

## TD 5 : Espérance conditionnelle Corrigé

Mercredi 11 Octobre

### 1 Espérance conditionnelle

On rappelle que, si  $X$  est une variable aléatoire intégrable et  $\mathcal{G}$  une tribu, alors  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  est l'unique variable aléatoire  $\mathcal{G}$ -mesurable telle que, pour toute variable  $\mathcal{G}$ -mesurable positive  $Z$ , on ait

$$\mathbb{E}[ZX] = \mathbb{E}[Z\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]].$$

**Exercice 1** (Petits contre-exemples) Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires réelles intégrables sur  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ , et  $\mathcal{G}$  et  $\mathcal{H}$  deux sous-tribus de  $\mathcal{F}$  telles que  $\sigma(\mathcal{G}, \mathcal{H}) = \mathcal{F}$ . Trouver des contre-exemples aux affirmations suivantes :

1. si  $\mathbb{E}[X|Y] = \mathbb{E}[X]$ , alors  $X$  et  $Y$  sont indépendantes,
2. si  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = 0$  et  $\mathbb{E}[X|\mathcal{H}] = 0$ , alors  $X = 0$ ,
3. si  $X$  et  $Y$  sont indépendantes, alors  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  et  $\mathbb{E}[Y|\mathcal{G}]$  le sont aussi.

Solution de l'exercice 1

1.  $X$  uniforme sur  $\{-2, -1, 1, 2\}$  et  $Y = |X|$ .
2. Soient  $X$  et  $Y$  deux variables i.i.d. avec  $\mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(X = -1) = \frac{1}{2}$  et  $\mathcal{F} = \sigma(X, Y)$ . Soit  $Z = XY$ . Il est facile de vérifier que  $\mathbb{E}[Z|X] = \mathbb{E}[Z|Y] = 0$ , mais  $Z \neq 0$ .
3. Prendre  $X$  et  $Y$  variables de Bernoulli indépendantes de paramètre  $\frac{1}{2}$  et  $\mathcal{G} = \sigma(X + Y)$ .

**Exercice 2** Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires sur  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  à valeurs respectivement dans  $E$  et  $F$ . Soit  $\mathcal{G}$  une sous-tribu de  $\mathcal{F}$ . On suppose que  $X$  est indépendante de  $\mathcal{G}$  et que  $Y$  est  $\mathcal{G}$ -mesurable. Montrer que pour toute fonction mesurable  $g : E \times F \rightarrow \mathbb{R}^+$ , on a

$$\mathbb{E}[g(X, Y)|\mathcal{G}] = \int_E g(x, Y)P_X(dx)$$

où  $P_X$  désigne la loi de  $X$ . Le membre de droite est la composée de la variable aléatoire  $Y$  par l'application  $\phi : y \rightarrow \int g(x, y)P_X(dx)$  (où  $\phi$  est mesurable grâce au théorème de Fubini).

Solution de l'exercice 2 La variable aléatoire  $\phi(Y)$  est  $\sigma(Y)$ -mesurable, donc  $\mathcal{G}$ -mesurable. Pour montrer l'égalité p.s.  $\mathbb{E}[g(X, Y)|\mathcal{G}] = \phi(Y)$ , il suffit donc de vérifier que pour toute variable aléatoire  $Z$  positive  $\mathcal{G}$ -mesurable,

$$\mathbb{E}[g(X, Y)Z] = \mathbb{E}[\phi(Y)Z].$$

Notons  $P_{(X, Y, Z)}$  la loi du triplet  $(X, Y, Z)$ , qui est une mesure de probabilité sur  $E \times F \times \mathbb{R}^+$ . Comme  $X$  est indépendante de  $(Y, Z)$ , on a

$$P_{(X, Y, Z)} = P_X \otimes P_{(Y, Z)}$$

et donc, en utilisant le théorème de Fubini,

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}[g(X, Y)Z] &= \int_{E \times F \times \mathbb{R}^+} g(x, y)z P_{(X, Y, Z)}(dx dy dz) \\
&= \int_{E \times F \times \mathbb{R}^+} g(x, y)z P_X(dx) P_{(Y, Z)}(dy dz) \\
&= \int_{F \times \mathbb{R}^+} z \left( \int_E g(x, y) P_X(dx) \right) P_{(Y, Z)}(dy dz) \\
&= \int_{F \times \mathbb{R}^+} z \phi(y) P_{(Y, Z)}(dy dz) \\
&= \mathbb{E}[\phi(Y)Z],
\end{aligned}$$

ce qui est le résultat voulu.

**Exercice 3** (Espérance conditionnelle et positivité) Soit  $X$  une variable aléatoire positive sur  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  et  $\mathcal{G}$  une sous-tribu de  $\mathcal{F}$ . Montrer que  $\{\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] > 0\}$  est le plus petit ensemble  $\mathcal{G}$ -mesurable (aux ensembles négligeables près) qui contient  $\{X > 0\}$ .

*Solution de l'exercice 3* La variable aléatoire  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  est par définition  $\mathcal{G}$ -mesurable, et  $]0, +\infty[$  est un borélien, donc  $\{\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] > 0\}$  est un ensemble  $\mathcal{G}$ -mesurable. De plus, par définition de l'espérance conditionnelle,

$$\mathbb{E}[X \mathbb{1}_{\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = 0}] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] \mathbb{1}_{\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = 0}] = 0.$$

Or  $X \mathbb{1}_{\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = 0} \geq 0$  p.s., donc  $X \mathbb{1}_{\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = 0} = 0$  p.s.. Cela signifie que

$$\{X > 0\} \subset \{\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] > 0\}$$

à un ensemble négligeable près.

D'autre part, soit  $A$  un ensemble  $\mathcal{G}$ -mesurable contenant  $\{X > 0\}$ . Alors on a  $X = 0$  p.s. sur  $A^c$ . Toujours par définition de l'espérance conditionnelle on a donc

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] \mathbb{1}_{A^c}] = \mathbb{E}[X \mathbb{1}_{A^c}] = 0.$$

De même  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] \geq 0$ , donc sur  $A^c$  on a  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = 0$  p.s., soit  $\{\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] > 0\} \subset A$  à un ensemble négligeable près.

**Exercice 4** (Espérance conditionnelle et convergence en proba) Soit  $(X_n)_{n \geq 0}$  une suite de variables aléatoires positives sur  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  et  $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 0}$  une suite de sous-tribus de  $\mathcal{F}$ . On suppose que  $\mathbb{E}[X_n|\mathcal{F}_n]$  converge en probabilité vers 0.

1. Montrer que  $X_n$  converge en probabilité vers 0.
2. Montrer que la réciproque est fausse.

*Solution de l'exercice 4*

1. Soit  $\varepsilon > 0$ . Pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , on note  $A_n$  l'événement  $\left\{ \mathbb{E}[X_n|\mathcal{F}_n] > \frac{\varepsilon^2}{2} \right\}$ . Alors par hypothèse  $\mathbb{P}(A_n) \rightarrow 0$  quand  $n \rightarrow +\infty$ , donc  $\mathbb{P}(A_n) \leq \frac{\varepsilon}{2}$  pour  $n$  assez grand. De plus, on a

$$\mathbb{E}[X_n \mathbb{1}_{A_n^c}] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X_n|\mathcal{F}_n] \mathbb{1}_{A_n^c}] \leq \frac{\varepsilon^2}{2},$$

donc d'après l'inégalité de Markov,

$$\mathbb{P}(X_n \geq \varepsilon \text{ and } A_n^c) \leq \frac{1}{\varepsilon} \mathbb{E}[X_n \mathbb{1}_{A_n^c}] \leq \frac{\varepsilon}{2},$$

d'où finalement

$$\mathbb{P}(X_n \geq \varepsilon) \leq \mathbb{P}(A_n) + \mathbb{P}(X_n \geq \varepsilon \text{ and } A_n^c) \leq \frac{\varepsilon}{2} + \frac{\varepsilon}{2} = \varepsilon$$

pour  $n$  assez grand. Comme c'est vrai pour tout  $\varepsilon$ , on en déduit le résultat.

2. Il suffit de prendre  $\mathcal{F}_n = \{\emptyset, \Omega\}$  et  $(X_n)$  une suite qui converge en probabilité vers 0 mais pas dans  $L^1$ . Par exemple, on peut prendre  $\mathbb{P}(X_n = 0) = 1 - \frac{1}{n}$  et  $\mathbb{P}(X_n = n^2) = \frac{1}{n}$ .

**Exercice 5** Soit  $X$  une variable intégrable sur  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  et  $\mathcal{G}$  une sous-tribu de  $\mathcal{F}$ . Soit  $Y$  une v.a.  $\mathcal{G}$ -mesurable, on veut montrer que  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = Y$ . Montrer que si  $\Pi$  est un ensemble de parties de  $\Omega$  qui contient  $\Omega$ , stable par intersections finies et dont la tribu engendrée est  $\mathcal{G}$ , il suffit de montrer

$$\forall \pi \in \Pi, \mathbb{E}[X \mathbb{1}_\pi] = \mathbb{E}[Y \mathbb{1}_\pi].$$

*Solution de l'exercice 5* C'est une application du lemme de classe monotone : en effet, il est facile de vérifier que l'ensemble des  $A \in \mathcal{G}$  tels que  $\mathbb{E}[X \mathbb{1}_A] = \mathbb{E}[Y \mathbb{1}_A]$  est une classe monotone, donc contient la classe monotone engendrée par  $\Pi$ , qui est  $\mathcal{G}$  d'après le lemme de classe monotone.

**Exercice 6** (Indépendance conditionnelle) On dit que deux variables aléatoires  $X$  et  $Y$  à valeurs dans un espace  $(E, \mathcal{E})$  sont indépendantes conditionnellement à  $\mathcal{G}$  si pour toutes fonctions  $f$  et  $g$  de  $E$  dans  $\mathbb{R}^+$  mesurables,

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}] \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}].$$

1. Que signifie ceci si  $\mathcal{G} = \{\emptyset, \Omega\}$ ? Si  $\mathcal{G} = \mathcal{E}$ ?
2. Montrer que la définition précédente équivaut à : pour toute variable aléatoire  $Z$  positive  $\mathcal{G}$ -mesurable, pour toutes fonctions  $f$  et  $g$  de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}^+$  mesurables,

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)Z] = \mathbb{E}[f(X)Z \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]],$$

et aussi à : pour toute fonction  $g$  de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}^+$  mesurable,

$$\mathbb{E}[g(Y)|\sigma(\mathcal{G}, X)] = \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}].$$

*Solution de l'exercice 6*

1. Si  $\mathcal{G} = \{\emptyset, \Omega\}$ , l'égalité s'écrit

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)] = \mathbb{E}[f(X)] \mathbb{E}[g(Y)]$$

pour toutes fonctions  $f$  et  $g$  de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}^+$  mesurables, c'est à dire que  $X$  et  $Y$  sont indépendantes. Si  $\mathcal{G} = \mathcal{E}$ , l'égalité est triviale et on ne peut rien dire sur les variables  $X$  et  $Y$ .

2. On suppose que pour toutes fonctions  $f$  et  $g$  de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}^+$  mesurables,

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}] \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}].$$

Soit  $Z$  une variable aléatoire  $\mathcal{G}$ -mesurable positive. Alors

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[f(X)g(Y)Z] &= \mathbb{E}[\mathbb{E}[f(X)g(Y)|\mathcal{G}] Z] \\ &= \mathbb{E}[\mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}] \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}] Z] \\ &= \mathbb{E}[f(X) \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}] Z], \end{aligned}$$

car  $\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}] Z$  est  $\mathcal{G}$ -mesurable. Réciproquement, on suppose que pour toutes fonctions  $f$  et  $g$  de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}^+$  mesurables, et pour toute variable aléatoire  $\mathcal{G}$ -mesurable positive  $Z$ ,

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)Z] = \mathbb{E}[f(X) \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}] Z].$$

Alors comme  $Z \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]$  est  $\mathcal{G}$ -mesurable positive, on a

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)Z] = \mathbb{E}[f(X) \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}] Z] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}] \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}] Z],$$

et par la propriété caractéristique de l'espérance conditionnelle, comme  $\mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}]\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]$  est  $\mathcal{G}$ -mesurable, on obtient

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}]\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}].$$

Pour la seconde équivalence, supposons  $X$  et  $Y$  indépendantes conditionnellement à  $\mathcal{G}$ . On veut montrer que pour tout  $A \in \sigma(\mathcal{G}, X)$ , on a

$$\mathbb{E}[g(Y)\mathbb{1}_A] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]\mathbb{1}_A].$$

D'après l'exercice précédent, il suffit de le montrer pour des  $A$  de la forme  $X^{-1}(B) \cap G$ , avec  $G \in \mathcal{G}$  et  $B \in \mathcal{E}$ , ce qui est un cas particulier de l'équivalence précédente avec  $f(X) = \mathbb{1}_{X \in B}$  et  $Z = \mathbb{1}_G$ . Pour la réciproque, si  $\mathbb{E}[g(Y)|\sigma(\mathcal{G}, X)] = \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]$  pour toute fonction  $g$  mesurable positive, alors pour toutes  $g$  mesurable positive et  $U$  variable ( $\sigma(\mathcal{G}, X)$ )-mesurable :

$$\mathbb{E}[g(Y)U] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]U],$$

et il suffit d'appliquer ce résultat aux variables  $U$  de la forme  $Zf(X)$  avec  $f$  mesurable positive et  $Z$  une variable  $\mathcal{G}$ -mesurable.

**Exercice 7** On se donne deux réels  $a, b > 0$ , et  $(X, Y)$  une variable aléatoire à valeurs dans  $\mathbb{N} \times \mathbb{R}^+$  dont la loi est caractérisée par

$$\mathbb{P}(X = n, Y \leq t) = b \int_0^t \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy.$$

Déterminer  $\mathbb{E}[h(Y)|X = n]$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$  et toute fonction  $h : \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}$  mesurable telle que  $h(Y)$  soit intégrable, puis  $\mathbb{E}[\frac{Y}{X+1}]$ . Calculer ensuite  $\mathbb{P}(X = n|Y)$  et enfin  $\mathbb{E}[X|Y]$ .

*Solution de l'exercice 7* Pour tout  $n \geq 0$ , on a

$$\mathbb{P}(X = n) = \lim_{t \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X = n, Y \leq t) = b \int_0^\infty \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy = \frac{b}{a+b} \left( \frac{a}{a+b} \right)^n > 0.$$

Donc, puisque  $\mathbb{P}(X = n) > 0$ ,

$$\mathbb{E}[h(Y)|X = n] = \frac{\mathbb{E}[h(Y)\mathbb{1}_{X=n}]}{\mathbb{P}(X = n)}.$$

On remarque que

$$\mathbb{E}[h(Y)\mathbb{1}_{X=n}] = b \int_0^\infty h(y) \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy.$$

Pour justifier cette égalité assez intuitive, on peut la vérifier sur une fonction indicatrice d'un intervalle, puis l'étendre aux fonctions en escalier par linéarité de l'intégrale, puis aux fonctions mesurables positives par convergence monotone et enfin à une fonction mesurable quelconque en la décomposant selon ses parties positives et négatives. On obtient :

$$\mathbb{E}[h(Y)|X = n] = \frac{\mathbb{E}[h(Y)\mathbb{1}_{X=n}]}{\mathbb{P}(X = n)} = (a+b)^{n+1} \int_0^\infty h(y) \frac{y^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy := \phi(n),$$

et par définition

$$\mathbb{E}[h(Y)|X] = \phi(X).$$

En particulier,

$$\mathbb{E}[Y|X = n] = (a+b)^{n+1} \int_0^\infty \frac{y^{n+1}}{n!} \exp(-(a+b)y) dy = \frac{n+1}{a+b}.$$

On a ensuite

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E} \left[ \frac{Y}{X+1} \right] &= \mathbb{E} \left[ \mathbb{E} \left[ \frac{Y}{X+1} \middle| X \right] \right] \\
 &= \mathbb{E} \left[ \frac{1}{X+1} \mathbb{E}[Y|X] \right] \\
 &= \mathbb{E} \left[ \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n+1} \mathbb{E}[Y|X=n] \mathbb{1}_{\{X=n\}} \right] \\
 &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n+1} \mathbb{E}[Y|X=n] \mathbb{P}(X=n) \\
 &= \frac{1}{a+b} \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(X=n) = \frac{1}{a+b}.
 \end{aligned}$$

Puis, pour toute fonction  $h$  mesurable telle que  $h(Y)$  soit intégrable, on a

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[h(Y)] &= \sum_{n=0}^{\infty} b \int_0^{\infty} h(y) \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy \\
 &= b \int_0^{\infty} h(y) \exp(-by) dy,
 \end{aligned}$$

donc la densité de la loi de  $Y$  est la fonction

$$q(y) = b e^{-by} \mathbb{1}_{\{y>0\}}.$$

Ainsi, pour toute fonction  $h$  bornée,

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[\mathbb{1}_{X=n} h(Y)] &= b \int_0^{\infty} h(y) \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy \\
 &= \int_0^{\infty} h(y) q(y) \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-ay) dy \\
 &= \mathbb{E} \left[ h(Y) \frac{(aY)^n}{n!} \exp(-aY) \right].
 \end{aligned}$$

Cela implique que

$$\mathbb{P}(X=n|Y) = \frac{(aY)^n}{n!} \exp(-aY).$$

On en déduit finalement

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[X|Y] &= \sum_{n=1}^{\infty} n \mathbb{P}(X=n|Y) \\
 &= \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(aY)^n}{(n-1)!} \exp(-aY) \\
 &= aY.
 \end{aligned}$$

**Exercice 8** (Espérance conditionnelle et vecteurs gaussiens)

Soit  $(X_1, X_2)$  un vecteur gaussien de moyenne  $\begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \end{pmatrix}$  et de matrice de covariance  $\begin{pmatrix} k_{11} & k_{12} \\ k_{12} & k_{22} \end{pmatrix}$  avec

$k_{22} > 0$ . Montrer que

$$\mathbb{E}[X_1|X_2] = m_1 + \frac{k_{12}}{k_{22}}(X_2 - m_2).$$

*Solution de l'exercice 8* On pose  $\varphi(x) = m_1 + \frac{k_{12}}{k_{22}}(x - m_2)$ . On veut montrer que pour toute fonction mesurable bornée  $g$ , on a

$$\mathbb{E}[X_1 g(X_2)] = \mathbb{E}[\varphi(X_2) g(X_2)].$$

Cela équivaut à

$$\mathbb{E}[(X_1 - \varphi(X_2)) g(X_2)] = 0.$$

On va montrer que les variables  $X_1 - \varphi(X_2)$  et  $X_2 - m_2$  sont en fait indépendantes. Comme  $(X_1, X_2)$  est gaussien, le vecteur  $(X_1 - \varphi(X_2), X_2 - m_2)$  est gaussien. Il est de plus centré comme le vérifie un rapide calcul, donc pour montrer l'indépendance des composantes, il suffit de vérifier

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[(X_1 - \varphi(X_2))(X_2 - m_2)] &= \mathbb{E}[(X_1 - m_1)(X_2 - m_2)] - \frac{k_{12}}{k_{22}} \mathbb{E}[(X_2 - m_2)(X_1 - m_1)] \\ &= k_{12} - \frac{k_{12}}{k_{22}} k_{22} \\ &= 0, \end{aligned}$$

donc  $X_1 - \varphi(X_2)$  et  $X_2 - m_2$  sont bien indépendantes. Pour toute fonction mesurable bornée  $g$ , on a donc bien

$$\mathbb{E}[(X_1 - \varphi(X_2)) g(X_2)] = \mathbb{E}[X_1 - \varphi(X_2)] \mathbb{E}[g(X_2)] = 0.$$

## 2 Marches aléatoires et fonctions harmoniques

**Exercice 9** Soit  $S$  une marche aléatoire simple sur  $\mathbb{Z}$  et  $a, b \geq 0$ . On note

$$T_{a,b} = \inf\{n \in \mathbb{N} | S_n = -a \text{ ou } S_n = b\}.$$

1. Montrer qu'il existe  $A, c > 0$  tel que  $\mathbb{P}(T_{a,b} \geq n) \leq Ae^{-cn}$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$ . En déduire que  $\mathbb{E}[T_{a,b}] < +\infty$ .
2. En s'inspirant de la méthode vue en cours pour calculer la loi de  $S_{T_{a,b}}$ , calculer  $\mathbb{E}[T_{a,b}]$ .
3. En déduire que si  $T_b = \inf\{n \in \mathbb{N} | S_n = b\}$ , alors  $\mathbb{E}[T_b] = +\infty$  pour tout  $b \neq 0$ .

*Solution de l'exercice 9*

1. L'idée est de montrer qu'avec très grande probabilité, on a à un moment  $a+b$  pas consécutifs vers le haut. On note  $X_n = S_n - S_{n-1}$  pour tout  $n \geq 1$ . Soit  $n \geq a+b$ . Si  $X_{n+1} = X_{n+2} = \dots = X_{n+a+b} = +1$ , alors  $S_{n+a+b} - S_n = a+b$  donc  $S_n \leq -a$  ou  $S_{n+a+b} \geq b$ , et dans les deux cas  $T_{a,b} \leq n+a+b$ . On a donc

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(T_{a,b} \geq k(a+b)) &\leq \mathbb{P}(\forall i \in [0, k-1], (X_{i(a+b)+1}, \dots, X_{i(a+b)+a+b}) \neq (1, \dots, 1)) \\ &= \prod_{i=0}^{k-1} \mathbb{P}((X_{i(a+b)+1}, \dots, X_{i(a+b)+a+b}) \neq (1, \dots, 1)) \\ &= \left(1 - \frac{1}{2^{a+b}}\right)^k. \end{aligned}$$

On en déduit le résultat en prenant  $e^{-c} = \left(1 - \frac{1}{2^{a+b}}\right)^{1/(a+b)}$  et  $A$  assez grand. Le fait que  $\mathbb{E}[T_{a,b}] < \infty$  en découle immédiatement. On obtient même la borne supérieure (exécration)

$$\mathbb{E}[T_{a,b}] \leq (a+b)4^{a+b}.$$

2. Pour tout  $-a \leq x \leq b$ , on note  $f(x) = \mathbb{E}_x [T_{a,b}]$ , l'espérance de  $T_{a,b}$  pour une marche aléatoire simple issue de  $x$ . On a  $f(-a) = f(b) = 0$  et, pour  $-a < x < b$  :

$$f(x) = 1 + \frac{f(x-1) + f(x+1)}{2}.$$

Autrement dit, la dérivée seconde discrète de  $f$  est constante, égale à  $-2$ . Une solution particulière de cette équation est  $-x^2$ . Il est donc naturel d'introduire  $g(x) = f(x) + x^2$ . La fonction  $g$  est alors harmonique, donc il existe  $u$  et  $v$  tels que  $g(x) = ux + v$  pour tout  $x$ , soit  $f(x) = -x^2 + ux + v$ . En utilisant les conditions aux bord, on obtient

$$f(x) = (b-x)(x+a),$$

d'où  $\mathbb{E} [T_{a,b}] = ab$ .

3. Par symétrie, il suffit de traiter le cas  $b > 0$ . Pour tout  $a > 0$ , on a  $T_b \geq T_{a,b}$  donc

$$\begin{aligned} \mathbb{E} [T_b] &\geq \mathbb{E} [T_{a,b}] \\ &= ab \\ &\xrightarrow{a \rightarrow +\infty} +\infty, \end{aligned}$$

donc  $\mathbb{E} [T_b] = +\infty$ .

**Remarque** Le résultat de la dernière question pouvait aussi s'obtenir en utilisant le principe de réflexion. En effet, on a  $\mathbb{P}(T_b \leq n) = \mathbb{P}(M_n \geq b)$ , donc on peut calculer la loi de  $T_b$ .

**Exercice 10** Soit  $B$  un mouvement brownien et  $a, b > 0$ . Pour tout  $x \in \mathbb{R}$ , soit  $\tau_x = \inf\{t \geq 0 | B_t = x\}$ . En utilisant le résultat analogue pour la marche aléatoire simple et le théorème de Donsker, montrer que

$$\mathbb{P}(\tau_b < \tau_{-a}) = \frac{a}{a+b}.$$

*Indication :* Soient  $\tau_{-a} = \inf\{t | B_t = -a\}$  et  $\tau_{b+} = \inf\{t | B_t > b\}$ . On pourra montrer que l'événement  $\{\tau_{b+} < \tau_a, \tau_{b+} \leq t\}$  est ouvert dans l'ensemble des fonctions continues de  $[0, t]$  dans  $\mathbb{R}$  nulles en 0.

*Solution de l'exercice 10* Tout d'abord, notons que d'après l'exercice 1 du TD 3, on a

$$\mathbb{P}(\tau_b = +\infty) = \lim_{t \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(S_t < b) = \lim_{t \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(|B_t| < b) = 0,$$

donc  $\tau_b < +\infty$  p.s.. Une fois faite la vérification de l'indication (pas faite ici), le théorème de Donsker et la caractérisation de la convergence en loi par les événements ouverts donnent, pour tout  $t > 0$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\tau_{b+} < \tau_{-a}, \tau_{b+} \leq t) &\leq \liminf_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(T_{(b\sqrt{n})+} < T_{(a\sqrt{n})}, T_{(b\sqrt{n})+} \leq tn) \\ &\leq \liminf_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(T_{\lfloor b\sqrt{n} \rfloor + 1} < T_{\lceil a\sqrt{n} \rceil}) \\ &= \liminf_{n \rightarrow +\infty} \frac{\lceil a\sqrt{n} \rceil}{\lceil a\sqrt{n} \rceil + (1 + \lfloor b\sqrt{n} \rfloor)} \\ &= \frac{a}{a+b}, \end{aligned}$$

où  $T_x$  est le premier temps où la marche aléatoire simple tape  $x$ . En faisant  $t \rightarrow +\infty$ , on obtient

$$\mathbb{P}(\tau_{b+} < \tau_{-a}) \leq \frac{a}{a+b}.$$

Par conséquent, pour tout  $\varepsilon > 0$ , on a

$$\mathbb{P}(\tau_b < \tau_{-a}) \leq \mathbb{P}(\tau_{(b-\varepsilon)+} < \tau_{-a}) \leq \frac{a}{a+b-\varepsilon}.$$

En faisant tendre  $\varepsilon$  vers 0, on obtient

$$\mathbb{P}(\tau_b < \tau_{-a}) \leq \frac{a}{a+b}.$$

En raisonnant symétriquement, on montre aussi

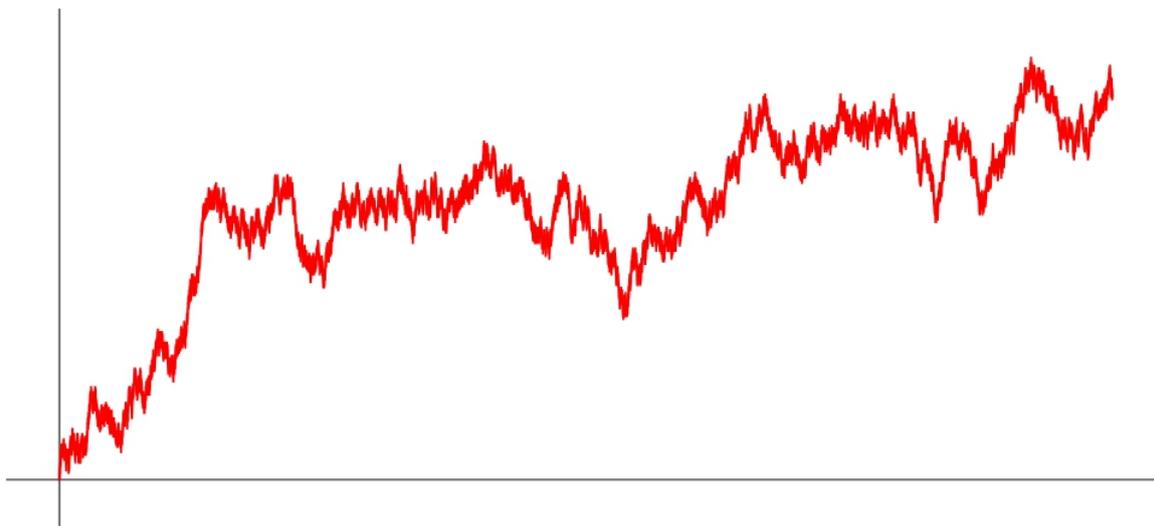
$$\mathbb{P}(\tau_{-a} < \tau_b) \leq \frac{b}{a+b}.$$

Comme  $\tau_b$  et  $\tau_{-a}$  sont finis p.s., la somme des deux probabilités doit valoir 1, donc on a égalité partout, ce qui conclut.

**Remarque** Ce raisonnement marche aussi en dimension supérieure, et permet par exemple de calculer la probabilité que le mouvement brownien en dimension 2 sorte d'un anneau par l'intérieur ou par l'extérieur.

### 3 Jolie image

**Exercice 11** Que représente la jolie image ci-dessous ?



*Solution de l'exercice 11* Il s'agit d'une marche aléatoire conditionnée à rester positive, de longueur 10000. Comme la probabilité que  $X_n \geq 0$  pour tout  $n$  est nulle, cet objet n'est a priori pas défini. Pour le définir, on considère la marche aléatoire conditionnée à atteindre  $k$  avant d'atteindre  $-1$ , puis on fait tendre  $k$  vers  $+\infty$ .

Comme la marche aléatoire normale, elle converge après renormalisation vers un "mouvement brownien conditionné à rester positif". Fait amusant : ce processus a la même loi que le processus

$$\left( \sqrt{X_t^2 + Y_t^2 + Z_t^2} \right)_{t \geq 0},$$

où  $X$ ,  $Y$  et  $Z$  sont trois mouvements browniens indépendants. Il est appelé *processus de Bessel de dimension 3*.