right) = 0.$$

De plus:

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left( Y_n < \frac{1}{\lambda} - \varepsilon \right) &= \mathbb{P} \left( \bigcap_{k=1}^n \left( X_k < \left( \frac{1}{\lambda} - \varepsilon \right) \ln n \right) \right) \\ &= \prod_{k=1}^n \mathbb{P} \left( \left( X_k < \left( \frac{1}{\lambda} - \varepsilon \right) \ln n \right) \right) \\ &= \left( \int_0^{\left( \frac{1}{\lambda} - \varepsilon \right) \ln n} \lambda e^{-\lambda x} dx \right)^n = \left( 1 - \frac{1}{n^{1-\lambda\varepsilon}} \right)^n = e^{-n^{\lambda\varepsilon} + o(1)} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0, \end{aligned}$$

donc

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left( Y_n < \frac{1}{\lambda} - \varepsilon \right) = 0.$$

Finalement:

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left( \left| Y_n - \frac{1}{\lambda} \right| > \varepsilon \right) = 0.$$

2. Montrer que la suite de terme général

$$\max_{1 \leq k \leq n} X_k - \frac{\ln n}{\lambda}$$

converge en loi vers une limite à déterminer.

Soit  $t \in \mathbb{R}$ . On a:

$$\begin{aligned} \mathbb{P} \left( \max_{1 \leq k \leq n} X_k - \frac{\ln n}{\lambda} \leq t \right) &= \mathbb{P} \left( \max_{1 \leq k \leq n} X_k \leq \frac{\ln n}{\lambda} + t \right) \\ &= \mathbb{P} \left( \bigcap_{1 \leq k \leq n} \left( X_k \leq \frac{\ln n}{\lambda} + t \right) \right) \\ &= \prod_{1 \leq k \leq n} \mathbb{P} \left( X_k \leq \frac{\ln n}{\lambda} + t \right) \\ &= \left( \int_0^{\frac{\ln n}{\lambda} + t} \lambda e^{-\lambda x} dx \right)^n = \left( 1 - \frac{e^{-\lambda t}}{n} \right)^n \end{aligned}$$

donc

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left( \max_{1 \leq k \leq n} X_k - \frac{\ln n}{\lambda} \leq t \right) = e^{-e^{-\lambda t}}.$$

i.e.

$$\max_{1 \leq k \leq n} X_k - \frac{\ln n}{\lambda} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{L}} Z$$

avec  $\mathbb{P}(Z \leq t) = e^{-e^{-\lambda t}}, \forall t \in \mathbb{R}$ .