

## TD Master 2 – Martingales et calcul stochastique

### Corrigé des exercices du chapitre 10 – Diffusions

#### Exercice 10.1

On considère la diffusion définie par l'équation

$$dX_t = -X_t dt + dB_t$$

(processus d'Ornstein–Uhlenbeck).

1. Donner le générateur  $L$  associé et son adjoint  $L^*$ .

$$L = -x \frac{\partial}{\partial x} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial x^2}, \quad L^* \rho = \frac{\partial}{\partial x} (x\rho) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 \rho}{\partial x^2}.$$

2. Soit  $\rho(x) = \pi^{-1/2} e^{-x^2}$ . Calculer  $L^* \rho(x)$ . Que peut-on en conclure?

On trouve  $L^* \rho = 0$ . Par conséquent,  $\rho(x)$  est une solution stationnaire de l'équation de Kolmogorov progressive (ou de Fokker–Planck)  $\partial_t u = L^* u$ , ce qui signifie que c'est une mesure invariante du système : Si  $X_0$  suit la loi  $\rho$ , alors  $X_t$  suit la même loi pour tout  $t > 0$ .

Remarquons que  $\rho$  est la densité d'une variable aléatoire normale, centrée, de variance  $1/2$ . Nous avons déjà obtenu dans l'exercice 8.1, que  $\rho$  est la loi asymptotique de la solution de la même EDS avec  $X_0 = 0$ . En fait on peut montrer que pour toute distribution initiale, la loi de  $X_t$  tend vers la distribution stationnaire  $\rho$ .

#### Exercice 10.2

On considère la diffusion définie par l'équation

$$dX_t = X_t dB_t.$$

1. Donner le générateur  $L$  associé.

$$L = \frac{1}{2} x^2 \frac{\partial^2}{\partial x^2}.$$

2. Trouver la solution générale de l'équation  $Lu = 0$ .

On a  $Lu = 0$  si  $u''(x) = 0$ , dont la solution générale est  $u(x) = c_1 x + c_2$ .

3. En déduire  $\mathbb{P}^x \{\tau_a < \tau_b\}$ , où  $\tau_a$  dénote le temps de premier passage de  $X_t$  en  $a$ .  
Indication: Il s'agit de calculer  $\mathbb{E}^x(\psi(X_\tau))$ , où  $\tau$  est le temps de première sortie de  $[a, b]$ , et  $\psi(a) = 1$ ,  $\psi(b) = 0$ .

On sait que  $u(x) = \mathbb{P}^x \{\tau_a < \tau_b\}$  est solution du problème

$$\begin{cases} Lu(x) = 0 & \text{pour } x \in [a, b], \\ u(a) = 1, \\ u(b) = 0. \end{cases}$$

En substituant la solution générale dans les conditions aux bords, on peut déterminer les constantes d'intégration  $c_1$  et  $c_2$ , d'où la solution

$$\mathbb{P}^x \{\tau_a < \tau_b\} = \frac{b-x}{b-a}.$$

### Exercice 10.3

On considère plus généralement la diffusion définie par l'équation

$$dX_t = rX_t dt + X_t dB_t, \quad r \in \mathbb{R}$$

(mouvement Brownien géométrique).

1. Calculer son générateur  $L$ .

$$L = rx \frac{\partial}{\partial x} + \frac{1}{2} x^2 \frac{\partial^2}{\partial x^2}.$$

2. Montrer que si  $r \neq 1/2$ , la solution générale de l'équation  $Lu = 0$  s'écrit

$$u(x) = c_1 x^\gamma + c_2,$$

où  $\gamma$  est une fonction de  $r$  qu'on déterminera.

En substituant, on obtient  $Lu(x) = c_1 \gamma(r + \frac{1}{2}(\gamma - 1))x^\gamma$ , donc  $Lu = 0$  à condition de prendre  $\gamma = 1 - 2r$ .

*Remarque* : La solution générale s'obtient en observant que  $v(x) = u'(x)$  satisfait l'équation

$$\frac{v'(x)}{v(x)} = -\frac{2r}{x},$$

que l'on peut intégrer.

3. On suppose  $r < 1/2$ . Calculer  $\mathbb{P}^x\{\tau_b < \tau_a\}$  pour  $0 < a < x < b$ , puis  $\mathbb{P}^x\{\tau_b < \tau_0\}$  en faisant tendre  $a$  vers 0. On remarquera que si  $X_{t_0} = 0$  alors  $X_t = 0$  pour tout  $t \geq t_0$ . Par conséquent si  $\tau_0 < \tau_b$ , alors  $X_t$  n'atteindra jamais  $b$ . Quelle est la probabilité que cela arrive?

Dans ce cas, on a  $\gamma > 0$ . En procédant comme à l'exercice précédent, on obtient

$$\mathbb{P}^x\{\tau_b < \tau_a\} = \frac{x^\gamma - a^\gamma}{b^\gamma - a^\gamma}.$$

Comme  $a^\gamma \rightarrow 0$  lorsque  $a \rightarrow 0$ , il suit que

$$\mathbb{P}^x\{\tau_b < \tau_0\} = \left(\frac{x}{b}\right)^\gamma.$$

La probabilité que  $X_t$  n'atteigne jamais  $b$  est donc  $1 - (X_0/b)^\gamma$ .

4. On suppose maintenant  $r > 1/2$ .

(a) Calculer  $\mathbb{P}^x\{\tau_a < \tau_b\}$  pour  $0 < a < x < b$ , et montrer que cette probabilité tend vers 0 pour tout  $x \in ]a, b[$  lorsque  $a \rightarrow 0_+$ . En conclure que presque sûrement,  $X_t$  n'atteindra jamais 0 dans cette situation.

Dans ce cas, on a  $\gamma < 0$ . En procédant comme à l'exercice précédent, on obtient

$$\mathbb{P}^x\{\tau_a < \tau_b\} = \frac{x^\gamma - b^\gamma}{a^\gamma - b^\gamma}.$$

Comme  $a^\gamma \rightarrow +\infty$  lorsque  $a \rightarrow 0$ , toutes les autres grandeurs étant constantes, on obtient en faisant tendre  $a$  vers 0

$$\mathbb{P}^x\{\tau_0 < \tau_b\} = 0 \quad \forall x \in ]a, b[.$$

(b) Trouver  $\alpha$  et  $\beta$  tels que  $u(x) = \alpha \log x + \beta$  satisfasse le problème

$$\begin{cases} (Lu)(x) = -1 & \text{si } 0 < x < b, \\ u(x) = 0 & \text{si } x = b. \end{cases}$$

L'équation  $Lu = -1$  donne  $\alpha = -1/(r - 1/2)$  et la condition au bord donne  $\beta = \log b/(r - 1/2)$ .

(c) En déduire  $\mathbb{E}^x(\tau_b)$ .

C'est précisément la solution du problème ci-dessus, donc

$$\mathbb{E}^x(\tau_b) = \frac{1}{r - 1/2} \log\left(\frac{b}{x}\right).$$

Cela montre que les solutions tendent à croître exponentiellement. En effet, on a  $\mathbb{E}^x(\tau_b) = T$  pour

$$b = x e^{(r-1/2)T}.$$

### Exercice 10.4

1. On considère une diffusion d'équation

$$dX_t = f(X_t) dt + g(X_t) dB_t.$$

Les fonctions  $f, g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  sont supposées suffisamment régulières pour assurer l'existence d'une unique solution pour tout temps  $t \geq 0$ .

(a) Calculer

$$\left. \frac{d}{dt} \mathbb{E}^x(X_t) \right|_{t=0_+} := \lim_{h \rightarrow 0_+} \frac{\mathbb{E}^x(X_h) - x}{h}.$$

Soit  $\varphi(x) = x$ . Alors  $(L\varphi)(x) = f(x)\varphi'(x) + \frac{1}{2}g(x)^2\varphi''(x) = f(x)$ , et par la définition du générateur,

$$\lim_{h \rightarrow 0_+} \frac{\mathbb{E}^x(X_h) - x}{h} = (L\varphi)(x) = f(x).$$

Ainsi le coefficient de dérive  $f(x)$  s'interprète comme la dérivée de la position moyenne.

(b) Calculer

$$\left. \frac{d}{dt} \mathbb{E}^x \left( e^{\gamma[X_t - \mathbb{E}^x(X_t)]} \right) \right|_{t=0_+} = \left. \frac{d}{dt} \left[ e^{-\gamma \mathbb{E}^x(X_t)} \mathbb{E}^x \left( e^{\gamma X_t} \right) \right] \right|_{t=0_+}.$$

On a

$$\begin{aligned} \left. \frac{d}{dt} \left[ e^{-\gamma \mathbb{E}^x(X_t)} \mathbb{E}^x \left( e^{\gamma X_t} \right) \right] \right|_{t=0_+} &= \left. \frac{d}{dt} \left[ e^{-\gamma \mathbb{E}^x(X_t)} \right] \right|_{t=0_+} e^{\gamma x} + e^{-\gamma x} \left. \frac{d}{dt} \left[ \mathbb{E}^x \left( e^{\gamma X_t} \right) \right] \right|_{t=0_+} \\ &= -\gamma \left. \frac{d}{dt} \left[ \mathbb{E}^x(X_t) \right] \right|_{t=0_+} e^{-\gamma x} e^{\gamma x} + e^{-\gamma x} (L e^{\gamma x})(x) \\ &= -\gamma f(x) + e^{-\gamma x} \left[ f(x) \gamma e^{\gamma x} + \frac{1}{2} g(x)^2 \gamma^2 e^{\gamma x} \right] \\ &= \frac{1}{2} \gamma^2 g(x)^2. \end{aligned}$$

(c) En déduire

$$\frac{d}{dt} \mathbb{E}^x \left( [X_t - \mathbb{E}^x(X_t)]^k \right) \Big|_{t=0_+}$$

pour  $k = 2, 3, \dots$ .

Comme

$$\frac{d}{dt} \mathbb{E}^x \left( e^{\gamma[X_t - \mathbb{E}^x(X_t)]} \right) \Big|_{t=0_+} = \sum_{k \geq 0} \frac{\gamma^k}{k!} \frac{d}{dt} \mathbb{E}^x \left( [X_t - \mathbb{E}^x(X_t)]^k \right) \Big|_{t=0_+}$$

on obtient, par identification terme à terme des séries,

$$\frac{d}{dt} \mathbb{E}^x \left( [X_t - \mathbb{E}^x(X_t)]^k \right) \Big|_{t=0_+} = \begin{cases} 0 & \text{si } k = 1, \\ g(x)^2 & \text{si } k = 2, \\ 0 & \text{si } k \geq 3. \end{cases}$$

En particulier,  $g(x)^2$  s'interprète comme la vitesse de croissance de la variance du processus.

2. On se donne une suite d'ensembles dénombrables  $\mathcal{X}^{(N)}$ ,  $N \in \mathbb{N}^*$ . Sur chaque  $\mathcal{X}^{(N)}$  on définit une chaîne de Markov  $\{Y_n^{(N)}\}_{n \geq 0}$ , de matrice de transition  $P^{(N)}$ . On pose

$$v^{(N)}(y) = \mathbb{E}^y(Y_1^{(N)} - y) := \sum_{z \in \mathcal{X}^{(N)}} (z - y)P^{(N)}(y, z)$$

et, pour  $k = 2, 3, \dots$ ,

$$m_k^{(N)}(y) = \mathbb{E}^y \left( [Y_1^{(N)} - \mathbb{E}^y(Y_1^{(N)})]^k \right).$$

On définit une suite de processus  $\{X_t^{(N)}\}_{t \geq 0}$ , à trajectoires continues, linéaires par morceaux sur tout intervalle  $]k/N, (k+1)/N[$ , telles que

$$X_{n/N}^{(N)} = N^{-\alpha} Y_n^{(N)}, \quad n \in \mathbb{N}$$

pour un  $\alpha > 0$ .

- (a) Exprimer, en fonction de  $v^{(N)}$  et  $m_k^{(N)}$ ,

$$\lim_{h \rightarrow 0_+} \frac{\mathbb{E}^x(X_h^{(N)} - x)}{h} \quad \text{et} \quad \lim_{h \rightarrow 0_+} \frac{\mathbb{E}^x([X_h^{(N)} - \mathbb{E}^x(X_h^{(N)})]^k)}{h}.$$

Le processus  $X_t^{(N)}$  étant linéaire sur l'intervalle  $[0, 1/N]$ , on a

$$\begin{aligned} \lim_{h \rightarrow 0_+} \frac{\mathbb{E}^x(X_h^{(N)} - x)}{h} &= \frac{\mathbb{E}^x(X_{1/N}^{(N)} - x)}{1/N} \\ &= \frac{\mathbb{E}^y(N^{-\alpha} Y_1^{(N)} - N^{-\alpha} y)}{1/N} \Big|_{y=N^\alpha x} \\ &= N^{-\alpha+1} v^{(N)}(N^\alpha x). \end{aligned}$$

De même, on obtient

$$\lim_{h \rightarrow 0_+} \frac{\mathbb{E}^x([X_h^{(N)} - \mathbb{E}^x(X_h^{(N)})]^k)}{h} = N^{-k\alpha+1} m_k^{(N)}(N^\alpha x).$$

- (b) Donner des conditions nécessaires sur les  $v^{(N)}$  et  $m_k^{(N)}$  pour que la suite des  $X_t^{(N)}$  converge vers la diffusion  $X_t$ .

En vertu du point 1., il faut que

$$\begin{aligned}\lim_{N \rightarrow \infty} N^{-\alpha+1} v^{(N)}(N^\alpha x) &= f(x) , \\ \lim_{N \rightarrow \infty} N^{-2\alpha+1} m_2^{(N)}(N^\alpha x) &= g(x)^2 , \\ \lim_{N \rightarrow \infty} N^{-k\alpha+1} m_k^{(N)}(N^\alpha x) &= 0 , \quad k \geq 3 .\end{aligned}$$

3. Montrer que ces conditions sont vérifiées, pour un  $\alpha$  approprié, dans le cas où chaque  $Y^{(N)}$  est la marche aléatoire simple sur  $\mathbb{Z}$  et  $X_t = B_t$  est le mouvement Brownien.

Dans ce cas on a  $v^{(N)}(y) = 0$  et  $m_k^{(N)}(y) = 1$  pour  $k$  pair et 0 pour  $k$  impair. En prenant  $\alpha = 1/2$ , les conditions sont donc satisfaites avec  $f(x) = 0$  et  $g(x) = 1$ .

4. On rappelle que le modèle d'Ehrenfest à  $N$  boules est la chaîne de Markov  $Y_n^{(N)}$  sur  $\{0, 1, \dots, N\}$  de probabilités de transition

$$P^{(N)}(y, y-1) = \frac{y}{N} , \quad P^{(N)}(y, y+1) = 1 - \frac{y}{N} .$$

En supposant que la suite de processus définis par

$$X_{n/N}^{(N)} = N^{-1/2} \left( Y_n^{(N)} - \frac{N}{2} \right) , \quad n \in \mathbb{N} ,$$

converge vers une diffusion  $X_t$ , déterminer les coefficients  $f(x)$  et  $g(x)$  de cette diffusion.

On a

$$v^{(N)}(y) = (y-1) \frac{y}{N} + (y+1) \left( 1 - \frac{y}{N} \right) - y = 1 - \frac{2y}{N}$$

et

$$\begin{aligned}m_k^{(N)}(y) &= \left( y-1 - y-1 + \frac{2y}{N} \right)^k \frac{y}{N} + \left( y+1 - y-1 + \frac{2y}{N} \right)^k \left( 1 - \frac{y}{N} \right) \\ &= 2^k \frac{y}{N} \left( 1 - \frac{y}{N} \right) \left[ \left( \frac{y}{N} \right)^{k-1} + (-1)^k \left( 1 - \frac{y}{N} \right)^{k-1} \right] .\end{aligned}$$

Par conséquent,

$$\begin{aligned}\lim_{N \rightarrow \infty} N^{1/2} v^{(N)} \left( N^{1/2} x + \frac{N}{2} \right) &= -2x , \\ \lim_{N \rightarrow \infty} m_2^{(N)} \left( N^{1/2} x + \frac{N}{2} \right) &= 1 , \\ \lim_{N \rightarrow \infty} N^{1-k/2} m_k^{(N)} \left( N^{1/2} x + \frac{N}{2} \right) &= 0 , \quad k \geq 3 .\end{aligned}$$

La diffusion limite est donc le processus d'Ornstein–Uhlenbeck

$$dX_t = -2X_t dt + dB_t .$$