

EXAMEN 12 janvier 2017
 Calcul stochastique et processus de diffusion
 M2 Probabilités et Modèles Aléatoires

Durée 3h.

Dans tout le sujet, nous considérons un mouvement brownien standard $(B_t)_{t \geq 0}$ sur un espace de probabilité filtré $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t), \mathbb{P})$.

Exercice 1. (Polynômes d'Hermite) Soit $M_0(t) = 1$ pour tout $t \geq 0$ et pour tout $n \geq 0$

$$M_{n+1}(t) = \int_0^t M_n(s) dB_s, \quad t \geq 0.$$

(1) Montrer par récurrence que

$$\mathbb{E} [(M_n(t))^2] = \frac{t^n}{n!}, \quad t \geq 0, n \geq 0.$$

(2) Soit $T > 0$ fixé. Montrer qu'il existe $\alpha_0 > 0$ tel que pour tout $\alpha \in]-\alpha_0, \alpha_0[$ la série

$$L_\alpha(t) := \sum_{n \geq 0} \alpha^n M_n(t)$$

converge dans L^2 pour tout $t \in [0, T]$. Montrer la continuité p.s. des trajectoires de L_α .

(3) Montrer que L_α satisfait

$$L_\alpha(t) = 1 + \int_0^t L_\alpha(s) \alpha dB_s, \quad t \in [0, T].$$

(4) Pour $\alpha, x \in \mathbb{R}, c \in \mathbb{R}_+$ et $n \in \mathbb{N}$ nous définissons

$$H(\alpha, x, c) := \exp\left(\alpha x - \frac{\alpha^2}{2} c\right), \quad H_n(x, c) := \frac{\partial^n H}{\partial \alpha^n}(0, x, c).$$

Montrer que p.s. pour tout $n \geq 0$ nous avons $M_n(t) = H_n(B_t, t)/n!, t \geq 0$.

Solution de l'exercice 1.

(1) Nous avons $M_0(t) = 1$ et par récurrence M_n est une martingale continue telle que $M_n(t) \in L^2$ pour tout $t \geq 0$ et

$$\mathbb{E} [(M_{n+1}(t))^2] = \int_0^t (M_n(s))^2 ds = \int_0^t \frac{s^n}{n!} ds = \frac{t^{n+1}}{(n+1)!}, \quad t \geq 0, n \geq 0.$$

(2) Soit $T > 0$ fixé. Puisque $\|M_n(t)\|_{L^2} = \sqrt{t^n/n!} \leq t^{n/2}$, alors pour $\alpha_0 = T^{-1/2}$ et $\alpha \in]-\alpha_0, \alpha_0[$ nous avons pour tout $t \in [0, T]$

$$\left\| \sum_{k=n+1}^m \alpha^k M_k(t) \right\|_{L^2} \leq \sum_{k=n+1}^m (|\alpha| T^{1/2})^k \rightarrow 0$$

quand $n < m$ et $n, m \rightarrow +\infty$. Par complétude de L^2 , nous avons donc une limite $L_\alpha(t)$ dans L^2 . Par l'inégalité de Doob

$$\mathbb{E} \left[\sup_{t \in [0, T]} \left| L_\alpha(t) - \sum_{k=0}^n \alpha^k M_k(t) \right|^2 \right] \leq 4 \left\| L_\alpha(T) - \sum_{k=0}^n \alpha^k M_k(T) \right\|_{L^2}^2 \rightarrow 0$$

quand $n \rightarrow +\infty$ et L_α a donc p.s. trajectoires continues.

(3) Pour tout n , par récurrence

$$\sum_{k=0}^{n+1} \alpha^k M_k(t) = 1 + \alpha \sum_{k=0}^n \alpha^k M_{k+1}(t) = 1 + \alpha \int_0^t \sum_{k=0}^n \alpha^k M_k(s) dB_s$$

et en passant à la limite $n \rightarrow +\infty$ grâce à l'isométrie d'Itô

$$L_\alpha(t) = 1 + \int_0^t L_\alpha(s) \alpha dB_s, \quad t \in [0, T].$$

Nous obtenons que

$$L_\alpha(t) = \exp \left(\alpha B_t - \frac{\alpha^2}{2} t \right), \quad t \geq 0,$$

par unicité de la solution de cette équation.

(4) Puisque $L_\alpha(t) = H(\alpha, B_t, t)$, nous obtenons que p.s.

$$H_n(B_t, t) := \frac{\partial^n H}{\partial \alpha^n}(0, B_t, t) = \frac{\partial^n L_\alpha(t)}{\partial \alpha^n} \Big|_{\alpha=0} = n! M_n(t).$$

Exercice 2. Soit $g_1 := \sup\{t \leq 1 : B_t = 0\}$. Nous voulons montrer que le processus

$$\gamma_u := \frac{1}{\sqrt{g_1}} B_{g_1 u}, \quad u \in [0, 1],$$

est un pont brownien.

(1) Montrer que le processus $(tB_{\frac{1-t}{t}})_{t \in [0, 1]}$ est un pont brownien.

(2) Montrer que p.s. $g_1 > 0$. La variable aléatoire g_1 est-elle un temps d'arrêt ?

(3) Soit $\hat{B}_t := tB_{\frac{1}{t}}$, $t \geq 0$. Montrer que \hat{B} est un mouvement brownien. Soit $\hat{d}_1 := \inf\{t \geq 1 : \hat{B}_t = 0\}$; montrer que $\hat{d}_1 = 1/g_1$. La variable aléatoire \hat{d}_1 est-elle un temps d'arrêt ?

(4) Montrer que pour tout $u \in [0, 1]$

$$\frac{1}{\sqrt{g_1}} B_{g_1 u} = \frac{u}{\sqrt{\hat{d}_1}} \left(\hat{B}_{\hat{d}_1 + \hat{d}_1(\frac{1}{u} - 1)} - \hat{B}_{\hat{d}_1} \right).$$

En déduire que $(\gamma_u)_{u \in [0, 1]}$ est un pont brownien.

Solution de l'exercice 2. (1) Le processus $(tB_{\frac{1-t}{t}})_{t \in [0, 1]}$ est gaussien centré car fonction linéaire de B . Nous calculons la fonction de covariance :

$$\mathbb{E} \left[tB_{\frac{1-t}{t}} sB_{\frac{1-s}{s}} \right] = ts \left(\frac{1}{t} - 1 \right) \wedge \left(\frac{1}{s} - 1 \right) = t \wedge s - st.$$

Il s'agit donc d'un pont brownien.

(2) Nous avons vu dans le cours que pour tout $\varepsilon > 0$, $\mathbb{P}(B_t \neq 0, \forall t \in]0, \varepsilon]) = 0$, et donc p.s. $g_1 > 0$. Si la variable aléatoire g_1 était un temps d'arrêt, on pourrait appliquer la propriété de Markov forte et avoir que $(B_{t+g_1})_{t \geq 0}$ est un MB ; or on sait que $\mathbb{P}(B_t \neq 0, \forall t \in]g_1, 1]) = 1$ et ce processus ne peut donc pas être un MB.

(3) Nous calculons la fonction de covariance de \hat{B} :

$$\mathbb{E} [\hat{B}_t \hat{B}_s] = ts \left(\frac{1}{t} \right) \wedge \left(\frac{1}{s} \right) = t \wedge s.$$

Maintenant \hat{d}_1 est un temps d'arrêt pour la filtration canonique $\hat{\mathcal{F}}_t$ de \hat{B} .

(4) Pour tout $u \in [0, 1]$

$$\frac{u}{\sqrt{\hat{d}_1}} \left(\hat{B}_{\hat{d}_1 + \hat{d}_1(\frac{1}{u} - 1)} - \hat{B}_{\hat{d}_1} \right) = \sqrt{\hat{d}_1} B_{u/\hat{d}_1} = \frac{1}{\sqrt{g_1}} B_{g_1 u}.$$

Puisque \hat{d}_1 est un $(\hat{\mathcal{F}}_t)$ -temps d'arrêt, par la propriété de Markov forte le processus $(\hat{B}_{\hat{d}_1+t} - \hat{B}_{\hat{d}_1})_{t \geq 0}$ est un MB indépendant de $\hat{\mathcal{F}}_{\hat{d}_1}$, donc en particulier de \hat{d}_1 . Donc

$$\frac{1}{\sqrt{\hat{d}_1}} \left(\hat{B}_{\hat{d}_1 + \hat{d}_1 t} - \hat{B}_{\hat{d}_1} \right), \quad t \geq 0,$$

est aussi un MB. Par les points précédents, nous obtenons que γ est un pont brownien.

Exercice 3. Soit $x > 0$ et $B^{(3)} = (B^1, B^2, B^3)$ un mouvement brownien à valeurs dans \mathbb{R}^3 . On note $\rho_t := |\bar{x} + B_t^{(3)}|$, $t \geq 0$, où $\bar{x} := (x, 0, 0) \in \mathbb{R}^3$, et \mathbf{P}_x^3 la loi de $(\rho_t)_{t \geq 0}$. On peut voir que $(\mathbf{P}_x^3)_{x \geq 0}$ forme une famille markovienne.

Sur l'espace canonique $C(\mathbb{R}_+, \mathbb{R}_+)$, nous définissons $T_a := \inf\{t \geq 0 : X_t = a\}$ où X est le processus canonique. D'après l'exemple 6.4.9 du polycopié nous avons

$$\mathbf{P}_x^3(T_a < T_b) = \frac{x^{-1} - b^{-1}}{a^{-1} - b^{-1}}, \quad 0 < a < x < b$$

et $(1/X_t)_{t \geq 0}$ est une martingale locale sous \mathbf{P}_x^3 .

Soit $J_t := \inf_{u \geq t} X_u$ et $Y_t := 2J_t - X_t$, $t \geq 0$. On fixe $x > 0$. Dans cet exercice, on veut montrer que sous \mathbf{P}_x^3 le processus $(Y_t - Y_0)_{t \geq 0}$ est un mouvement brownien. Soient $a \geq 0$, $t \geq s \geq 0$ et $(\mathcal{F}_t^X)_{t \geq 0}$ la filtration canonique de X .

(1) Discuter pourquoi on peut appliquer la formule d'Itô à $|\bar{x} + B_t^{(3)}|$. En déduire que la variation quadratique de ρ est $\langle \rho \rangle_t = t$, $t \geq 0$.

(2) Montrer que, si Y est une martingale locale (par rapport à sa filtration canonique), alors $Y - Y_0$ doit être un MB issu de 0.

(3) Montrer que

$$\mathbf{P}_x^3(T_a < +\infty) = \mathbf{P}_x^3(J_0 \leq a) = \frac{a \wedge x}{x}, \quad \mathbf{P}_x^3(J_0 > a) = (1 - ax^{-1}) \mathbb{1}_{(a < x)}.$$

(4) Montrer que

$$\mathbf{E}_x^3 [J_0 \mathbb{1}_{(J_0 > a)}] = \frac{1}{2}(x - a^2 x^{-1}) \mathbb{1}_{(a < x)}.$$

(5) En appliquant la propriété de Markov, montrer que p.s.

$$\mathbf{E}_x^3 \left[(2J_s - X_s) \mathbb{1}_{(J_s > a)} \mid \mathcal{F}_s^X \right] = (a - a^2 X_s^{-1}) \mathbb{1}_{(a < X_s)}.$$

(6) Montrer que p.s.

$$\mathbf{E}_x^3 \left[Y_t \mathbb{1}_{(J_s > a)} \mid \mathcal{F}_t^X \right] = \mathbf{E}_x^3 \left[Y_t \mathbb{1}_{(J_t > a)} \mid \mathcal{F}_t^X \right] \mathbb{1}_{(\inf_{s \leq u \leq t} X_u > a)}.$$

(7) Montrer que p.s.

$$\mathbf{E}_x^3 \left[Y_t \mathbb{1}_{(J_s > a)} \mid \mathcal{F}_s^X \right] = \mathbf{E}_x^3 \left[(a - a^2 X_t^{-1}) \mathbb{1}_{(\inf_{s \leq u \leq t} X_u > a)} \mid \mathcal{F}_s^X \right].$$

(8) Montrer que p.s.

$$\mathbf{E}_x^3 \left[Y_t \mathbb{1}_{(J_s > a)} \mid \mathcal{F}_s^X \right] = \mathbf{E}_{X_s}^3 \left[\left(a - a^2 X_{(t-s) \wedge T_a}^{-1} \right) \right] \mathbb{1}_{(a < X_s)} = (a - a^2 X_s^{-1}) \mathbb{1}_{(a < X_s)}.$$

(9) Montrer que $\mathcal{G}_t := \mathcal{F}_t^X \vee \sigma(J_t)$ définit une filtration.

(10) Montrer que $(Y_t)_{t \geq 0}$ est une martingale par rapport à la filtration $(\mathcal{G}_t)_{t \geq 0}$ et en déduire que $Y - Y_0$ est un MB.

Ce résultat vaut aussi pour $x = 0$ et a comme conséquence un théorème important dû à Jim Pitman : si B est un MB issu de 0 et $S_t = \sup_{s \leq t} B_s$, alors le processus $(2S_t - B_t)_{t \geq 0}$ a loi \mathbf{P}_0^3 .

Solution de l'exercice 3.

(1) On sait que $\mathbb{P}(\bar{x} + B_t^{(3)} \neq 0) = \mathbb{P}(\rho_t > 0 \forall t \geq 0) = 1$ et la fonction $\mathbb{R}^d \setminus \{0\} \ni a \mapsto |a|$ est lisse, donc ρ_t est une semimartingale avec décomposition canonique $\rho = x + V + M$ et

$$M_t = \sum_{i=1}^3 \int_0^t \frac{\bar{x} + B_s^i}{|\bar{x} + B_s^{(3)}|} dB_s^i, \quad \langle M \rangle_t = \sum_{i=1}^3 \int_0^t \left(\frac{\bar{x} + B_s^i}{|\bar{x} + B_s^{(3)}|} \right)^2 ds = \int_0^t \frac{|\bar{x} + B_s^{(3)}|^2}{|\bar{x} + B_s^{(3)}|^2} ds = t.$$

Donc $\langle \rho \rangle_t = t$, $t \geq 0$.

(2) Le processus J est croissant et donc à variation finie ; sous \mathbf{P}_x^3 , X est une semimartingale par le point précédent, avec variation quadratique égale à t , $t \geq 0$. Donc si Y est une martingale locale (par rapport à sa filtration canonique), sa variation quadratique sera égale à t , $t \geq 0$, et $Y - Y_0$ sera un MB par le Théorème de Lévy.

(3) Montrer que

$$\mathbf{P}_x^3(T_a < +\infty) = \mathbf{P}_x^3(J_0 \leq a) = \frac{a \wedge x}{x}, \quad \mathbf{P}_x^3(J_0 > a) = (1 - ax^{-1}) \mathbb{1}_{(a < x)}.$$

(4) Montrer que si $a < x$

$$\begin{aligned} \mathbf{E}_x^3 [J_0 \mathbb{1}_{(J_0 > a)}] &= \mathbf{E}_x^3 \left[\int_0^\infty \mathbb{1}_{(J_0 > b)} db \mathbb{1}_{(J_0 > a)} \right] = \int_0^\infty \mathbf{P}_x^3 [J_0 > a \vee b] db = \\ &= \int_0^a (1 - ax^{-1}) db + \int_a^x (1 - bx^{-1}) db = a - a^2 x^{-1} + \left[b - \frac{b^2}{2x} \right]_a^x = \frac{1}{2} (x - a^2 x^{-1}) \mathbb{1}_{(a < x)}. \end{aligned}$$

(5) Montrer que p.s.

$$\begin{aligned} \mathbf{E}_x^3 [Y_s \mathbb{1}_{(J_s > a)} \mid \mathcal{F}_s^X] &= 2 \mathbf{E}_x^3 [J_s \mathbb{1}_{(J_s > a)} \mid \mathcal{F}_s^X] - \mathbf{E}_x^3 [X_s \mathbb{1}_{(J_s > a)} \mid \mathcal{F}_s^X] \\ &= 2 \mathbf{E}_{X_s}^3 [J_0 \mathbb{1}_{(J_0 > a)}] - x \mathbf{P}_{X_s}^3 (J_0 > a) = [X_s - a^2/X_s - X_s(1 - a/X_s)] \mathbb{1}_{(a < X_s)} \\ &= (a - a^2 X_s^{-1}) \mathbb{1}_{(a < X_s)}. \end{aligned}$$

(6) Nous avons $\{J_s > a\} = \{J_t > a\} \cap \{\inf_{s \leq u \leq t} X_u > a\}$. Donc p.s.

$$\mathbf{E}_x^3 [Y_t \mathbb{1}_{(J_s > a)} | \mathcal{F}_t^X] = \mathbf{E}_x^3 [Y_t \mathbb{1}_{(J_t > a)} | \mathcal{F}_t^X] \mathbb{1}_{(\inf_{s \leq u \leq t} X_u > a)}.$$

(7) Puisque $\mathcal{F}_s^X \subset \mathcal{F}_s^X$

$$\begin{aligned} \mathbf{E}_x^3 [Y_t \mathbb{1}_{(J_s > a)} | \mathcal{F}_s^X] &= \mathbf{E}_x^3 [\mathbf{E}_x^3 [Y_t \mathbb{1}_{(J_s > a)} | \mathcal{F}_t^X] | \mathcal{F}_s^X] \\ &= \mathbf{E}_x^3 [(a - a^2 X_t^{-1}) \mathbb{1}_{(\inf_{s \leq u \leq t} X_u > a)} | \mathcal{F}_s^X]. \end{aligned}$$

(8) Remarquons que par la propriété de Markov, p.s.

$$\mathbf{E}_x^3 [(a - a^2 X_t^{-1}) \mathbb{1}_{(\inf_{s \leq u \leq t} X_u > a)} | \mathcal{F}_s^X] = \mathbf{E}_{X_s}^3 [(a - a^2 X_{t-s}^{-1}) \mathbb{1}_{(\inf_{0 \leq u \leq t-s} X_u > a)}].$$

Or par les définitions, nous voyons que p.s.

$$(a - a^2 X_{t-s}^{-1}) \mathbb{1}_{(\inf_{0 \leq u \leq t-s} X_u > a)} = a - a^2 X_{(t-s) \wedge T_a}^{-1}.$$

Donc p.s.

$$\mathbf{E}_x^3 [Y_t \mathbb{1}_{(J_s > a)} | \mathcal{F}_s^X] = \mathbf{E}_{X_s}^3 \left[\left(a - a^2 X_{(t-s) \wedge T_a}^{-1} \right) \mathbb{1}_{(a < X_s)} \right].$$

Or $(X_{t \wedge T_a}^{-1})_{t \geq 0}$ est une martingale bornée sous \mathbf{E}_x^3 et donc par le Théorème d'arrêt

$$\mathbf{E}_x^3 [Y_t \mathbb{1}_{(J_s > a)} | \mathcal{F}_s^X] = \mathbf{E}_{X_s}^3 \left[\left(a - a^2 X_{(t-s) \wedge T_a}^{-1} \right) \mathbb{1}_{(a < X_s)} \right] = (a - a^2 X_s^{-1}) \mathbb{1}_{(a < X_s)}.$$

(9) Nous voulons montrer que $\mathcal{G}_t := \mathcal{F}_t^X \vee \sigma(J_t)$ définit une filtration. Soit $A \in \mathcal{F}_s^X$ et $a \in \mathbb{R}$. Alors

$$A \cap \{J_s > a\} = A \cap \left\{ \inf_{s \leq u \leq t} X_u > a \right\} \cap \{J_t > a\} \in \mathcal{F}_t^X \vee \sigma(J_t).$$

(10) Soient $A \in \mathcal{F}_s^X$, $a \in \mathbb{R}$ et $0 \leq s \leq t$. Alors par le point (8) nous avons

$$\mathbf{E}_x^3 [Y_t \mathbb{1}_{A \cap (J_s > a)}] = \mathbf{E}_x^3 [(a - a^2 X_s^{-1}) \mathbb{1}_{A \cap (J_s > a)}].$$

Par le point (5) nous avons

$$\mathbf{E}_x^3 [Y_s \mathbb{1}_{A \cap (J_s > a)}] = \mathbf{E}_x^3 [(a - a^2 X_s^{-1}) \mathbb{1}_{A \cap (J_s > a)}].$$

Cela montre que $(Y_t)_{t \geq 0}$ est une martingale par rapport à la filtration $(\mathcal{G}_t)_{t \geq 0}$ et donc par rapport à sa filtration canonique. Par le point (2), $Y - Y_0$ est un MB.