

## TD Master 2 – Martingales et calcul stochastique

### Corrigé des exercices du chapitre 7 – Mouvement Brownien

#### Exercice 7.1

Montrer que pour tout  $\gamma \in \mathbb{R}$ , le processus  $X_t = e^{-\gamma^2 t/2} \cosh(\gamma B_t)$  est une martingale.

Pour  $t > s \geq 0$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\cosh(\gamma B_t) | \mathcal{F}_s) &= \frac{e^{\gamma B_s}}{2} \mathbb{E}(e^{\gamma(B_t - B_s)} | \mathcal{F}_s) + \frac{e^{-\gamma B_s}}{2} \mathbb{E}(e^{-\gamma(B_t - B_s)} | \mathcal{F}_s) \\ &= \frac{e^{\gamma B_s}}{2} e^{\gamma^2(t-s)/2} + \frac{e^{-\gamma B_s}}{2} e^{\gamma^2(t-s)/2} \\ &= \cosh(\gamma B_s) e^{\gamma^2(t-s)/2}. \end{aligned}$$

En déduire une autre preuve du fait que  $\tau = \inf\{t \geq 0 : B_t \notin (-a, a)\}$  satisfait

$$\mathbb{E}(e^{-\lambda \tau}) = \frac{1}{\cosh(a\sqrt{2\lambda})}.$$

On a  $1 = \mathbb{E}(X_{t \wedge \tau})$ . Faisant tendre  $t$  vers l'infini, on obtient par le théorème de convergence dominée  $1 = \mathbb{E}(X_\tau) = \cosh(\gamma a) \mathbb{E}(e^{-\gamma^2 \tau/2})$ . Il suffit alors de prendre  $\gamma = \sqrt{2\lambda}$ .

#### Exercice 7.2

1. Montrer que si  $X_t = f(B_t, t, \gamma)$  est une martingale, alors (sous des conditions de régularité qu'on précisera)  $\frac{d}{d\gamma} f(B_t, t, \gamma)$  est également une martingale.

$X_t$  étant une martingale,  $\mathbb{E}(|X_t|) < \infty$ . Pour tout  $A \in \mathcal{F}_s$ , on a

$$\mathbb{E}(X_t 1_A) = \mathbb{E}(X_s 1_A).$$

Si  $f$  est continûment différentiable en  $\gamma$  et  $\mathbb{E}(|\partial_\gamma f(B_t, t, \gamma)|) < \infty$ , on peut prendre la dérivée des deux côtés et permuter espérance et dérivée, ce qui montre le résultat.

2. Soit  $f(x, t, \gamma) = e^{\gamma x - \gamma^2 t/2}$ . Calculer le développement limité de  $f$  en  $\gamma = 0$  jusqu'à l'ordre  $\gamma^4$ . En déduire deux nouvelles martingales dérivées du mouvement Brownien.

En développant l'exponentielle ou en calculant des dérivées successives, on trouve

$$f(x, t, \gamma) = 1 + \gamma x + \frac{\gamma^2}{2!}(x^2 - t) + \frac{\gamma^3}{3!}(x^3 - 3tx) + \frac{\gamma^4}{4!}(x^4 - 6tx^2 + 3t^2) + \mathcal{O}(\gamma^5).$$

On retrouve le fait que  $B_t$  et  $B_t^2 - t$  sont des martingales, mais on trouve aussi deux nouvelles martingales:  $B_t^3 - 3tB_t$  et  $B_t^4 - 6tB_t^2 + 3t^2$ .

3. Soit  $\tau = \inf\{t \geq 0 : B_t \notin (-a, a)\}$ . Calculer  $\mathbb{E}(\tau^2)$  à l'aide du résultat précédent.

On a  $\mathbb{E}(B_{t \wedge \tau}^4 - 6(t \wedge \tau)B_{t \wedge \tau}^2) = -3\mathbb{E}((t \wedge \tau)^2)$ . Nous avons déjà établi que  $\mathbb{E}(\tau) = a^2 < \infty$ . Lorsque  $t$  tend vers l'infini,  $\mathbb{E}((t \wedge \tau)^2)$  tend vers  $\mathbb{E}(\tau^2)$  par le théorème de convergence monotone. D'autre part, par le théorème de convergence dominée,  $\mathbb{E}(B_{t \wedge \tau}^4 - 6(t \wedge \tau)B_{t \wedge \tau}^2)$  tend vers  $\mathbb{E}(B_\tau^4 - 6\tau B_\tau^2) = a^4 - 6a^2\mathbb{E}(\tau) = -5a^4$ . Ainsi,

$$\mathbb{E}(\tau^2) = \frac{5}{3}a^4.$$

### Exercice 7.3

Pour  $a, b > 0$ , on pose  $X_t = B_t - bt$  et  $\tau = \inf\{t \geq 0 : X_t = a\}$ .

1. En utilisant la martingale  $e^{\gamma B_t - \gamma^2 t^2/2}$ , où  $\gamma$  est la solution positive de  $\gamma^2 - 2b\gamma - 2\lambda = 0$ , calculer

$$\mathbb{E}(e^{-\lambda\tau} 1_{\{\tau < \infty\}}).$$

Soit la martingale  $M_t = e^{\gamma B_t - \gamma^2 t^2/2} = e^{\gamma X_t - \lambda t}$ . Dans ce cas, nous ne savons pas si le temps d'arrêt  $\tau$  est borné. Mais la preuve de la Proposition 7.5.3 du polycopié peut être adaptée afin de montrer que

$$1 = \mathbb{E}(M_{t \wedge \tau} 1_{\{\tau < \infty\}}) = \mathbb{E}(e^{\gamma X_{t \wedge \tau} - \lambda(t \wedge \tau)} 1_{\{\tau < \infty\}}).$$

Faisant tendre  $t$  vers l'infini, on obtient

$$1 = \mathbb{E}(M_\tau 1_{\{\tau < \infty\}}) = \mathbb{E}(e^{\gamma X_\tau - \lambda\tau} 1_{\{\tau < \infty\}}) = e^{\gamma a} \mathbb{E}(e^{-\lambda\tau} 1_{\{\tau < \infty\}}),$$

et donc

$$\mathbb{E}(e^{-\lambda\tau} 1_{\{\tau < \infty\}}) = e^{-\gamma a} = e^{-a(b + \sqrt{b^2 + 2\lambda})}.$$

2. Particulariser au cas  $b = 0$ .

On a  $\mathbb{E}(e^{-\lambda\tau} 1_{\{\tau < \infty\}}) = e^{-a\sqrt{2\lambda}}$ .

En particulier, prenant  $\lambda = 0$ , on obtient  $\mathbb{P}\{\tau < \infty\} = 1$ . Donc en fait  $\mathbb{E}(e^{-\lambda\tau}) = e^{-a\sqrt{2\lambda}}$ . Remarquons toutefois qu'en prenant la dérivée par rapport à  $\lambda$ , on voit que  $\mathbb{E}(\tau) = \lim_{\lambda \rightarrow 0^+} \mathbb{E}(\tau e^{-\lambda\tau}) = -\lim_{\lambda \rightarrow 0^+} \frac{d}{d\lambda} e^{-a\sqrt{2\lambda}} = +\infty$ . Cela est lié au fait que, comme la marche aléatoire, le mouvement Brownien est récurrent nul.

3. Soit  $b > 0$ . En choisissant une valeur convenable de  $\lambda$ , déterminer  $\mathbb{P}\{\tau < \infty\}$ .

Prenant  $\lambda = 0$ , on obtient  $\mathbb{P}\{\tau < \infty\} = e^{-ab}$ . Le mouvement Brownien a donc une probabilité  $1 - e^{-ab}$  de ne jamais atteindre la droite  $x = a + bt$ .