## 4 Martingales (CV $\mathbb{L}^p$ et UI)

Exercice 4.1 (Série aléatoire). Soit  $(X_i)_{i\geq 1}$  une suite de variables indépendantes de Bernoulli de paramètre 1/2, i.e.  $\mathbb{P}(X_1=1)=\mathbb{P}(X_1=-1)=1/2$  et  $\alpha_n$  une suite de réels positifs. On considère la série

$$S_n = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_i.$$

- 1. Montrer que si  $\sum \alpha_i^2 < \infty$  alors  $S_n$  converge presque sûrement.
- 2. (\*) Montrer que si  $\sum \alpha_i^2 = \infty$  alors  $S_n$  oscille indéfiniement presque sûrement. On pourra considérer la martingale

**Correction :** Il est aisé de voir que  $\sum_{i=1}^{n} \frac{X_i}{i}$  est une martingale qui est bornée dans  $\mathbb{L}^2$  et donc dans  $\mathbb{L}^1$  et ainsi converge presque sûrement.

**Exercice 4.2** (Concentration autour de 0 et de 1.). On considère sur un espace de probabilité  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  une suite de v.a.  $(X_n, n \ge 0)$  à valeurs dans [0,1]. On pose pour tout  $n \ge 0$ ,  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, \ldots, X_n)$ . On suppose que  $X_0 = a$  p.s. avec  $a \in [0,1]$  et que

$$\mathbb{P}\left(X_{n+1} = \frac{X_n}{2} \mid \mathscr{F}_n\right) = 1 - X_n \qquad et \qquad \mathbb{P}\left(X_{n+1} = \frac{1 + X_n}{2} \mid \mathscr{F}_n\right) = X_n \,.$$

- 1. Montrer que pour tout n,  $\mathbb{P}\left(X_{n+1} = \frac{X_n}{2} \text{ ou } X_{n+1} = \frac{1+X_n}{2}\right) = 1$ .
- 2. Montrer que  $(X_n, n \ge 0)$  est une  $\mathscr{F}_n$ -martingale qui converge p.s. et dans  $L^p$  pour tout  $p \ge 1$  vers une v.a. Z.
- 3. Montrer que  $\mathbb{E}((X_{n+1} X_n)^2) = \frac{1}{4}\mathbb{E}(X_n(1 X_n))$ .
- 4. En déduire la valeur de  $\mathbb{E}(Z(1-Z))$  puis la loi de Z.

## **Correction:**

1. On a

$$\mathbb{P}\left(X_{n+1} = \frac{X_n}{2} \text{ ou } X_{n+1} = \frac{1+X_n}{2}\right) = \mathbb{E}\left(\mathbb{E}\left(\mathbb{1}_{X_{n+1} = \frac{X_n}{2}} | \mathscr{F}_n\right)\right) + \mathbb{E}\left(\mathbb{E}\left(\mathbb{1}_{X_{n+1} = \frac{1+X_n}{2}} | \mathscr{F}_n\right)\right) = 1.$$

2. Pour tout  $n \ge 0, X_n$  est  $\mathcal{F}_n$ -mesurable et à valeurs dans [0,1] donc intégrable. De plus,

$$\begin{split} \mathbb{E}(X_{n+1} \mid \mathscr{F}_n) &= \mathbb{E}\left(\frac{X_n}{2} \mathbb{1}_{\{X_{n+1} = \frac{X_n}{2}\}} \mid \mathscr{F}_n\right) + \mathbb{E}\left(\frac{1 + X_n}{2} \mathbb{1}_{\{X_{n+1} = \frac{1 + X_n}{2}\}} \mid \mathscr{F}_n\right) \\ &= \frac{X_n}{2} \mathbb{P}\left(X_{n+1} = \frac{X_n}{2} \mid \mathscr{F}_n\right) + \frac{1 + X_n}{2} \mathbb{P}\left(X_{n+1} = \frac{1 + X_n}{2} \mid \mathscr{F}_n\right) \\ &= \frac{X_n}{2} (1 - X_n) + \frac{1 + X_n}{2} X_n = X_n. \end{split}$$

Donc  $(X_n, n \ge 0)$  est une martingale.

Ici, trois arguments fonctionnent. Étant positive, la martingale  $(X_n)$  converge p.s. vers une v.a. Z (à valeurs dans [0,1]); de plus,  $(X_n,n\geq 0)$  est à valeurs dans [0,1] donc d'après le théorème de convergence dominée, elle converge vers Z dans  $L^p$  pour tout  $p\geq 1$ . On peut remplacer "étant positive" par "étant bornée dans  $L^1$ " pour obtenir la convergence p.s., puis utiliser de même le théorème de convergence dominée pour obtenir la convergence dans  $L^p$ . On peut également utiliser directement le théorème qui nous dit que  $(X_n)$  étant une martingale bornée (par 1 toujours) dans  $L^p$  pour tout p>1, on sait que  $X_n$  converge p.s. et dans  $L^p$  vers une variable aléatoire Z. Par une simple utilisation de l'inégalité de Cauchy-Schwarz, la convergence dans  $L^2$  implique la convergence dans  $L^1$ .

3.  $(X_n, n \ge 0)$  étant une martingale, on a l'égalité suivante, très souvent utile (cf exercice 2 du TD4)

$$\mathbb{E}((X_{n+1} - X_n)^2 | \mathscr{F}_n) = \mathbb{E}\left(X_{n+1}^2 - X_n^2 | \mathscr{F}_n\right) - 2\mathbb{E}\left(X_{n+1} X_n | \mathscr{F}_n\right) + 2\mathbb{E}\left(X_n^2 | \mathscr{F}_n\right)$$

$$= \mathbb{E}\left(X_{n+1}^2 - X_n^2 | \mathscr{F}_n\right) - 2X_n \mathbb{E}\left(X_{n+1} | \mathscr{F}_n\right) + 2X_n^2$$

$$= \mathbb{E}\left(X_{n+1}^2 - X_n^2 | \mathscr{F}_n\right).$$

Puis on a, comme dans la question 2.,

$$\mathbb{E}(X_{n+1}^2 \mid \mathcal{F}_n) = \left(\frac{X_n}{2}\right)^2 (1 - X_n) + \left(\frac{1 + X_n}{2}\right)^2 X_n = \frac{X_n}{4} + \frac{3X_n^2}{4}.$$

Ainsi, on obtient

$$\begin{split} \mathbb{E}\left((X_{n+1}-X_n)^2\right) &= \mathbb{E}\left(\mathbb{E}\left[(X_{n+1}-X_n)^2|\mathscr{F}_n\right]\right) \\ &= \mathbb{E}\left(\mathbb{E}\left[X_{n+1}^2-X_n^2|\mathscr{F}_n\right]\right) \\ &= \mathbb{E}\left(\frac{X_n}{4}+\frac{3X_n^2}{4}-X_n^2\right) \\ &= \frac{1}{4}\mathbb{E}\left(X_n(1-X_n)\right). \end{split}$$

4. D'après la question 1.,  $(X_n)$  converge dans  $L^2$  et  $L^1$  donc

$$\mathbb{E}((X_{n+1}-X_n)^2) \underset{n\to\infty}{\longrightarrow} 0 \quad et \quad \mathbb{E}(X_n(1-X_n)) \underset{n\to\infty}{\longrightarrow} \mathbb{E}(Z(1-Z)).$$

La question 3. implique donc l'égalité  $\mathbb{E}(Z(1-Z))=0$ . Or la v.a. Z(1-Z) est positive p.s. donc elle est nulle ce qui signifie que la v.a. Z suit une loi de Bernoulli  $p\delta_1+(1-p)\delta_0$  avec  $p\in[0,1]$ . On sait que  $\mathbb{E}(Z)=p$ . De plus, d'après la question 2.,

$$\mathbb{E}(Z) = \lim_{n \to 0} \mathbb{E}(X_n).$$

Or, pour tout  $n \ge 0$ ,  $\mathbb{E}(X_n) = \mathbb{E}(X_0) = a$  ce qui entraîne que p = a c'est à dire que Z suit une loi de Bernoulli de paramètre a.

**Exercice 4.3** (Théorème de Kakutani). Soit  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendent  $X_1, \ldots, X_n$  une suite de variables aléatoires aleatoires aléatoires aléatoi dantes positives de moyenne 1. Pour  $n \ge 0$  on pose

$$M_n = \prod_{k=1}^n X_k$$
  $(M_0 = 1).$ 

1. Montrer que  $(M_n)$  est une martingale qui converge p.s. vers  $M_{\infty}$ .

On pose pour  $n \ge 1$ ,  $0 < a_n = \mathbb{E}[X_n^{1/2}] \le 1$  et

$$N_n = \prod_{k=1}^n \frac{X_k^{1/2}}{a_k}$$
  $(N_0 = 1).$ 

- 2. En utilisant le processus  $(N_n)$  montrer que les cinq conditions suivantes sont équivalentes
  - (a)  $\mathbb{E}[M_{\infty}] = 1$ ,
  - (b)  $M_n \to M_\infty$  dans  $\mathbb{L}_1$  quand  $n \to \infty$ ,
  - (c) la martingale  $(M_n)$  est uniformément intégrale,

  - (d)  $\prod_{k=1}^{\infty} a_k > 0$ , (e)  $\sum_{k=1}^{\infty} (1 a_k) < \infty$ .

Montrer que si l'une des conditions précédentes n'est pas remplie alors  $M_{\infty}=0$  presque sûrement.

## Correction:

- 1. Facile.
- 2. Le cours donne  $(b) \iff (c)$ . C'est classique (prépa) que  $(d) \iff (e)$  (passer au log et faire un équivalent). De plus  $(b) \Rightarrow (a)$ , la réciproque est donnée par le lemme de Scheffé. D'un autre côté  $(N_n)$  est une martingale positive donc converge p.s. vers  $N_\infty$ . Si  $\prod a_k > 0$  alors  $N_n = \sqrt{M_n} / \prod^n a_k$  est bornée dans  $\mathbb{L}^2$  et converge dans  $\mathbb{L}^2$  vers  $\sqrt{M_\infty} / \prod a_k$ . On en déduit que  $M_n \to M_\infty$  dans  $\mathbb{L}_1$ , ceci prouve  $(d) \Rightarrow (b)$ . Si  $\prod a_k = 0$  alors puisque  $\sqrt{M_n} / \prod^n a_k$ converge p.s. vers une valeur finie  $N_{\infty}$ , on a  $M_n \to 0$  p.s et  $M_{\infty} = 0$  p.s.. D'où non (d) implique non (a). La boucle est bouclée.

**Exercice 4.4** (Loi du logarithme itéré.). Soit  $(X_n)_{n\geq 1}$  une suite de variables aléatoires i.i.d. de loi normale  $\mathcal{N}(0,1)$  sur un espace de probabilité  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ . On définit  $S_n = X_1 + \ldots + X_n$ . Le but de l'exercice est de montrer que p.s. on a

$$\limsup_{n\to\infty} \frac{S_n}{(2n\log\log n)^{\frac{1}{2}}} \le 1.$$

On pose  $h(x) = (2x \log \log x)^{\frac{1}{2}}$  pour  $x \ge e$ .

1. Montrer que pour tous  $\theta > 0$  et c > 0, on a :

$$\mathbb{P}\left(\max_{1\leq k\leq n}S_k\geq c\right)\leq e^{-\theta c}\mathbb{E}\left(e^{\theta S_n}\right).$$

En déduire que :

$$\mathbb{P}\left(\max_{1\leq k\leq n}S_k\geq c\right)\leq e^{-\frac{c^2}{2n}}.$$

2. Soit K > 1. Majorer la quantité

$$\mathbb{P}\left(\max_{1\leq k\leq K^n} S_k \geq Kh(K^{n-1})\right)$$

et montrer que  $\limsup_{n\to\infty} h(n)^{-1}S_n \le K$ , p.s.. Conclure.

Exercice 4.5 (La loi du tout ou rien de Hewitt-Savage.). Tiré du poly de J.-F. Le Gall.

Soit  $(\xi_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  une suite de v.a. i.i.d. à valeurs dans un espace mesurable  $(E,\mathscr{E})$ . L'application  $\omega \to (\xi_1(\omega), \xi_2(\omega), ...)$  définit une v.a. à valeurs dans l'espace produit  $E^{\mathbb{N}^*}$ , qui est muni de la tribu produit, la plus petite tribu rendant mesurable les applications coordonnées  $(x_1, x_2, ...) \to x_i$  pour tout  $i \in \mathbb{N}^*$ . Une fonction mesurable F définie sur  $E^{\mathbb{N}^*}$  est dite symétrique si

$$F(x_1, x_2, ...) = F(x_{\pi(1)}, x_{\pi(2)}, ...)$$

pour toute permutation  $\pi$  de  $\mathbb{N}^*$  à support fini. On veut montrer que si F est une fonction symétrique sur  $E^{\mathbb{N}^*}$ , la variable aléatoire  $Y := F(\xi_1, \xi_2, ...)$  est constante p.s. Supposons, sans perte de généralité, que F est bornée, donc Y dans  $\mathbb{L}^1$ .

1. On pose  $\mathscr{F}_n = \sigma(\xi_1,...,\xi_n)$ ,  $\mathscr{G}_n = \sigma(\xi_{n+1},\xi_{n+2},...)$ ,  $X_n = \mathbb{E}[Y|\mathscr{F}_n]$  et  $Z_n = \mathbb{E}[Y|\mathscr{G}_n]$ . Que peut-on dire de  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  et de  $(Z_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$ ? En déduire que pour tout  $\varepsilon > 0$ , il existe n assez grand tel que

$$\mathbb{E}[|X_n - Y|] \le \varepsilon$$
 et  $\mathbb{E}[|Z_n - \mathbb{E}(Y)|] \le \varepsilon$ .

2. Montrer qu'il existe une fonction mesurable  $g: E^n \to \mathbb{R}$  telle que

$$\mathbb{E}[|F(\xi_1, \xi_2, ...) - g(\xi_1, ..., \xi_n)|] \leq \varepsilon.$$

En déduire que

$$\mathbb{E}[|Z_n - g(\xi_{n+1}, ..., \xi_{2n})|] \le \varepsilon.$$

- 3. Conclure.
- 4. Donner un exemple d'application qui ne peut pas être déduit de la loi du 0 1 de Kolmogorov.

## Correction:

1.  $(\mathscr{F}_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  est une filtration, Y est dans  $\mathbb{L}^1$  et pour tout  $n, X_n = \mathbb{E}[Y|\mathscr{F}_n]$ , donc  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  est une martingale fermée (c'est sa définition !) donc uniformément intégrable. Elle converge

donc p.s. et dans  $\mathbb{L}^1$  vers  $X_\infty = \mathbb{E}[Y|\mathscr{F}_\infty]$  où  $\mathscr{F}_\infty = \sigma(\xi_1, \xi_2, ...)$ . Y étant  $\mathscr{F}_\infty$ -mesurable,  $(X_n)$  converge donc p.s. et dans  $\mathbb{L}^1$  vers Y.

D'autre part  $(\mathcal{G}_n)_{n\in\mathbb{N}^*}$  est une suite décroissante de tribus, Y est (toujours) dans  $\mathbb{L}^1$  et pour tout  $n, Z_n = \mathbb{E}[Y|\mathcal{G}_n]$ , donc par le théorème de convergence des martingales rétrogrades on sait que  $(Z_n)$  converg p.s. et dans  $\mathbb{L}^1$  vers  $Z_\infty = \mathbb{E}[Y|\mathcal{G}_\infty]$ , où  $\mathcal{G}_\infty = \bigcap_{n\in\mathbb{N}^*} \mathcal{G}_n$ . Or on sait par la loi du tout ou rien que  $\mathcal{G}_\infty$  est grossière (i.e., ne contient que l'ensemble vide et l'espace tout entier, cf exercice 3 du TD2), donc  $Z_\infty = \mathbb{E}(Y)$ .

On en déduit immédiatement que pour tout  $\varepsilon > 0$ , il existe n assez grand tel que

$$\mathbb{E}[|X_n - Y|] \le \varepsilon \qquad et \qquad \mathbb{E}[|Z_n - \mathbb{E}(Y)|] \le \varepsilon. \tag{1}$$

2.  $X_n$  est  $\mathscr{F}_n$ -mesurable, donc il existe une fonction mesurable  $g: E^n \to \mathbb{R}$  telle que  $X_n = g(\xi_1,...,\xi_n)$ . La première inégalité de (??) s'écrit donc

$$\mathbb{E}[|F(\xi_1, \xi_2, ...) - g(\xi_1, ..., \xi_n)|] \le \varepsilon.$$

La suite  $(\xi_{n+1},...,\xi_{2n},\xi_1,...,\xi_n,\xi_{2n+1},...)$  a même loi que la suite  $(\xi_1,\xi_2,...)$ , donc cette majoration donne aussi

$$\mathbb{E}[|F(\xi_{n+1},...,\xi_{2n},\xi_1,...,\xi_n,\xi_{2n+1},...)-g(\xi_{n+1},...,\xi_{2n})|] \leq \varepsilon.$$

Or *F* est symétrique, donc  $F(\xi_{n+1},...,\xi_{2n},\xi_1,...,\xi_n,\xi_{2n+1},...) = Y$  et on obtient

$$\mathbb{E}[|Y - g(\xi_{n+1}, ..., \xi_{2n})|] \le \varepsilon. \tag{2}$$

Par l'inégalité de Jensen, on remarque que pour toute variable aléatoire U intégrable et toute sous-tribu  $\mathcal{A}$ , on a  $\mathbb{E}[|U|] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[|U||\mathcal{A}]] \ge \mathbb{E}[|\mathbb{E}[U|\mathcal{A}]|]$ , donc en appliquant ceci à  $U = Y - g(\xi_{n+1},...,\xi_{2n})$  et  $\mathcal{A} = \mathcal{G}_n$ , par (??) on obtient

$$\mathbb{E}[|\mathbb{E}[Y|\mathcal{G}_n] - \mathbb{E}[g(\xi_{n+1}, ..., \xi_{2n})|\mathcal{G}_n]|] \le \varepsilon$$

soit

$$\mathbb{E}[|Z_n - g(\xi_{n+1}, ..., \xi_{2n})|] \le \varepsilon. \tag{3}$$

3. En combinant la deuxième inégalité de (??) avec (??) et (??) on obtient

$$\mathbb{E}[|Y - \mathbb{E}(Y)|] \leq 3\varepsilon,$$

et  $\varepsilon$  étant arbitraire on en déduit que  $Y = \mathbb{E}(Y)$  p.s.

4. Si  $(X_n)$  est une suite i.i.d. alors l'événement

$$\left\{\sum_{i=1}^{n} X_i = 0, \text{ pour une infinité de } n\right\},\,$$

est symétrique (sa fonction indicatrice est symétrique) mais n'est pas dans la tribu asymptotique.

**Exercice 4.6** (Tiré du partiel 2007 de J.-F. Le Gall). Sur un espace de probabilité filtré  $(\Omega, \mathscr{F}, (\mathscr{F}_n)_{n \in \mathbb{N}}, \mathbb{P})$  on considère une sous-martingale  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  telle que  $X_0 = 0$  et  $X_n \ge 0$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$ . On définit par récurrence un processus  $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$  en posant  $A_0 = 0$  et pour tout entier  $n \ge 0$ ,

$$A_{n+1} = A_n + \mathbb{E}[X_{n+1} - X_n | \mathscr{F}_n].$$

- 1. Montrer que le processus  $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$  est croissant  $(A_{n+1}\geq A_n \text{ p.s.}, \text{ pour tout } n\geq 0)$  et vérifie les deux propriétés:
  - (i) pour tout  $n \ge 1$ ,  $A_n$  est  $\mathscr{F}_{n-1}$ -mesurable;
  - (ii) le processus  $(X_n A_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est une martingale.
- 2. Montrer qu'inversement les propriétés (i) et (ii), et la condition initiale  $A_0 = 0$ , caractérisent la suite  $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$  (à un ensemble de probabilité nulle près).
- 3. On fixe a > 0 et on pose  $T_a = \inf\{n \ge 0 \mid A_{n+1} > a\}$ . Montrer que  $T_a$  est un temps d'arrêt, puis que  $\mathbb{E}[X_{n \land T_a}] \le a$ .
- 4. On admettra ici qu'une sous-martingale arrêtée est encore une sous-martingale, cf TD4, exercice 5, question 1.

En déduire que  $(X_n)$  converge vers une limite finie, p.s. sur l'ensemble  $\{T_a = +\infty\}$ . Conclure que si  $A_\infty = \lim_{n \to \infty} A_n$  (limite croissante),  $X_n$  converge vers une limite finie, p.s. sur l'ensemble  $\{A_\infty < \infty\}$ .

5. On suppose que

$$\mathbb{E}\left[\sup_{n\geq 0}|X_{n+1}-X_n|\right]<\infty.$$

Montrer que sauf sur un ensemble de probabilité nulle, les trois propriétés suivantes sont équivalentes:

- (i)  $(X_n(\omega))$  converge vers une limite finie;
- (ii) la suite  $(X_n(\omega))_{n\in\mathbb{N}}$  est bornée;
- (iii)  $A_{\infty} < \infty$ .

(On pourra introduire le temps d'arrêt  $S_a = \inf\{n \ge 0 \mid X_n > a\}$  et majorer d'abord  $\mathbb{E}[A_{n \land S_a}]$ .)