

4 Martingales (convergence p.s.)

Exercice 4.1 (Une preuve de la loi du 0-1 de Kolmogorov par la théorie des martingales). Soit $(X_n)_{n \geq 0}$ une suite de variables aléatoires indépendantes. On définit:

$$\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n), \quad \mathcal{F}_\infty = \sigma\left(\bigcup_{n \geq 1} \mathcal{F}_n\right)$$

$$\mathcal{F}^n = \sigma(X_n, X_{n+1}, \dots), \quad \mathcal{F}^\infty = \bigcap_{n \geq 1} \mathcal{F}^n.$$

Soit $A \in \mathcal{F}^\infty$. Montrer, en utilisant la martingale $(M_n, n \geq 1)$ définie par $M_n = \mathbb{E}[\mathbb{1}_A | \mathcal{F}_n]$ pour $n \geq 1$, que $\mathbb{P}(A) = 0$ ou $\mathbb{P}(A) = 1$.

Exercice 4.2 (Théorème de Rademacher¹). Soient $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ un espace de probabilité, X une variable aléatoire de loi uniforme sur $[0, 1]$ et $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ une fonction lipschitzienne de constante de Lipschitz $L > 0$. Pour tout $n \geq 0$, on pose

$$X_n = \lfloor 2^n X \rfloor 2^{-n} \quad \text{et} \quad Z_n = 2^n (f(X_n + 2^{-n}) - f(X_n)).$$

1. Montrer les égalités de tribus suivantes:

$$\sigma(X_0, X_1, \dots, X_n) = \sigma(X_n) \quad \text{et} \quad \bigcap_{n \geq 0} \sigma(X_n, X_{n+1}, \dots) = \sigma(X).$$

2. Déterminer $\mathbb{E}[h(X_{n+1}) | X_n]$ pour toute fonction $h : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable continue. En déduire que $(Z_n)_{n \geq 0}$ est une \mathcal{F}_n -martingale bornée (où $\mathcal{F}_n = \sigma(X_n)$ pour tout $n \geq 0$).
3. Montrer qu'il existe une variable aléatoire Z , limite p.s. et dans L^1 de $(Z_n)_{n \geq 0}$, puis qu'il existe une fonction $g : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ borélienne et bornée telle que $Z = g(X)$.
4. Calculer $\mathbb{E}[h(X) | X_n]$ pour toute fonction $h : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable bornée. En déduire que p.s.:

$$Z_n = 2^n \int_{X_n}^{X_n + 2^{-n}} g(u) du.$$

5. Conclure que pour tout $x \in [0, 1]$, $f(x) = f(0) + \int_0^x g(u) du$.

Exercice 4.3. 1. Trouvez un exemple de martingale qui n'est pas bornée dans \mathbb{L}^1 .

2. Trouvez un exemple de martingale qui converge p.s. mais n'est pas bornée dans \mathbb{L}^1 .

3. Trouvez un exemple de martingale qui converge p.s. vers $+\infty$.

Exercice 4.4 (L'urne de Polya). A l'instant 1, une urne contient a boules blanches et $b = N_0 - a$ boules rouges. On tire une boule et on la remplace par deux boules de la même couleur, ce qui donne la composition de l'urne à l'instant 2. On répète ce procédé.

Pour $n \geq 1$, on note Y_n et $X_n = \frac{Y_n}{N_0 + n - 1}$ respectivement le nombre et la proportion de boules blanches dans l'urne à l'instant n . Soit $\mathcal{F}_n = \sigma(Y_1, \dots, Y_n)$.

¹Dans cet exercice, on montre par une approche probabiliste que toute fonction lipschitzienne est primitive d'une fonction mesurable bornée.

1. Donner $\mathbb{P}(Y_{n+1} = Y_n + 1 | \mathcal{F}_n)$ et $\mathbb{P}(Y_{n+1} = Y_n | \mathcal{F}_n)$. Montrer que $(X_n)_{n \geq 0}$ est une martingale qui converge p.s. vers une variable aléatoire, que l'on note U , et montrer que pour tout $k \geq 1$, $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(X_n^k) = \mathbb{E}(U^k)$.
2. Cas $a = b = 1$: Montrer par récurrence que pour tout $n \geq 1$, Y_n suit une loi uniforme sur $\{1, \dots, n+1\}$. En déduire la loi de U .
3. Cas général: On fixe $k \geq 1$. On pose pour tout $n \geq 1$:

$$Z_n = \frac{Y_n(Y_n + 1) \dots (Y_n + k - 1)}{(n + N_0 - 1)(n + N_0) \dots (n + N_0 + k - 2)}.$$

Montrer que $(Z_n)_{n \geq 1}$ est une martingale pour la filtration $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 1}$. En déduire la valeur de $\mathbb{E}(U^k)$.

4. Montrer que la fonction caractéristique d'une variable aléatoire réelle bornée se développe en série entière sur \mathbb{R} (on exhibera le développement en série entière). En déduire qu'on a caractérisé la loi de U .

Exercice 4.5 (LFGN). 1. Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes sur un espace de probabilité $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}(X_n) = 0$ pour tout $n \geq 1$ et vérifiant:

$$\sum_{n \geq 1} \frac{\text{Var}(X_n)}{n^2} < \infty.$$

On pose, pour $n \geq 1$,

$$M_n = \sum_{j=1}^n \frac{X_j}{j} \quad \text{et} \quad S_n = \sum_{j=1}^n X_j.$$

Montrer que $(M_n)_{n \geq 1}$ converge presque sûrement quand n tend vers $+\infty$. En déduire

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{p.s.}} 0.$$

2. Soit X une variable aléatoire telle que $\mathbb{E}(|X|) < \infty$. On considère une suite $(X_n)_{n \geq 1}$ de variables aléatoires i.i.d. de même loi que X . On définit pour $n \geq 1$:

$$Y_n = X_n \mathbb{1}_{\{|X_n| \leq n\}}.$$

Montrer que :

- $\mathbb{E}(Y_n) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathbb{E}(X)$
- $\mathbb{P}(\exists n \geq 1 : \forall k \geq n, X_k = Y_k) = 1$
- $\sum_{n \geq 1} \frac{\text{Var}(Y_n)}{n^2} < \infty$.

3. En déduire la loi forte des grands nombres.

Correction :

1. On pose $\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n)$: pour tout $n \geq 1$, M_n est bien \mathcal{F}_n -mesurable. De plus $(X_n)_{n \geq 1}$ est une suite de v.a. indépendantes donc

$$\mathbb{E}(M_n^2) = \sum_{j=1}^n \frac{\text{Var}(X_j)}{j^2} \leq \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\text{Var}(X_j)}{j^2}.$$

Ainsi, chaque v.a. M_n est intégrable et la suite $(M_n)_{n \geq 1}$ est bornée dans \mathbb{L}^2 . Finalement on vérifie facilement que $\mathbb{E}(M_{n+1} | \mathcal{F}_n) = M_n$. Ainsi, $(M_n)_{n \geq 1}$ est une martingale bornée dans \mathbb{L}^2 . Elle converge donc p.s. (et dans \mathbb{L}^1 ...). Notons M sa limite. Pour $n \geq 1$, on a (en posant $M_0 = 0$)

$$\frac{S_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n j(M_j - M_{j-1}) = \frac{1}{n} \left(\sum_{j=1}^n jM_j - \sum_{j=1}^{n-1} (j+1)M_j \right) = M_n - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n-1} M_j.$$

D'après le théorème de Cesaro,

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^{n-1} M_j \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} M,$$

donc $n^{-1}S_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} 0$.

2. • On remarque que $\mathbb{E}(Y_n) = \mathbb{E}(X \mathbb{1}_{\{|X| \leq n\}})$. Or $|X \mathbb{1}_{\{|X| \leq n\}}| \leq |X|$, et

$$X \mathbb{1}_{\{|X| \leq n\}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} X,$$

donc d'après le théorème de convergence dominée, on a

$$\mathbb{E}(Y_n) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathbb{E}(X).$$

- Pour tout $n \geq 1$, posons $A_n = \{X_n \neq Y_n\}$. On a $\mathbb{P}(A_n) = \mathbb{P}(|X_n| > n) = \mathbb{P}(|X| > n)$ et

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_n) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X| > n) \leq \int_0^{\infty} \mathbb{P}(|X| > t) dt = \mathbb{E}(|X|) < \infty,$$

donc d'après le lemme de Borel-Cantelli,

$$\mathbb{P} \left(\limsup_n A_n \right) = \mathbb{P} \left(\bigcap_{n \geq 1} \bigcup_{k \geq n} A_k \right) = 0$$

c'est à dire $\mathbb{P}(\exists n \geq 1 : \forall k \geq n, X_k = Y_k) = 1$.

- Enfin, on a

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\text{Var}(Y_n)}{n^2} &\leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}(Y_n^2)}{n^2} = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{E} \left(\frac{|X|^2}{n^2} \mathbb{1}_{\{|X| \leq n\}} \right) = \mathbb{E} \left(|X|^2 \sum_{n \geq 1 \vee |X|} \frac{1}{n^2} \right) \\ &\leq 2\mathbb{E} \left(|X|^2 \sum_{n \geq 1 \vee |X|} \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right) \right) \leq 2\mathbb{E}(|X|). \end{aligned}$$

3. On se place dans le cadre de la question 2. Posons, pour tout $n \geq 1$, $Z_n = Y_n - \mathbb{E}(Y_n)$. La suite de v.a. $(Z_n)_{n \geq 1}$ vérifie alors les hypothèses de la question 1., donc

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Z_j \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} 0$$

c'est à dire

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (Y_j - \mathbb{E}(Y_j)) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} 0.$$

Or $\mathbb{E}(Y_n) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathbb{E}(X)$, donc le théorème de Cesaro implique que

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbb{E}(Y_j) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathbb{E}(X)$$

et ainsi

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_j \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} \mathbb{E}(X).$$

De plus, p.s., il existe $j_0 \geq 1$ tel que pour tout $j \geq j_0$, $Y_j = X_j$, donc p.s.

$$\begin{aligned} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j &= \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{j_0-1} X_j + \frac{1}{n} \sum_{j \geq j_0} Y_j \\ &\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} \mathbb{E}(X), \end{aligned}$$

ce qui achève la démonstration de la loi forte des grands nombres. Une autre démonstration de ce théorème par des martingales se trouve à la fin du chapitre 12 du poly de J.-F. Le Gall.