

## Martingales et calcul stochastique

Corrigé de l'examen du 7 janvier 2013

### Problème 1 (3 points)

1. On a

$$\mathbb{E}(Y_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) = \mathbb{E}(f(X_n + U_{n+1}) \mid \mathcal{F}_n) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} f(X_n + r e^{i\theta}) d\theta.$$

Par conséquent,  $Y_n$  est une sous-martingale si  $f$  est sous-harmonique, une surmartingale si  $f$  est surharmonique, et une martingale si  $f$  est harmonique.

2. Si  $f$  est la partie réelle d'une fonction analytique, le théorème de Cauchy s'écrit

$$f(z) = \frac{1}{2\pi i} \int_{\mathcal{C}} \frac{f(w)}{w - z} dw$$

où  $\mathcal{C}$  est un contour entourant  $z$ . En prenant un contour de la forme  $w = z + r e^{i\theta}$ , avec  $0 \leq \theta < 2\pi$ , on obtient que  $f$  est harmonique, donc que  $Y_n$  est une martingale.

### Problème 2 (4 points)

1. Comme

$$f(Y) = 1_{\{Y < c\}} f(c) + 1_{\{Y \geq c\}} \int_c^Y f'(\lambda) d\lambda \leq f(c) + \int_c^\infty 1_{\{\lambda < Y\}} f'(\lambda) d\lambda,$$

on obtient, en prenant l'espérance,

$$\mathbb{E}(f(Y)) \leq f(c) + \int_c^\infty \mathbb{P}\{Y > \lambda\} f'(\lambda) d\lambda.$$

2. Pour tout  $M > 1$  nous pouvons écrire

$$\mathbb{E}(\bar{X}_n \wedge M) \leq 1 + \int_1^\infty \mathbb{P}\{\bar{X}_n \wedge M > \lambda\} d\lambda.$$

Par l'inégalité de Doob,

$$\begin{aligned} \int_1^\infty \mathbb{P}\{\bar{X}_n \wedge M > \lambda\} d\lambda &\leq \int_1^\infty \frac{1}{\lambda} \mathbb{E}(\bar{X}_n 1_{\{\bar{X}_n \wedge M \geq \lambda\}}) d\lambda \\ &= \int_1^\infty \frac{1}{\lambda} \int_{\Omega} X_n^+ 1_{\{\bar{X}_n \wedge M \geq \lambda\}} d\mathbb{P} d\lambda \\ &= \int_{\Omega} X_n^+ \int_1^{\bar{X}_n \wedge M} \frac{1}{\lambda} d\lambda 1_{\{\bar{X}_n \wedge M > 1\}} d\mathbb{P} \\ &= \int_{\Omega} X_n^+ \log^+(\bar{X}_n \wedge M) d\mathbb{P} \\ &= \mathbb{E}(X_n^+ \log^+(\bar{X}_n \wedge M)) \\ &\leq \mathbb{E}(X_n^+ \log^+(X_n^+)) + \frac{1}{e} \mathbb{E}(\bar{X}_n \wedge M). \end{aligned}$$

Il suit que

$$\left(1 - \frac{1}{e}\right) \mathbb{E}(\bar{X}_n \wedge M) \leq 1 + \mathbb{E}(X_n^+ \log^+(X_n^+)).$$

Le résultat s'obtient en faisant tendre  $M$  vers l'infini, et en invoquant le théorème de convergence dominée.

3. Pour une variable  $Y$  intégrable, on a nécessairement

$$\lim_{M \rightarrow \infty} \mathbb{E}(Y1_{\{Y > M\}}) = \lim_{M \rightarrow \infty} \left[ \mathbb{E}(Y) - \mathbb{E}(Y1_{\{Y \leq M\}}) \right] = 0$$

en vertu du théorème de convergence monotone. Comme par ailleurs

$$|X_n|1_{\{|X_n| > M\}} \leq Y1_{\{Y > M\}}$$

pour tout  $n$ , le résultat suit en prenant le sup puis l'espérance des deux côtés.

4. Soit  $Y = \sup_n |X_n|$ . On a  $Y \leq \bar{X}_n^+ + \bar{X}_n^-$ , où  $\bar{X}_n^- = \sup_n (-X_n)$ . Alors le résultat du point 2. implique  $\mathbb{E}(Y) < \infty$ , et le point 3. montre que la suite des  $X_n$  est uniformément intégrable. Le théorème de convergence  $L^1$  permet de conclure.

### Problème 3 (4 points)

1. Par variation de la constante,

$$X_t = x e^{-t} + \sigma \int_0^t e^{-(t-s)} dB_s .$$

2. Donner le générateur infinitésimal  $L$  de  $X_t$ .

$$L = -x \frac{d}{dx} + \frac{\sigma^2}{2} \frac{d^2}{dx^2} .$$

3. En admettant que  $\tau$  est fini presque sûrement, la formule de Dynkin implique que  $h(x) = \mathbb{E}^x(1_a(X_\tau))$  satisfait le système

$$\begin{aligned} -xh'(x) + \frac{\sigma^2}{2} h''(x) &= 0 && \text{pour } a < x < b , \\ h(a) &= 1 , \\ h(b) &= 0 . \end{aligned}$$

Soit  $g(x) = h'(x)$ . On a

$$g'(x) = \frac{2}{\sigma^2} xg(x) ,$$

dont la solution générale est, par séparation des variables,

$$g(x) = c e^{x^2/\sigma^2} .$$

Il suit que

$$h(x) = 1 + c \int_a^x e^{y^2/\sigma^2} dy ,$$

et la condition  $h(b) = 0$  implique

$$c = - \frac{1}{\int_a^b e^{y^2/\sigma^2} dy} .$$

On peut écrire la solution sous la forme

$$h(x) = \frac{\int_x^b e^{y^2/\sigma^2} dy}{\int_a^b e^{y^2/\sigma^2} dy} .$$

4. Lorsque  $\sigma \rightarrow 0$ , chaque intégrale est dominée par la valeur maximale de  $y$  dans le domaine d'intégration. Il suit que pour  $a < x < b$ ,

$$h(x) \simeq \frac{e^{x^2/\sigma^2} + e^{b^2/\sigma^2}}{e^{a^2/\sigma^2} + e^{b^2/\sigma^2}} .$$

Par conséquent,

- si  $|a| > b$ ,  $h(x) \rightarrow 0$ ;
- si  $a = -b$ ,  $h(x) \rightarrow 1/2$ ;
- si  $|a| < b$ ,  $h(x) \rightarrow 1$ .

#### Problème 4 (9 points)

1. Approche martingale.

- (a) On a  $\mathbb{E}(|e^{i\lambda X_t}|) = \mathbb{E}(e^{-\lambda \operatorname{Im} X_t}) < \infty$  pour  $\lambda \geq 0$  et  $t < \infty$ . De plus, si  $t > s \geq 0$ , alors

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(e^{i\lambda X_t} | \mathcal{F}_s) &= e^{i\lambda X_s} \mathbb{E}(e^{i\lambda(X_t - X_s)}) \\ &= e^{i\lambda X_s} \mathbb{E}(e^{i\lambda(B_t^{(1)} - B_s^{(1)})}) \mathbb{E}(e^{-\lambda(B_t^{(2)} - B_s^{(2)})}) \\ &= e^{i\lambda X_s} e^{-(t-s)\lambda^2/2} e^{(t-s)\lambda^2/2} \\ &= e^{i\lambda X_s} . \end{aligned}$$

Par conséquent,  $e^{i\lambda X_t}$  est bien une martingale.

- (b) Comme  $e^{i\lambda X_t}$ , le théorème d'arrêt montre que

$$\mathbb{E}(e^{i\lambda X_{t \wedge \tau}}) = e^{i\lambda X_0} = e^{-\lambda} .$$

Si  $\lambda \geq 0$ , le membre de gauche est borné par 1 puisque  $\operatorname{Re}(i\lambda X_{t \wedge \tau}) \leq 0$ . On peut donc prendre la limite  $t \rightarrow \infty$ . Si  $\lambda < 0$ , on peut appliquer un raisonnement similaire à la martingale  $e^{-i\lambda X_t}$ . Par conséquent on obtient

$$\mathbb{E}(e^{i\lambda X_{t \wedge \tau}}) = e^{-|\lambda|} .$$

- (c) La densité de  $X_\tau$  s'obtient par transformée de Fourier inverse,

$$f_{X_\tau}(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-|\lambda|} e^{-i\lambda x} d\lambda = \frac{1}{2\pi} \left( \frac{1}{1+ix} + \frac{1}{1-ix} \right) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} .$$

$X_\tau$  suit donc une loi de Cauchy (de paramètre 1).

2. Approche principe de réflexion.

- (a)  $B_t^{(1)}$  suit une loi normale centrée de variance  $t$ , donc sa densité est

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-x^2/2t} .$$

- (b) Le principe de réflexion implique

$$\mathbb{P}\{\tau < t\} = 2\mathbb{P}\{1 + B_t^{(2)} < 0\} = 2\mathbb{P}\left\{B_1^{(2)} < -\frac{1}{\sqrt{t}}\right\} = 2 \int_{-\infty}^{-1/\sqrt{t}} \frac{e^{-y^2/2}}{\sqrt{2\pi}} dy$$

ce qui donne pour la densité de  $\tau$

$$\frac{d}{dt} \mathbb{P}\{\tau < t\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi t^3}} e^{-1/2t} .$$

(c) La densité de  $X_\tau = B_\tau^{(1)}$  vaut donc

$$\int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi t^3}} e^{-1/2t} \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-x^2/2t} dt = \frac{1}{2\pi} \int_0^\infty \frac{e^{-(1+x^2)/2t}}{t^2} dt = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$$

où on a utilisé le changement de variable  $u = 1/t$ .

3. Approche invariance conforme.

- (a) On vérifie que  $f'(z) \neq 0$ , que  $f$  admet une réciproque, et que  $|f(x)| = 1$  pour  $x$  réel.
- (b) Le lieu de sortie du disque  $\mathbb{D}$  du mouvement Brownien issu de 0 a une distribution uniforme, par symétrie. Par le théorème de transfert, la loi de  $X_\tau$  est alors donnée par

$$\mathbb{P}\{X_\tau \in dx\} = \frac{1}{2\pi} |f'(x)| dx = \frac{1}{\pi(1+x^2)} dx .$$