

PC 6 : Convergences & Loi des grands nombres

On corrigera les exercices (1), (3), (6) et (4) en PC.

1 Différentes notions de convergence

Exercice 1 (CONVERGENCE D'UNE SUITE DE V.A. DE BERNOULLI). Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires de loi Bernoulli, $X_n \sim \mathcal{B}(p_n)$ avec $p_n \rightarrow 0$.

1. Montrer que $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$ et $X_n \xrightarrow{L^1} 0$.
2. On suppose que $\sum_n p_n < \infty$. Montrer que $X_n \xrightarrow{\text{p.s.}} 0$.
3. On suppose que $X_n \xrightarrow{\text{p.s.}} 0$. Montrer qu'on n'a pas nécessairement $\sum_n p_n < \infty$. On pourra considérer des variables aléatoires de la forme $X_n = f_n(U)$ avec U uniforme.
4. On suppose maintenant que $\sum_n p_n = \infty$ et que les variables $(X_n)_{n \geq 1}$ sont indépendantes. Montrer que p.s. $X_n \not\rightarrow 0$ (autrement dit, que $\mathbb{P}(X_n \not\rightarrow 0) = 1$).

Solution. 1. On a $\mathbb{E}(|X_n|) = \mathbb{E}(X_n) = p_n \rightarrow 0$, donc $X_n \rightarrow 0$ dans L^1 et donc en probabilité (convergence L^1 implique convergence \mathbb{P}).

2. D'après le premier lemme de Borel-Cantelli, $\mathbb{P}(\overline{\lim}_n \{X_n = 1\}) = 0$. Autrement dit, $X_n = 0$ à partir d'un certain rang avec probabilité 1, donc $X_n \xrightarrow{\text{p.s.}} 0$.
3. On peut considérer $X_n = \mathbb{1}_{[0, 1/n]}(U)$ avec U de loi uniforme sur $[0, 1]$. $X_n(\omega) \rightarrow 0$ pour tout $\omega \in U^{-1}(\{0\})$ et $\mathbb{P}(U^{-1}(\{0\})) = 1$, donc $X_n \xrightarrow{\text{p.s.}} 0$. D'autre part, $X_n \sim \mathcal{B}(1/n)$ et $\sum_n 1/n$ diverge.
4. D'après le second lemme de Borel-Cantelli, $\mathbb{P}(\overline{\lim}_n \{X_n = 1\}) = 1$. Autrement dit, $X_n = 1$ pour une infinité de valeurs de n avec probabilité 1, donc p.s. $X_n \not\rightarrow 0$.

Exercice 2 (CONVERGENCE D'UNE SUITE DE V.A. EXPONENTIELLES). Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires de loi exponentielle, $X_n \sim \mathcal{E}(n)$. Montrer que $X_n \xrightarrow{\text{p.s.}} 0$. On pourra étudier $\mathbb{P}(X_n > t_n)$ pour une suite t_n tendant vers 0 bien choisie.

Exercice 3 (AUTOUR DES CONVERGENCES \mathbb{P} ET P.S.). Soient $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires réelles, et Z et Z' deux variables aléatoires réelles.

1. On suppose que :

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathbb{P}} Z \text{ et } X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathbb{P}} Z'.$$

Montrer que $Z \stackrel{\text{p.s.}}{=} Z'$. Autrement dit, la limite en probabilité est unique presque sûrement. On pourra commencer par montrer que $\mathbb{P}(|Z - Z'| > \varepsilon) = 0$ pour tout $\varepsilon > 0$.

2. On suppose que $Z \stackrel{\text{p.s.}}{=} Z'$. Montrer que

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{p.s.}} Z \iff X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{p.s.}} Z'.$$

3. On suppose que $(X_n)_{n \geq 1}$ est une suite croissante. Montrer que :

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathbb{P}} Z \implies X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{p.s.}} Z.$$

On pourra montrer que $(X_n)_n$ est bornée presque sûrement.

4. On suppose que la suite $(X_n)_{n \geq 1}$ est une suite i.i.d. et on pose

$$m := \sup\{x \in \mathbb{R} \mid F_X(x) < 1\},$$

avec F_X la fonction de répartition de X_1 . On suppose que $m < +\infty$. On pose pour tout $n \geq 1$,

$$M_n := \max_{1 \leq i \leq n} X_i.$$

Montrer que

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

Solution. 1. On va montrer que $\mathbb{P}(|Z - Z'| > \varepsilon) = 0$ pour tout $\varepsilon > 0$. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on a

$$\{|Z - Z'| > \varepsilon\} \subset \{|X_n - Z| > \varepsilon/2\} \cup \{|X_n - Z'| > \varepsilon/2\},$$

et donc

$$\mathbb{P}(|Z - Z'| > \varepsilon) \leq \mathbb{P}(|X_n - Z| > \varepsilon/2) + \mathbb{P}(|X_n - Z'| > \varepsilon/2)$$

En faisant tendre n vers $+\infty$ on en déduit que $\mathbb{P}(|Z - Z'| > \varepsilon) = 0$, pour tout $\varepsilon > 0$. On peut ensuite conclure, par exemple en écrivant

$$\{Z \neq Z'\} = \bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} \left\{ |Z - Z'| > \frac{1}{n} \right\},$$

ce qui implique $\mathbb{P}(Z \neq Z') = 0$, autrement dit $Z = Z'$ p.s.

2. Par hypothèse $\mathbb{P}(Z = Z') = 1$, d'où

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\{X_n \rightarrow Z\}) &= \mathbb{P}(\{X_n \rightarrow Z\} \cap \{Z = Z'\}) \\ &= \mathbb{P}(\{X_n \rightarrow Z'\} \cap \{Z = Z'\}) \\ &= \mathbb{P}(\{X_n \rightarrow Z'\}). \end{aligned}$$

En particulier, $\mathbb{P}(\{X_n \rightarrow Z\}) = 1$ ssi $\mathbb{P}(\{X_n \rightarrow Z'\}) = 1$.

3. $(X_n)_n$ étant croissante, $(X_n(\omega))_n$ admet une limite $Z'(\omega) \in]-\infty, +\infty]$ pour tout $\omega \in \Omega$, et il suffit de montrer que $Z' < +\infty$ p.s.. En effet, on pourra alors utiliser le fait que convergence p.s. implique convergence en probabilité et la question 1), pour conclure que $Z' = Z$. On va montrer que X_n est bornée p.s. par $Z + 1$ (on pourrait presque aussi facilement montrer que X_n est bornée par Z p.s.). Supposons par l'absurde qu'il existe $n_0 \in \mathbb{N}^*$ tel que

$$\mathbb{P}(X_{n_0} > Z + 1) > 0$$

Par croissance de (X_n) on aurait alors

$$\mathbb{P}(X_n > Z + 1) \geq \mathbb{P}(X_{n_0} > Z + 1) > 0 \quad \forall n \geq n_0,$$

ce qui est en contradiction avec $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} Z$. On a donc

$$\mathbb{P}(X_n \leq Z + 1) = 1 \quad \forall n \in \mathbb{N}^*,$$

ce qui implique $Z' \leq Z + 1$ p.s. et achève la démonstration.

4. $(M_n)_{n \geq 1}$ est une suite croissante, par la question précédente il suffit donc de montrer que $(M_n)_{n \geq 1}$ converge en probabilité vers m . F_X étant continue à droite, on a $F_X(m) = 1$ et on en déduit $X_n \leq m$ p.s. pour tout n , et donc $M_n \leq m$ p.s.. Finalement,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|M_n - m| > \varepsilon) &= \mathbb{P}(m - M_n > \varepsilon) \\ &= \mathbb{P}(M_n < m - \varepsilon) \\ &= (F_X(m - \varepsilon))^n. \end{aligned}$$

Comme $F_X(m - \varepsilon) < 1$ et on obtient bien la convergence en probabilité de M_n vers m .

Exercice 4 (LEMME DE SCHEFFÉ). Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires positives, intégrables, convergeant presque sûrement vers une variable aléatoire X intégrable et telle que $\mathbb{E}[X_n] \rightarrow \mathbb{E}[X]$. Montrer que $X_n \xrightarrow{L^1} X$.

Solution. Il s'agit de montrer que $\mathbb{E}[|X_n - X|] \rightarrow 0$ lorsque $n \rightarrow +\infty$. On remarque que

$$|X_n - X| = \max(X_n, X) - \min(X_n, X).$$

On sait que $X_n \rightarrow X$ presque sûrement (et donc $\min(X_n, X) \rightarrow X$ presque sûrement) et $0 \leq \min(X_n, X) \leq X$. Comme X est intégrable, le théorème de convergence dominée entraîne que $\mathbb{E}[\min(X_n, X)] \rightarrow \mathbb{E}[X]$. Par ailleurs,

$$X_n + X = \max(X_n, X) + \min(X_n, X)$$

et donc en passant à l'espérance

$$\mathbb{E}[\max(X_n, X)] = \mathbb{E}[X_n] + \mathbb{E}[X] - \mathbb{E}[\min(X_n, X)] \rightarrow \mathbb{E}[X].$$

Finalement, $\mathbb{E}[|X_n - X|] = \mathbb{E}[\max(X_n, X)] - \mathbb{E}[\min(X_n, X)] \rightarrow 0$ lorsque $n \rightarrow +\infty$.

Exercice 5 (MODES DE CONVERGENCE).

1. Montrer qu'une suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ de variables aléatoires converge presque sûrement vers une variable aléatoire X si et seulement si $M_n = \sup_{k \geq n} |X_k - X|$ converge vers 0 en probabilité.
2. Montrer qu'une suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ de variables aléatoires converge en probabilité vers 0 si et seulement si $\mathbb{E} \left[\frac{|X_n|}{1 + |X_n|} \right] \rightarrow 0$ lorsque $n \rightarrow +\infty$. On pourra commencer par écrire

$$\mathbb{E} \left[\frac{|X_n|}{1 + |X_n|} \right] = \mathbb{E} \left[\frac{|X_n|}{1 + |X_n|} \mathbf{1}_{|X_n| \leq \varepsilon} \right] + \mathbb{E} \left[\frac{|X_n|}{1 + |X_n|} \mathbf{1}_{|X_n| > \varepsilon} \right].$$

2 Loi des grands nombres

Exercice 6. Soit $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ une fonction continue bornée et $\lambda > 0$. Déterminer

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{[0,1]^n} f \left(\frac{x_1 + \dots + x_n}{n} \right) dx_1 \dots dx_n \quad \text{et} \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^{+\infty} e^{-\lambda n} \frac{(\lambda n)^k}{k!} f \left(\frac{k}{n} \right).$$

On pourra considérer dans chaque cas des variables aléatoires $(X_i)_{i \geq 1}$ i.i.d. et de loi bien choisie, et étudier la convergence de f appliquée à la moyenne empirique.

Solution. On commence par considérer X_i i.i.d. uniformes sur $[0, 1]$, et on note $S_n = X_1 + \dots + X_n$. On a alors

$$\int_{[0,1]^n} f \left(\frac{x_1 + \dots + x_n}{n} \right) dx_1 \dots dx_n = \mathbb{E}(f(S_n/n)).$$

Par la loi forte des grands nombres, S_n/n converge vers $\mathbb{E}[X_1] = 1/2$ presque sûrement. Comme la fonction f est supposée continue sur \mathbb{R} on a $f(S_n/n) \rightarrow f(1/2)$ presque sûrement. La fonction f étant par ailleurs bornée, on a $|f(S_n/n)| \leq \|f\|_\infty$. Le théorème de convergence dominée entraîne donc que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}[f(S_n/n)] = f(1/2)$.

Pour la deuxième limite, on prend X_i i.i.d. de loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$, et on note toujours $S_n = X_1 + \dots + X_n$. On montre que S_n suit alors une loi de Poisson de paramètre $n\lambda$. On a donc

$$\sum_{k=0}^{+\infty} e^{-\lambda n} \frac{(\lambda n)^k}{k!} f \left(\frac{k}{n} \right) = \mathbb{E}[f(S_n/n)].$$

On conclut comme précédemment que $\mathbb{E}[f(S_n/n)] \rightarrow f(\mathbb{E}[X_1]) = f(\lambda)$.

Exercice 7 (MARCHE ALÉATOIRE SIMPLE SUR \mathbb{R}). On considère une particule se déplaçant sur l'axe réel, et on note X_n sa position à l'instant $n \in \mathbb{N}$. On suppose que X_0 est une v.a. réelle et que la position de la particule évolue de la manière suivante :

$$X_{n+1} = X_n + \varepsilon_{n+1} \quad \forall n \in \mathbb{N},$$

où $(\varepsilon_n)_{n \geq 1}$ est une suite de v.a.r. i.i.d., intégrables et de moyenne $m \neq 0$. Montrer que $\lim_{n \rightarrow \infty} |X_n| = +\infty$ presque sûrement.

Exercice 8 (BIAIS PAR LA TAILLE). On considère une population comportant un grand nombre n de foyers. On modélise la taille de ces foyers par une suite de v.a. i.i.d. X_1, \dots, X_n à valeurs dans \mathbb{N}^* , intégrables et de moyenne m . On note $p_k = \mathbb{P}(X_1 = k)$ pour tout $k \in \mathbb{N}^*$. Soit T la taille du foyer d'un individu pris au hasard dans la population. Montrer que $\mathbb{P}(T = k) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \frac{k}{m} p_k$, pour tout $k \in \mathbb{N}^*$.
On pourra commencer par étudier $\mathbb{P}(T = k | X_1, \dots, X_n)$ puis utiliser des propriétés de l'espérance conditionnelle vues en cours (on admettra que ces propriétés se généralisent au cas où on conditionne par plus d'une variable).

Exercice 9 (PRODUIT DE VARIABLES ALÉATOIRES). Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes et de même loi à valeurs dans $\{a, b\}$ avec $0 < a < 1 < b$ et telles que $\mathbb{E}[X_1] = 1$. On pose $Y_n = \prod_{i=1}^n X_i$, $n \geq 1$. Montrer que $Y_n \xrightarrow{\text{p.s.}} 0$. La convergence a-t-elle lieu en moyenne ? La variable $Y = \sup_{n \geq 1} Y_n$ est-elle intégrable ?

Exercice 10 (UNE PREUVE DE LA LOI FAIBLE DES GRANDS NOMBRES). Dans cet exercice, on présente une preuve rapide de la loi forte des grands nombres sous une hypothèse de moment d'ordre 4 fini. Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées telles que $\mathbb{E}[X_1^4] < \infty$ et $\mathbb{E}(X_1) = 0$. On pose $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$.

1. Montrer que pour tout $n \geq 1$

$$\mathbb{E}[S_n^4] \leq n(3n - 2)\mathbb{E}[X_1^4].$$

On pourra développer $\mathbb{E}[S_n^4]$, remarquer que "la plupart" des termes sont nuls par indépendance, et compter ceux qui restent.

2. En déduire que $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{S_n^4}{n^4}$ est intégrable, puis que $\frac{S_n}{n} \rightarrow 0$ presque sûrement.