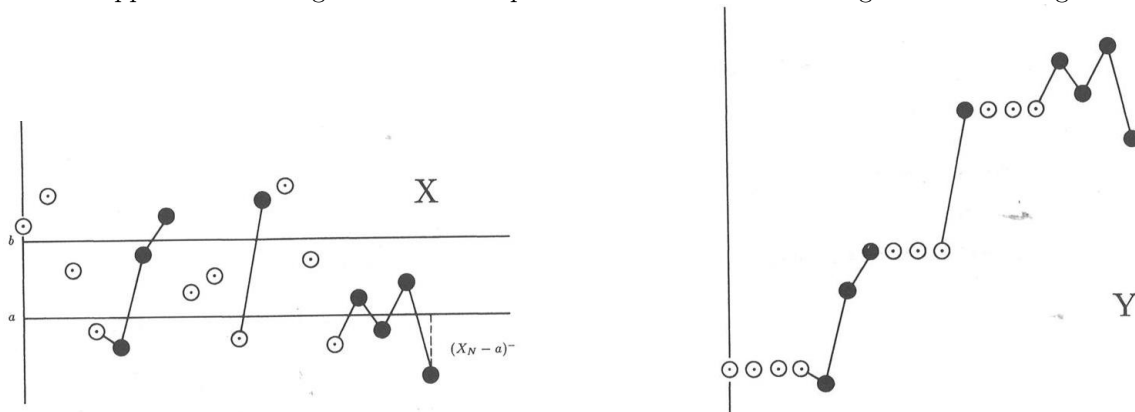


## TD 7 : Convergence des martingales Corrigé

Lundi 7 Novembre

**Exercice 1** (Une jolie image)

Quel est le rapport entre l'image suivante et la preuve du théorème de convergence des martingales ?



Solution de l'exercice 1

Il s'agit de la preuve du lemme des montées de Doob. Ici,  $X$  est une martingale (par exemple, le cours d'une action), et  $Y$  est le gain réalisé par un individu qui achète et vend des actions selon la stratégie suivante : dès que le cours descend en-dessous de  $a$  il achète une action, dès qu'il remonte au-dessus de  $b$  il la revend et ainsi de suite. Notre boursicoteur gagne  $(b - a)$  par montée de  $X$  entre  $a$  et  $b$ , et perd au plus  $(X_n - a)^-$ , qui est d'espérance bornée par hypothèse. Comme  $Y$  est une martingale, l'espérance des gains est égale à l'espérance des pertes, donc le nombre de montées est aussi d'espérance bornée quand  $n \rightarrow +\infty$ .

**Exercice 2** (Exemples et contre-exemples)

1. Trouver un exemple de martingale qui n'est pas bornée dans  $L^1$ .
2. Trouver un exemple de martingale qui converge p.s. mais n'est pas bornée dans  $L^1$ .
3. Trouver un exemple de martingale qui converge p.s. vers  $+\infty$ .

Solution de l'exercice 2

1. La marche aléatoire simple sur  $\mathbb{Z}$ .
2. Soient  $(X_n)_{n \geq 1}$  des variables indépendantes vérifiant

$$\mathbb{P}(X_n = 100^n) = \mathbb{P}(X_n = -100^n) = \frac{1}{10^n}, \quad \text{et} \quad \mathbb{P}(X_n = 0) = 1 - \frac{2}{10^n},$$

et  $M_n = \sum_{i=1}^n X_i$  pour tout  $n \geq 0$ . On vérifie facilement que  $\mathbb{E}[X_n] = 0$  pour tout  $n$ , donc  $M$  est une martingale. On a de plus  $\sum_{n \geq 1} \frac{2}{10^n} < +\infty$ , donc par Borel-Cantelli, presque sûrement,  $X_n = 0$  pour  $n$  assez grand et  $(M_n)$  converge p.s. Enfin, pour tout  $n$ , si  $X_n = 100^n$  alors  $M_n \geq \frac{100^n}{2}$  donc

$$\mathbb{E}[|M_n|] \geq \frac{100^n}{2} \mathbb{P}\left(M_n \geq \frac{100^n}{2}\right) = \frac{100^n}{2} \mathbb{P}(X_n = 100^n) = \frac{10^n}{2} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty.$$

3. Soient  $(X_n)_{n \geq 1}$  des variables indépendantes vérifiant

$$\mathbb{P}(X_n = 1) = \frac{n^2}{n^2 + 1} \quad \text{et} \quad \mathbb{P}(X_n = -n^2) = \frac{1}{n^2 + 1},$$

et  $M_n = \sum_{i=1}^n X_i$ . On vérifie facilement que  $\mathbb{E}[X_n] = 0$  pour tout  $n$ , donc  $M$  est une martingale. On a de plus  $\sum_{n \geq 1} \frac{1}{n^2 + 1} < +\infty$ , donc par Borel-Cantelli, presque sûrement,  $X_n = 1$  pour  $n$  assez grand et  $M_n \rightarrow +\infty$  p.s.

### Exercice 3 (Urne de Polya)

À l'instant 0, une urne contient  $a$  boules blanches et  $b = N_0 - a$  boules rouges. On tire une boule uniformément et on la remplace par deux boules de sa couleur, ce qui donne la composition de l'urne à l'instant 1. On répète ce procédé.

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

1. Donner  $\mathbb{P}(Y_{n+1} = Y_n + 1 | \mathcal{F}_n)$  et  $\mathbb{P}(Y_{n+1} = Y_n | \mathcal{F}_n)$ .
2. 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  $k \geq 1$ ,  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[X_n^k] = \mathbb{E}[U^k]$ .
3. Cas  $a = b = 1$ . Montrer que pour tout  $n \geq 0$ ,  $Y_n$  suit une loi uniforme sur  $\{1, \dots, n+1\}$ . En déduire la loi de  $U$ .
4. Cas général. On fixe  $k \geq 1$ . On pose pour tout  $n \geq 1$  :

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

Montrer que  $(Z_n)_{n \geq 0}$  est une martingale pour la filtration  $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 0}$ . En déduire la valeur de  $\mathbb{E}[U^k]$ .

5. 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). Expliquer pourquoi on a caractérisé la loi de  $U$ .

### Solution de l'exercice 3

1. On a

$$\mathbb{P}(Y_{n+1} = Y_n + 1 | \mathcal{F}_n) = \mathbb{P}\left(\text{la } n^{\text{ième}} \text{ boule tirée est blanche} | \mathcal{F}_n\right) = X_n,$$

et de même

$$\mathbb{P}(Y_{n+1} = Y_n | \mathcal{F}_n) = 1 - X_n.$$

2. Pour tout  $n \geq 1$ , la variable  $X_n$  est  $\mathcal{F}_n$ -mesurable,  $X_n \in [0, 1]$  donc est intégrable et, d'après la question précédente,

$$\mathbb{E}[X_{n+1} | \mathcal{F}_n] = \frac{Y_n + 1}{N_0 + n + 1} X_n + \frac{Y_n}{N_0 + n + 1} (1 - X_n) = \frac{X_n + Y_n}{N_0 + n + 1} = X_n,$$

donc  $(X_n)_{n \geq 0}$  est une martingale. Elle est de plus bornée dans  $L^k$  pour tout  $k$ , donc elle converge p.s. et dans  $L^k$  pour tout  $k$  vers une variable  $U$ . On a donc bien

$$\mathbb{E}[X_n^k] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[U^k].$$

3. On raisonne par récurrence sur  $n$ . L'initialisation à  $n = 0$  est immédiate. Soit  $n \geq 1$  et supposons que la loi de  $Y_{n-1}$  est la loi uniforme sur  $\{1, \dots, n\}$ . Soit aussi  $k \geq 2$ . Alors

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}(Y_n = k) &= \mathbb{P}(Y_n = k \text{ et } Y_{n-1} = k) + \mathbb{P}(Y_n = k \text{ et } Y_{n-1} = k-1) \\
&= \mathbb{P}(Y_{n-1} = k)\mathbb{P}(Y_n = k|Y_{n-1} = k) + \mathbb{P}(Y_{n-1} = k-1)\mathbb{P}(Y_n = k|Y_{n-1} = k-1) \\
&= \frac{\mathbb{P}(\text{la } n\text{-ième boule prise est rouge} | Y_{n-1} = k)}{n} \\
&\quad + \frac{\mathbb{P}(\text{la } n\text{-ième boule prise est blanche} | Y_{n-1} = k-1)}{n} \\
&= \frac{1}{n} \cdot \frac{n+1-k}{n+1} + \frac{1}{n} \cdot \frac{k-1}{n+1} = \frac{1}{n+1}.
\end{aligned}$$

D'autre part,

$$\mathbb{P}(Y_n = 1) = \mathbb{P}(\text{les } n \text{ boules tirées sont rouges}) = \frac{1}{2} \frac{2}{3} \cdots \frac{n}{n+1} = \frac{1}{n+1}.$$

On en déduit que  $Y_n$  suit bien une loi uniforme sur  $\{1, \dots, n+1\}$ .

Il en découle que  $X_n$  suit une loi uniforme sur  $\{1/(n+2), 2/(n+2), \dots, (n+1)/(n+2)\}$  pour tout  $n \geq 0$ . Or  $(X_n)$  converge p.s. donc en loi vers  $U$ , donc  $U$  suit une loi uniforme sur  $[0, 1]$ .

4. Pour tout  $n \geq 0$ , la variable  $Z_n$  est  $\mathcal{F}_n$ -mesurable et  $Z_n \in [0, 1]$  donc est intégrable, et

$$Z_{n+1} = \begin{cases} \frac{Y_n \cdots (Y_n + k - 1)}{(N_0 + n + 1)(N_0 + n + 2) \cdots (N_0 + n + k)} & \text{si } Y_{n+1} = Y_n \\ \frac{(Y_n + 1) \cdots (Y_n + k)}{(N_0 + n + 1)(N_0 + n + 2) \cdots (N_0 + n + k)} & \text{si } Y_{n+1} = Y_n + 1 \end{cases}$$

ou encore

$$Z_{n+1} = \begin{cases} Z_n \cdot \frac{N_0 + n}{N_0 + n + k} & \text{si } Y_{n+1} = Y_n \\ Z_n \cdot \frac{N_0 + n}{N_0 + n + k} \cdot \frac{Y_n + k}{Y_n} & \text{si } Y_{n+1} = Y_n + 1 \end{cases}.$$

Le calcul pour en déduire que  $(Z_n)$  est bien une martingale en utilisant la question 1 est laissé en exercice.

En particulier, pour tout  $n \geq 1$ ,

$$\mathbb{E}[Z_n] = \mathbb{E}[Z_0] = \frac{a(a+1) \cdots (a+k-1)}{N_0(N_0+1) \cdots (N_0+k-1)}$$

car  $Y_0 = a$  (il y a  $a$  boules blanches à l'instant initial). De plus,  $\mathbb{E}[Z_n]$  peut s'écrire

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}[Z_n] &= \mathbb{E} \left[ \frac{Y_n^k + P_1(Y_n)}{n^k + P_2(n)} \right] \\
&= \mathbb{E} \left[ \frac{Y_n^k}{n^k} \right] \frac{n^k}{n^k + P_2(n)} + \mathbb{E} \left[ \frac{P_1(Y_n)}{n^k + P_2(n)} \right]
\end{aligned}$$

où  $P_1$  et  $P_2$  sont des polynômes de degré  $\leq k-1$ . D'après la question 2, on a  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[X_n^k] = \mathbb{E}[U^k]$  donc  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[Z_n] = \mathbb{E}[U^k]$  d'où pour tout  $k \geq 1$ ,

$$\mathbb{E}[U^k] = \mathbb{E}[Z_0] = \frac{a(a+1) \cdots (a+k-1)}{(a+b)(a+b+1) \cdots (a+b+k-1)}.$$

5. Soit  $X$  une v.a. réelle bornée et  $c > 0$  telle que  $|X| \leq c$  p.s. Soit  $\phi_X$  la fonction caractéristique de  $X$ , i.e., pour tout  $t \in \mathbb{R}$ ,  $\phi_X(t) = \mathbb{E}[e^{itX}]$ . On a, pour  $t \in \mathbb{R}$ ,

$$\phi_X(t) = \mathbb{E}[e^{itX}] = \mathbb{E} \left[ \sum_{n \geq 0} \frac{(itX)^n}{n!} \right].$$

Or on a

$$\sum_{n=0}^N \frac{(itX)^n}{n!} \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{p.s.} \sum_{n \geq 0} \frac{(itX)^n}{n!}$$

et cette convergence est dominée par la constante  $e^{|t|c}$ . Donc par le théorème de convergence dominée on obtient

$$\phi_X(t) = \sum_{n \geq 0} \frac{(it)^n}{n!} \mathbb{E}[X^n].$$

Comme  $U$  est à valeurs dans  $[0, 1]$ , sa fonction caractéristique  $\phi_U$  se développe en série entière sur  $\mathbb{R}$  comme décrit ci-dessus. Les  $\mathbb{E}[U^k]$  pour  $k \geq 1$  décrivent donc complètement la fonction caractéristique de  $U$ , qui elle-même caractérise la loi de  $U$ .

**Remarque** Plus précisément, la loi de  $U$  est la loi  $\beta(a, b)$  de densité

$$\frac{1}{B(a, b)} u^{a-1} (1-u)^{b-1} \mathbb{1}_{[0,1]}(u)$$

par rapport à la mesure de Lebesgue. Il suffit pour le vérifier de calculer les moments de la loi  $\beta(a, b)$  et de vérifier qu'ils coïncident avec le résultat de la question 4, ce qui est laissé en exercice au lecteur courageux (ou à un logiciel de calcul).

**Exercice 4** (Théorème de Kakutani)

Soit  $X_1, \dots, X_n$  une suite de variables aléatoires indépendantes positives d'espérance 1. Pour  $n \geq 0$  on pose

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

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

Pour  $k \geq 1$ , soit  $a_k = \mathbb{E}[\sqrt{X_k}] \in ]0, 1]$  (par Cauchy-Schwarz) et

$$N_n = \prod_{k=1}^n \frac{\sqrt{X_k}}{a_k} \quad (\text{avec } N_0 = 1).$$

2. En utilisant le processus  $(N_n)$ , montrer que les cinq conditions suivantes sont équivalentes :

- (a)  $\mathbb{E}[M_\infty] = 1$ ,
- (b)  $M_n \rightarrow M_\infty$  dans  $L^1$  quand  $n \rightarrow \infty$ ,
- (c) la martingale  $(M_n)$  est uniformément intégrable,
- (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.

Solution de l'exercice 4

1. Pour tout  $n \geq 0$ , on a  $\mathbb{E}[M_n] = \prod_{k=1}^n \mathbb{E}[X_k] = 1 < +\infty$ . De plus, on a

$$\mathbb{E}[M_{n+1} | \mathcal{F}_n] = \mathbb{E}[M_n X_{n+1} | \mathcal{F}_n] = M_n \mathbb{E}[X_{n+1}] = M_n$$

donc  $M$  est bien une martingale. Elle est positive, donc converge p.s.

2. Le cours donne  $(b) \iff (c)$ . Il est classique (prépa) que  $(d) \iff (e)$  (passer au log et faire un équivalent). De plus  $(b) \implies (a)$ , et la réciproque est donnée par le lemme de Scheffé.

De plus,  $(N_n)$  est une martingale positive donc converge p.s. vers une variable  $N_\infty$ . Si  $\prod a_k > 0$  alors

$$\mathbb{E}[N_n^2] = \frac{\mathbb{E}[M_n]}{\prod_{k=1}^n a_k} \leq \frac{1}{\prod a_k}$$

donc  $N_n = \sqrt{M_n} / \prod_{k=1}^n a_k$  est bornée dans  $L^2$  et converge dans  $L^2$  vers  $\frac{\sqrt{M_\infty}}{\prod a_k}$ . On en déduit que  $M_n \rightarrow M_\infty$  dans  $L_1$ , ce qui prouve (d)  $\Rightarrow$  (b).

Enfin, si  $\prod a_k = 0$  alors  $N_n = \frac{\sqrt{M_n}}{\prod_{k=1}^n a_k}$  converge p.s. vers une valeur finie  $N_\infty$  et le dénominateur tend vers 0, donc  $M_n \rightarrow 0$  p.s et  $M_\infty = 0$  p.s. On en déduit  $\neg(d) \Rightarrow \neg(a)$  et la boucle est bouclée.

### Exercice 5 (Théorème de Rademacher)

Le but de cet exercice est de montrer par une approche probabiliste que toute fonction lipschitzienne est primitive d'une fonction mesurable bornée. Soient  $X$  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  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, X_1, \dots, X_n)$  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  $g : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  mesurable 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  $x \in [0, 1]$ ,  $f(x) = f(0) + \int_0^x g(u) du$ .

### Solution de l'exercice 5

1. On remarque que, pour  $0 \leq k \leq n$ ,  $X_k = 2^{-k} \lfloor 2^k X_n \rfloor$ . On peut l'écrire proprement, ou faire un dessin pour s'en convaincre... Ainsi, pour  $0 \leq k \leq n$ ,  $X_k$  est  $\sigma(X_n)$ -mesurable. On en déduit que  $\sigma(X_0, X_1, \dots, X_n) = \sigma(X_n)$ .

De plus, pour tout  $n \geq 0$ , par définition de  $X_n$ , on sait que  $X_n$  est  $\sigma(X)$ -mesurable. Ainsi, on a l'inclusion

$$\bigcap_{n \geq 0} \sigma(X_n, X_{n+1}, \dots) \subset \sigma(X).$$

Enfin,  $X_n$  converge p.s. vers  $X$  quand  $n$  tend vers l'infini, donc  $X$  est  $\sigma(X_n, X_{n+1}, \dots)$ -mesurable pour tout  $n \geq 0$ . Ainsi, on obtient l'inclusion réciproque

$$\sigma(X) \subset \bigcap_{n \geq 0} \sigma(X_n, X_{n+1}, \dots).$$

2. Soit  $h : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction mesurable continue. Alors  $h$  est bornée sur  $[0, 1]$  donc  $h(X_n)$  est intégrable pour tout  $n$ . On a, pour  $n \geq 0$  et  $0 \leq k \leq 2^n - 1$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[h(X_{n+1}) \mathbb{1}_{X_n = k/2^n}] &= \mathbb{E}[h(X_{n+1}) \mathbb{1}_{X \in [k/2^n, (k+1)/2^{n+1}]}] + \mathbb{E}[h(X_{n+1}) \mathbb{1}_{X \in [(k+1)/2^{n+1}, (k+1)/2^n]}] \\ &= 2^{-(n+1)} \left( h\left(\frac{k}{2^n}\right) + h\left(\frac{2k+1}{2^{n+1}}\right) \right). \end{aligned}$$

On en déduit

$$\mathbb{E}(h(X_{n+1}) | X_n) = \frac{h(X_n)}{2} + \frac{h(X_n + 2^{-(n+1)})}{2}.$$

Pour tout  $n \geq 0$ , la variable  $Z_n$  est  $\mathcal{F}_n$ -mesurable, et  $|Z_n| \leq L$  donc  $Z_n$  est intégrable. De plus,

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[Z_{n+1}|\mathcal{F}_n] &= 2^{n+1}\mathbb{E}\left[f(X_{n+1} + 2^{-(n+1)}) - f(X_{n+1}) \mid \mathcal{F}_n\right] \\ &= 2^{n+1}\mathbb{E}\left[f(X_{n+1} + 2^{-(n+1)}) - f(X_{n+1}) \mid X_n\right] \\ &= 2^n \left[ f(X_n + 2^{-(n+1)}) - f(X_n) + f(X_n + 2^{-n}) - f(X_n + 2^{-(n+1)}) \right] \\ &= Z_n,\end{aligned}$$

en utilisant à la deuxième ligne la première égalité de tribus de la question 1. Donc  $(Z_n)_{n \geq 0}$  est une  $(\mathcal{F}_n)$ -martingale bornée par  $L$ .

3. D'après la question 2, on sait que  $(Z_n)$  est une martingale bornée dans  $L^p$  pour tout  $p > 0$ , donc  $(Z_n)$  converge p.s. et dans  $L^1$ . On note  $Z$  sa limite. Pour tout  $n \geq 0$ ,  $Z_n$  est mesurable par rapport à la tribu  $\sigma(X_n, X_{n+1}, \dots)$  donc  $Z$  est mesurable par rapport à la tribu  $\bigcap_{n \geq 0} \sigma(X_n, X_{n+1}, \dots)$ . D'après la question 1,  $Z$  est ainsi  $\sigma(X)$ -mesurable. Il existe donc une fonction  $g : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  borélienne telle que  $Z = g(X)$ . De plus,  $Z$  étant bornée par  $L$ , on peut choisir  $g$  bornée (en prenant remplaçant  $g$  par  $g \wedge L$  par exemple).
4. Soit  $h : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction mesurable bornée. La variable  $h(X)$  est intégrable et on a, pour  $n \geq 0$  et  $0 \leq k \leq 2^n - 1$ ,

$$\mathbb{E}[h(X)\mathbb{1}_{X_n = k2^{-n}}] = \mathbb{E}[h(X)\mathbb{1}_{X \in [k2^{-n}, (k+1)2^{-n}[}}] = \int_{k2^{-n}}^{(k+1)2^{-n}} h(x)dx.$$

On en déduit que

$$\mathbb{E}[h(X) \mid X_n] = 2^n \int_{X_n}^{X_n + 2^{-n}} h(x)dx.$$

La  $(\mathcal{F}_n)$ -martingale  $(Z_n)_{n \geq 0}$  converge p.s. et dans  $L^1$  vers  $Z$ , donc  $Z_n = \mathbb{E}[Z|\mathcal{F}_n]$  pour tout  $n \geq 0$ . On a donc p.s.

$$Z_n = \mathbb{E}[g(X)|X_n] = 2^n \int_{X_n}^{X_n + 2^{-n}} g(u)du.$$

5. D'après la question 4., pour tout  $n \geq 0$ ,

$$f(X_n + 2^{-n}) - f(X_n) = \int_{X_n}^{X_n + 2^{-n}} g(u)du \quad \text{p.s.}$$

Donc, pour tout  $n \geq 0$  et pour tout  $0 \leq k \leq 2^n - 1$ ,

$$f((k+1)2^{-n}) - f(k2^{-n}) = \int_{k2^{-n}}^{(k+1)2^{-n}} g(u)du$$

puis, en sommant, pour tout  $0 \leq k \leq 2^n$ ,

$$f(k2^{-n}) = f(0) + \int_0^{k2^{-n}} g(u)du.$$

Ainsi, pour tout  $x \in [0, 1]$ ,

$$f(2^{-n} \lfloor 2^n x \rfloor) = f(0) + \int_0^{2^{-n} \lfloor 2^n x \rfloor} g(u)du$$

et en faisant tendre  $n$  vers l'infini, par continuité de  $f$  on obtient

$$f(x) = f(0) + \int_0^x g(u)du.$$

**Exercice 6** (Singe savant)

Un chimpanzé est assis devant une machine à écrire et commence à taper une lettre par seconde. Il tape à chaque fois une lettre choisie uniformément parmi les 26 lettres de l'alphabet, indépendamment des lettres précédentes. On note  $T$  le premier temps auquel les 11 dernières lettres écrites par le singe forment le mot "ABRACADABRA". Pour calculer  $\mathbb{E}[T]$ , on va définir une martingale. On suppose que le singe a juste à côté de lui un sac rempli de beaucoup (beaucoup, beaucoup) de bananes. On joue alors au jeu suivant : juste *avant* chaque seconde  $n = 1, 2, 3, \dots$  un joueur arrive derrière le singe et parie 1 banane avec lui sur l'événement

{la  $n$ -ième lettre tapée par l'animal est un "A"}.

Si il perd, il part (et le singe met 1 banane dans son sac). Si il gagne, il reçoit 26 euros du singe qu'il remise immédiatement sur l'événement

{la  $n + 1$ -ième lettre tapée par l'animal est un "B"}.

Si il perd, il part. Si il gagne, il reçoit  $26^2$  bananes qu'il remise immédiatement sur l'événement

{la  $n + 2$ -ième lettre tapée par l'animal est un "R"}.

Et ainsi de suite jusqu'à ce que "ABRACADABRA" sorte de la machine. Notez qu'il peut y avoir jusqu'à trois joueurs en train de miser derrière le singe.

1. Montrer que le nombre de bananes dans le sac du chimpanzé au temps  $n$  est une martingale pour  $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 0}$ , où  $\mathcal{F}_n$  est la tribu engendrée par les  $n$  premières lettres tapées par l'animal.
2. En déduire

$$\mathbb{E}[T] = 26^{11} + 26^4 + 26.$$

3. Refaire le même exercice en remplaçant "ABRACADABRA" par "ABCDEFGHJKLM". Commenter.

Solution de l'exercice 6

1. Cela est dû au fait que les paris sont à chaque étape "équilibrés" : conditionnellement à  $\mathcal{F}_n$ , l'espérance de gain de chacun des parieurs est nulle donc l'espérance de gain du singe aussi.
2. Supposons d'abord qu'on puisse appliquer le théorème d'arrêt à  $T$  : alors l'espérance du nombre de bananes dans le sac du singe au temps  $T$  est égale au nombre de bananes au temps 0, donc l'espérance de ses gains est égale à l'espérance de ses pertes. Les pertes du singe sont faciles à calculer : au moment où ABRACADABRA sort, il y a 3 parieurs derrière le singe : un qui est arrivé juste avant le premier "A" et qui repart avec  $26^{11}$  bananes, un qui est arrivé juste avant le second "A" et qui repart avec  $26^4$  bananes, et un qui est arrivé juste avant le dernier "A" et qui repart avec 26 bananes. Les pertes du singe sont donc de  $26^{11} + 26^4 + 26$  bananes. D'autre part, chacun des  $T$  parieurs qui est passé a donné une banane au singe (y compris les 3 parieurs qui gagnent à la fin), donc les gains du singe sont de  $T$  bananes.

Pour écrire cela proprement, on peut appliquer le théorème d'arrêt à  $T \wedge t$ . Les gains du singe au temps  $T \wedge t$  valent alors  $T \wedge t$  et on a  $\mathbb{E}[T \wedge t] \rightarrow \mathbb{E}[T]$  par convergence monotone. Les pertes du singe sont majorées par  $26^{11} + 26^{10} + \dots + 1$  et tendent p.s. vers  $26^{11} + 26^4 + 26$  quand  $t$  tend vers  $+\infty$ , donc leur espérance tend vers  $26^{11} + 26^4 + 26$  bananes par convergence dominée.

3. On obtient  $\mathbb{E}[T] = 26^{11}$ , soit une espérance strictement inférieure à celle du temps d'apparition de ABRACADABRA. Si cela peut paraître contre-intuitif, la raison est que les sous-mots qui se répètent ("A" et "ABRA") introduisent des corrélations positives entre l'apparition de "ABRACADABRA" à deux rangs différents, ce qui augmente les chances que l'événement se produise très tard.

**Exercice 7** (Propriété de Liouville)

Soit  $G = (V, E)$  un graphe infini, connexe et localement fini (i.e. où chaque sommet n'a qu'un nombre fini de voisins) et  $h : V \rightarrow \mathbb{R}$ . On dit que  $h$  est *harmonique sur*  $G$  si pour tout  $x \in V$ , on a

$$h(x) = \frac{1}{\deg(x)} \sum_{y \sim x} h(y),$$

où la somme est effectuée sur les voisins  $y$  de  $x$  et où  $\deg(x)$  est le nombre de ces voisins. On dit que  $G$  vérifie la *propriété de Liouville* si toute fonction bornée harmonique sur  $G$  est constante.

1. Montrer que si  $h$  est harmonique et  $(X_n)$  est une marche aléatoire simple sur  $G$ , alors  $(h(X_n))_{n \geq 0}$  est une martingale.
2. Montrer que si la marche aléatoire simple sur  $G$  est récurrente (i.e. si elle visite presque sûrement tous les points une infinité de fois), alors  $G$  vérifie la propriété de Liouville.
3. Soient  $x, y \in \mathbb{Z}^d$  tels que  $\sum_{i=1}^d x_i \equiv \sum_{i=1}^d y_i \pmod{2}$ . Montrer qu'il existe  $(X_n)$  et  $(Y_n)$  deux marches aléatoires simples (non indépendantes!) issues respectivement de  $x$  et  $y$  telles que p.s., pour  $n$  assez grand,  $X_n = Y_n$ .
4. En déduire que  $\mathbb{Z}^d$  vérifie la propriété de Liouville.
5. Donner un exemple de graphe (connexe, localement fini) ne vérifiant pas la propriété de Liouville.

*Indication* : Pour la question 3, commencer par le cas  $d = 1$  puis essayer d'adapter à  $d$  quelconque.

Solution de l'exercice 7

1. Soit  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, \dots, X_n)$ . Conditionnellement à  $\mathcal{F}_n$ , le sommet  $X_{n+1}$  est uniforme parmi les voisins de  $X_n$ , donc  $\mathbb{E}[h(X_{n+1}) | \mathcal{F}_n]$  est la moyenne de  $h$  sur les voisins de  $X_n$ , c'est-à-dire  $h(X_n)$  car  $h$  est harmonique.
2. Soit  $h$  harmonique bornée sur  $G$ . Soient  $x, y \in V$  et  $(X_n)$  une marche aléatoire simple issue de  $x$ . Alors  $(h(X_n))_{n \geq 0}$  est une martingale, donc elle converge p.s. Or, elle visite une infinité de fois  $x$  et  $y$ , donc elle prend une infinité de fois les valeurs  $h(x)$  et  $h(y)$ , donc  $h(x) = h(y)$ , et ce pour tous  $x$  et  $y$ . La fonction  $h$  est donc constante, donc  $G$  est Liouville.
3. Dans le cas  $d = 1$ , l'idée est de faire démarrer deux marches aléatoires indépendantes  $\tilde{X}$  et  $\tilde{Y}$  issues de  $x$  et  $y$ . Par récurrence de la marche aléatoire simple sur  $\mathbb{Z}$  (plus la condition de parité), le temps  $\tau_1 = \inf\{n | \tilde{X}_n = \tilde{Y}_n\}$  est fini p.s. On prend alors  $X = \tilde{X}$  ainsi que  $Y_n = \tilde{Y}_n$  pour  $n \leq \tau_1$  et  $Y_n = \tilde{X}_n$  pour  $n \geq \tau_1$ .

Dans le cas général, il faut "coupler les coordonnées une par une" : on démarre deux marches indépendantes de  $x$  et  $y$ , et on note  $\tau_1$  le premier temps où leurs coordonnées selon  $e_1$  coïncident. À partir de  $\tau_1$ , on applique la stratégie du cas  $d = 1$  pour que les coordonnées selon  $e_1$  restent les mêmes pour  $n \geq \tau_1$ . Puis on attend  $\tau_2$ , le premier temps où les coordonnées selon  $e_2$  coïncident, et ainsi de suite.

Les détails sont laissés en exercice, vous pouvez aussi venir me voir au bureau V2.

4. Soit  $h$  harmonique bornée sur  $G$  et soient  $x, y, X$  et  $Y$  comme dans la question précédente. Alors  $(h(X_n))_{n \geq 0}$  et  $(h(Y_n))_{n \geq 0}$  sont deux martingales bornées, donc elles convergent p.s. et dans  $L^1$  vers respectivement  $X_\infty$  et  $Y_\infty$ . Comme  $X_n = Y_n$  pour  $n$  assez grand, on a  $X_\infty = Y_\infty$  p.s. Par convergence  $L^1$ , on peut donc écrire

$$h(x) = \mathbb{E}[X_\infty] = \mathbb{E}[Y_\infty] = h(y),$$

donc  $h$  est constante sur  $\{x \in \mathbb{Z}^d | \sum_{i=1}^d x_i \equiv 0 \pmod{2}\}$ , et il est facile d'en conclure que  $h$  est constante sur  $V$ .

5. Considérer l'arbre binaire infini. La marche aléatoire est transiente (car la "hauteur" augmente de 1 avec proba  $\frac{2}{3}$  et diminue de 1 avec proba  $\frac{1}{3}$ ), donc à partir d'un certain rang elle reste soit dans la moitié gauche de l'arbre, soit dans la moitié droite. On peut alors poser

$$h(x) = \mathbb{P}(\text{la marche aléatoire issue de } x \text{ finit dans la moitié gauche de l'arbre}).$$

On vérifie facilement que  $h$  est harmonique et bornée (par 1). De plus, si  $x$  est "très haut" dans la moitié gauche de l'arbre, il a une très faible probabilité de redescendre jusqu'à la racine, donc  $h(x)$  est proche de 1. Les détails sont laissés en exercice.