

TD 4 : Marches aléatoires et mouvement brownien Corrigé

Lundi 10 Octobre

1 Exercice à préparer pour la séance

Exercice 1 Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une marche aléatoire simple sur \mathbb{Z} , et $M_n = \max\{X_k | 0 \leq k \leq n\}$.

1. Montrer que pour tous $a, n \in \mathbb{N}^*$ on a $\mathbb{P}(M_n \geq a, X_n < a) = \mathbb{P}(M_n \geq a, X_n > a)$.
2. En déduire une expression aussi simple que possible de la loi de M_n en fonction de celle de X_n .
3. Soit B un mouvement brownien et soit $S_t = \sup\{B_s | 0 \leq s \leq t\}$ pour tout $t \geq 0$. Montrer que S_1 a la même loi que $|B_1|$.
4. En déduire que S_t a la même loi que $|B_t|$ pour tout $t \geq 0$.
5. Est-il vrai que $(S_t)_{t \geq 0}$ a la même loi que $(|B_t|)_{t \geq 0}$?

Indication : L'outil à utiliser pour la première question se nomme "principe de réflexion".

Solution de l'exercice 1

1. On appelle trajectoire *de type I* une trajectoire de marche aléatoire de longueur n qui atteint a et qui termine (strictement) en-dessous, et trajectoire *de type II* une trajectoire qui atteint a et termine (strictement) au-dessus. Il suffit de montrer qu'il y a autant de trajectoires de type *I* que de type *II*, ce qu'on va faire en construisant une bijection entre les deux. Soit t une trajectoire de type *I*, et k le premier instant où elle atteint a . On note t' la trajectoire t , réfléchie à partir du temps k par rapport à la droite d'équation $y = a$ (cf. figure). Il est facile de vérifier que t' est de type *II*, et que la transformation décrite est involutive donc bijective, ce qui permet de conclure.
2. Pour tout $a \geq 1$, en utilisant la question précédente, on a

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(M_n \geq a) &= \mathbb{P}(M_n \geq a, X_n \geq a) + \mathbb{P}(M_n \geq a, X_n < a) \\ &= \mathbb{P}(X_n \geq a) + \mathbb{P}(X_n > a) \\ &= 2\mathbb{P}(X_n \geq a) - \mathbb{P}(X_n = a) \\ &= \mathbb{P}(|X_n| \geq a) - \mathbb{P}(X_n = a). \end{aligned}$$

On en déduit $\mathbb{P}(M_n = a) = \mathbb{P}(|X_n| = a) - \mathbb{P}(X_n = a) + \mathbb{P}(X_n = a + 1)$ pour $a \geq 1$, et $\mathbb{P}(M_n = 0) = \mathbb{P}(|X_n| = 0) + \mathbb{P}(X_n = 1)$.

3. Soit $u \in \mathbb{R}$ et $f(x) = e^{iux}$. Il suffit de montrer que $\mathbb{E}[f(S_t)] = \mathbb{E}[f(|B_t|)]$. Or, l'application

$$\begin{aligned} \mathcal{C}([0, 1]) &\longrightarrow \mathbb{R} \\ x &\longrightarrow \sup_{s \in [0, 1]} x_s \end{aligned}$$

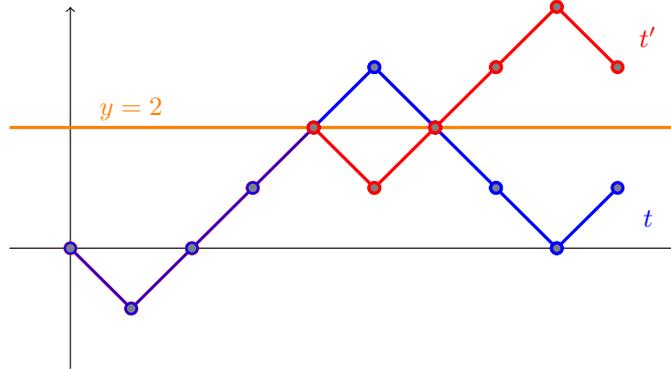


FIGURE 1 – Réflexion décrite dans la question 1 avec $a = 2$.

est continue (pour la norme uniforme), donc d'après le théorème de Donsker puis la question précédente :

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[f(S_1)] &= \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E} \left[f \left(\frac{M_n}{\sqrt{n}} \right) \right] \\
 &= \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{a \geq 0} \mathbb{P}(M_n = a) f \left(\frac{a}{\sqrt{n}} \right) \\
 &= \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\sum_{a \geq 0} \mathbb{P}(|X_n| = a) f \left(\frac{a}{\sqrt{n}} \right) + \mathbb{P}(X_n = 1) f(0) + \sum_{a \geq 1} (\mathbb{P}(X_n = a + 1) - \mathbb{P}(X_n = a)) f \left(\frac{a}{\sqrt{n}} \right) \right) \\
 &= \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\mathbb{E} \left[f \left(\frac{|X_n|}{\sqrt{n}} \right) \right] + \sum_{a \geq 1} \mathbb{P}(X_n = a) \left(f \left(\frac{a-1}{\sqrt{n}} \right) - f \left(\frac{a}{\sqrt{n}} \right) \right) \right) \\
 &= \mathbb{E}[f(|B_1|)] + \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{a \geq 1} \mathbb{P}(X_n = a) \left(f \left(\frac{a-1}{\sqrt{n}} \right) - f \left(\frac{a}{\sqrt{n}} \right) \right).
 \end{aligned}$$

On peut alors conclure car

$$\begin{aligned}
 \sum_{a \geq 1} \mathbb{P}(X_n = a) \left| f \left(\frac{a-1}{\sqrt{n}} \right) - f \left(\frac{a}{\sqrt{n}} \right) \right| &\leq \sum_{a \geq 1} \mathbb{P}(X_n = a) \frac{|u|}{\sqrt{n}} \\
 &\leq \frac{|u|}{\sqrt{n}} \\
 &\xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.
 \end{aligned}$$

4. Il suffit d'utiliser l'invariance du mouvement brownien par changement d'échelle (exo 5 du TD 2) : S_t a la même loi que $\sqrt{t}S_1$, qui a la même loi que $\sqrt{t}|B_1|$ (d'après la question précédente), qui a la même loi que $|B_t|$.
5. Non. Par exemple $(S_t)_{t \geq 0}$ est p.s. croissant mais pas $(|B_t|)_{t \geq 0}$.

2 Loi du logarithme itéré pour le mouvement brownien

Exercice 2 Soit B un mouvement brownien. Le but de cet exercice est de montrer que presque sûrement :

$$\limsup_{t \rightarrow +\infty} \frac{B_t}{h(t)} = 1,$$

avec $h(t) = \sqrt{2t \ln \ln t}$. On rappelle que $\mathbb{P}(B_1 > x) \sim \frac{e^{-x^2/2}}{\sqrt{2\pi}x}$ quand $x \rightarrow +\infty$.

1. Soit $\varepsilon > 0$ et S comme dans l'exercice précédent. En utilisant l'exercice précédent, estimer $\mathbb{P}(S_{(1+\varepsilon)^n} > (1+\varepsilon)h((1+\varepsilon)^n))$ pour $n \in \mathbb{N}$.
2. En déduire $\limsup_{t \rightarrow +\infty} \frac{B_t}{h(t)} \leq 1$ p.s.
3. Soit $r > 1$. Montrer qu'il existe une infinité de n tels que $B_{r^n} - B_{r^{n-1}} \geq \sqrt{\frac{r-1}{r}}h(r^n)$.
4. En déduire $\limsup_{t \rightarrow +\infty} \frac{B_t}{h(t)} = 1$ p.s.

Solution de l'exercice 2

1. On utilise successivement l'exercice 1, le fait que B_t a la même loi que $\sqrt{t}B_1$ et la majoration $\mathbb{P}(B_1 \geq x) \leq e^{-x^2/2}$:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(S_{(1+\varepsilon)^n} > (1+\varepsilon)h((1+\varepsilon)^n)) &= \mathbb{P}\left(|B_{(1+\varepsilon)^n}| > (1+\varepsilon)\sqrt{2(1+\varepsilon)^n \ln \ln(1+\varepsilon)^n}\right) \\ &= \mathbb{P}\left(|B_1| > (1+\varepsilon)\sqrt{2(\ln n + \ln \ln(1+\varepsilon))}\right) \\ &\leq 2e^{-(1+\varepsilon)^2(\ln n + \ln \ln(1+\varepsilon))} \\ &\leq \frac{1}{n^{(1+\varepsilon)^2}}. \end{aligned}$$

2. D'après Borel-Cantelli, on a donc $S_{(1+\varepsilon)^n} \leq (1+\varepsilon)h((1+\varepsilon)^n)$ pour n assez grand. Soit donc $t > 1$ et n tel que $(1+\varepsilon)^{n-1} \leq t < (1+\varepsilon)^n$. Si t est assez grand, alors

$$S_t \leq S_{(1+\varepsilon)^n} \leq (1+\varepsilon)h((1+\varepsilon)^n) \leq (1+\varepsilon)h((1+\varepsilon)t) \sim_{t \rightarrow +\infty} (1+\varepsilon)^{3/2}h(t).$$

On en déduit $\limsup_{t \rightarrow +\infty} \frac{B_t}{h(t)} \leq (1+\varepsilon)^{3/2}$ p.s. Comme c'est vrai pour tout $\varepsilon > 0$, on obtient la borne supérieure voulue.

3. On raisonne de manière similaire :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(B_{r^n} - B_{r^{n-1}} \geq \sqrt{\frac{r-1}{r}}h(r^n)\right) &= \mathbb{P}\left(B_{(r-1)r^{n-1}} \geq \sqrt{\frac{r-1}{r}}\sqrt{2r^n \ln \ln r^n}\right) \\ &= \mathbb{P}\left(B_1 \geq \sqrt{2(\ln n + \ln \ln r)}\right) \\ &\sim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \ln \ln r} \frac{1}{n\sqrt{\ln n}}. \end{aligned}$$

Comme $\sum_n \frac{1}{n\sqrt{\ln n}}$ diverge et les événements $\left\{B_{r^n} - B_{r^{n-1}} \geq \sqrt{\frac{r-1}{r}}h(r^n)\right\}$ sont indépendants (par indépendance des incréments de B), on peut conclure par Borel-Cantelli.

4. D'après la question 2, pour n assez grand on a $B_{r^{n-1}} \geq -2h(r^{n-1})$. En combinant cette observation avec la question 3, il existe une infinité de n tels que

$$\begin{aligned} B_{r^n} &\geq \sqrt{\frac{r-1}{r}}h(r^n) - 2h(r^{n-1}) \\ &\sim_{n \rightarrow +\infty} \left(\sqrt{\frac{r-1}{r}} - \frac{2}{r}\right)h(r^n). \end{aligned}$$

On a donc $\limsup_{t \rightarrow +\infty} \frac{B_t}{h(t)} \geq \sqrt{\frac{r-1}{r}} - \frac{2}{r}$ p.s., et ce pour tout $r > 1$, d'où le résultat en faisant tendre r vers $+\infty$.

3 Marches aléatoires et fonctions harmoniques

Exercice 3 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 3

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

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

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 (très mauvaise) borne

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

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 l'exercice 1. 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 4 (Marche aléatoire biaisée)

On se donne $p > \frac{1}{2}$. Soient $(X_i)_{i \geq 0}$ i.i.d. avec $\mathbb{P}(X_i = -1) = 1-p$ et $\mathbb{P}(X_i = +1) = p$. Pour tout $n \geq 0$, on écrit $S_n = X_1 + \dots + X_n$. Soient $a, b \geq 0$. On note $T_{a,b} = \inf\{n \in \mathbb{N} | S_n = -a \text{ ou } S_n = b\}$.

1. Déterminer la loi de $S_{T_{a,b}}$.
2. En déduire la loi de $\min\{S_n | n \geq 0\}$.
3. Reprendre l'exercice 3 pour la marche aléatoire biaisée.

Solution de l'exercice 4

1. On sait que $S_{T_{a,b}}$ ne peut valoir que $-a$ ou b . Il suffit donc de calculer $\mathbb{P}(S_{T_{a,b}} = b)$. On pose donc $f(x) = \mathbb{P}_x(S_{T_{a,b}} = b)$. De même que pour la marche simple, on a $f(-a) = 0$ et $f(b) = 1$ et, pour tout $-a < x < b$:

$$f(x) = pf(x+1) + (1-p)f(x-1),$$

soit

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

Si on pose $c = f(-a+1)$, on a donc

$$f(x+1) - f(x) = c \left(\frac{1-p}{p} \right)^{x+a}.$$

A partir de là, on peut exprimer les $f(x)$ en fonction de c et, en utilisant $f(b) = 1$, obtenir $c = \frac{2p-1}{p} \left(1 - \left(\frac{1-p}{p} \right)^{a+b} \right)^{-1}$. On trouve finalement

$$\mathbb{P}(S_{T_{a,b}} = b) = f(0) = \frac{1 - \left(\frac{1-p}{p} \right)^a}{1 - \left(\frac{1-p}{p} \right)^{a+b}}.$$

2. Soit $a > 0$. Si $T_{-a} < +\infty$, alors il existe $b > 0$ tel que S tape $-a$ avant b , donc tel que $S_{T_{a,b}} = -a$. L'événement $\{T_{-a} < +\infty\}$ est donc l'union croissante des événements $\{S_{T_{a,b}} = -a\}$ pour $b > 0$, d'où

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(T_{-a} < +\infty) &= \lim_{b \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(S_{T_{a,b}} = -a) \\ &= \lim_{b \rightarrow +\infty} 1 - \frac{1 - \left(\frac{1-p}{p} \right)^a}{1 - \left(\frac{1-p}{p} \right)^{a+b}} \\ &= \left(\frac{1-p}{p} \right)^a. \end{aligned}$$

On en déduit que $-\min\{S_n | n \in \mathbb{N}\}$ est une variable géométrique de paramètre $\frac{1-p}{p}$.

3. La propriété $\mathbb{E}[T_{a,b}] < +\infty$ se prouve de la même manière que dans le cas non biaisé. En posant $f(x) = \mathbb{E}_x[T_{a,b}]$, on obtient cette fois la relation

$$f(x) = 1 + pf(x+1) + (1-p)f(x-1)$$

pour $-a < x < b$, soit

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

On peut donc calculer f comme dans la question 1. On obtient

$$\mathbb{E}[T_{a,b}] = f(0) = \frac{a+b}{2p-1} \frac{1 - \left(\frac{p}{1-p} \right)^a}{1 - \left(\frac{p}{1-p} \right)^{a+b}} - \frac{a}{2p-1}.$$

Par convergence monotone, on en déduit

$$\mathbb{E}[T_b] = \frac{b}{2p-1} < +\infty.$$