

## 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 Rademacher<sup>1</sup>). 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  $\mathcal{F}_n = \sigma(Y_1, \dots, Y_n)$ .

<sup>1</sup>Dans 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.