

Processus stochastiques

Examen du 7 janvier 2013 – Durée : 2h30.

Tous les documents, les calculatrices et tous les autres appareils électroniques sont interdits.

Tous vos résultats doivent être justifiés, par un calcul détaillé et/ou un raisonnement clair s'appuyant sur les résultats donnés en cours. La qualité de la rédaction et la précision des explications fournies entreront pour une part importante dans l'appréciation des copies.

Exercice 1

Formule d'Itô

Soit $(B_t)_{t \geq 0}$ un mouvement brownien standard.

- Ecrire les processus $(X_t)_{t \geq 0}$ et $(U_t)_{t \geq 0}$ donnés ci-dessous comme processus d'Itô, c'est-à-dire sous la forme :

$$\int_0^t \mu(s, B_s) \, ds + \int_0^t \sigma(s, B_s) \, dB_s,$$

en précisant leur drift μ et leur terme de diffusion σ .

(a)

$$X_t = (B_t + t)e^{-B_t - \frac{t}{2}}$$

(b)

$$U_t = e^{\frac{t}{2}} \sin(B_t)$$

- Trouver la solution de l'EDS suivante :

$$dY_t = \frac{1}{2}Y_t \, dt + Y_t \, dB_t, \quad \text{avec } Y_0 = 1.$$

On pourra admettre que cette solution est strictement positive.

- Donner une EDS satisfait par le processus suivant :

$$Z_t = \frac{B_t}{1+t}.$$

Exercice 2

Processus racine carrée

On considère le processus $(X_t)_{t \geq 0}$ solution de l'équation différentielle stochastique suivante :

$$dX_t = a(b - X_t)dt + \sigma \sqrt{X_t} dW_t,$$

où $(W_t)_{t \geq 0}$ est un mouvement Brownien standard, et a, b, σ sont des paramètres dans \mathbb{R}_+^* .

On note $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ la filtration naturelle associée à $(W_t)_{t \geq 0}$.

- Que pouvez-vous dire (qualitativement) sur le comportement des trajectoires du processus $(X_t)_{t \geq 0}$?
- Ecrire une équation différentielle stochastique satisfait par le processus $(Y_t)_{t \geq 0}$ défini par :

$$\forall t \geq 0, \quad Y_t = e^{at} X_t.$$

On donnera la réponse en écrivant dY_t en fonction de dW_t , dt , $\sqrt{X_t}$, de t et des paramètres a, b, σ .

- En déduire, pour $u \geq 0$, l'expression de Y_u en fonction de u, Y_0, a, b, σ et du processus $(M_u)_{u \geq 0}$ défini par :

$$\forall u \geq 0, \quad M_u = \int_0^u e^{at} \sqrt{X_t} dW_t.$$

- Rappeler brièvement pourquoi $(M_u)_{u \geq 0}$ est une martingale, relativement à $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$. En déduire $\mathbb{E}(M_u)$ pour $u \geq 0$.
- Exprimer $\mathbb{E}(Y_u)$, puis $\mathbb{E}(X_u)$, en fonction de u, X_0, a et b .
- Le processus $(X_t)_t$ est-il une martingale, relativement à $(\mathcal{F}_t)_t$? Pourquoi?

Exercice 3

Temps d'atteinte et Martingale exponentielle

On note $(W_t)_{t \geq 0}$ un mouvement Brownien standard sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , et $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ sa filtration naturelle associée.

1. Soit N une variable aléatoire gaussienne centrée de variance $s^2 > 0$. Calculer $\mathbb{E}(\exp(N))$ en fonction de s .
2. Pour $\gamma > 0$, soit $(Z_t)_{t \geq 0}$ le processus défini par :

$$\forall t \geq 0, \quad Z_t = \exp\left(\gamma W_t - \frac{\gamma^2}{2} t\right).$$

On admet que $Z_t \in L^1$ pour tout $t \geq 0$. Montrer que $(Z_t)_{t \geq 0}$ est une martingale relativement à $(\mathcal{F}_t)_t$.

3. Soit $a > 0$. On note T la variable aléatoire :

$$T = \inf\{t \geq 0 \text{ tel que } W_t = a\}.$$

Rappeler pourquoi T est un temps d'arrêt relativement à $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$.

4. Expliquer pourquoi $(Z_{t \wedge T})_{t \geq 0}$ est une martingale, et en déduire $\mathbb{E}(Z_{t \wedge T})$ pour tout $t \geq 0$.
5. Montrer qu'il existe une constante $C > 0$, dépendant uniquement de γ et de a , telle que

$$\forall t \geq 0, \quad Z_{t \wedge T} \leq C \exp\left(-\frac{\gamma^2(t \wedge T)}{2}\right),$$

et donc aussi que :

$$\forall t \geq 0, \quad |Z_{t \wedge T}| \leq C.$$

6. Déterminer $\lim_{t \rightarrow +\infty} Z_{t \wedge T(\omega)}(\omega)$:

- (a) pour tout $\omega \in \Omega$ tel que $T(\omega) = +\infty$;
- (b) pour tout $\omega \in \Omega$ tel que $T(\omega) < +\infty$.

On donnera le résultat en fonction de $Z_{T(\omega)}(\omega)$.

7. En déduire la limite (presque sûre), lorsque $t \rightarrow +\infty$, de $Z_{t \wedge T}$.

On donnera le résultat en fonction de Z_T et de $\mathbb{1}_{T < +\infty}$.

8. Déduire des questions précédentes que :

$$1 = \mathbb{E}(\mathbb{1}_{T < +\infty} Z_T).$$

9. Exprimer Z_T en fonction de γ , de a et de T .
10. En prenant $\gamma = 1/n$, où $n \in \mathbb{N}^*$, et en faisant tendre n vers $+\infty$ dans le résultat de la question 8., montrer que T est fini presque sûrement.
11. Déduire de la question 8. et de la question précédente que

$$\forall \gamma > 0, \quad \mathbb{E}\left(\exp\left(-\frac{1}{2}\gamma^2 T\right)\right) = \exp(-\gamma a).$$

12. En déduire l'expression de la transformée de Laplace de T :

$$L(\alpha) = \mathbb{E}(\exp(-\alpha T)),$$

pour tout $\alpha > 0$.

13. On admet que :

$$\mathbb{E}(T) = -\lim_{\alpha \rightarrow 0^+} \frac{\partial L(\alpha)}{\partial \alpha},$$

même si ces deux quantités sont infinies.

Déterminer $\mathbb{E}(T)$.

Exercice 1

© Théo Jalabert

Formule d'Itô

Soit $(B_t)_{t \geq 0}$ un mouvement brownien standard.

- Ecrire les processus $(X_t)_{t \geq 0}$ et $(U_t)_{t \geq 0}$ donnés ci-dessous comme processus d'Itô, c'est-à-dire sous la forme :

$$\int_0^t \mu(s, B_s) ds + \int_0^t \sigma(s, B_s) dB_s,$$

en précisant leur drift μ et leur terme de diffusion σ .

(a)

$$X_t = (B_t + t)e^{-B_t - \frac{t}{2}}$$

(b)

$$U_t = e^{\frac{t}{2}} \sin(B_t)$$

- Trouver la solution de l'EDS suivante :

$$dY_t = \frac{1}{2}Y_t dt + Y_t dB_t, \quad \text{avec } Y_0 = 1.$$

On pourra admettre que cette solution est strictement positive.

- Donner une EDS satisfait par le processus suivant :

$$Z_t = \frac{B_t}{1+t}.$$

Exercice 1 :

1) Ecrire $(X_r)_{r \geq 0}$ et $(U_r)_{r \geq 0}$ comme 2 processus d'Itô de la forme :

$$\int_0^r \mu(s, B_s) ds + \int_0^r \sigma(s, B_s) dB_s$$

a) $X_r = (B_r + r) e^{-B_r - \frac{r}{2}}$

Soit $f: (x, y) \mapsto (y+x) e^{-y-\frac{x}{2}}$

$$* \frac{\partial f}{\partial y}(x, y) = e^{-y-\frac{x}{2}} - (y+x) e^{-y-\frac{x}{2}} = (1-y-x) e^{-y-\frac{x}{2}}$$

$$* \frac{\partial f}{\partial x}(x, y) = e^{-y-\frac{x}{2}} - \frac{1}{2}(y+x) e^{-y-\frac{x}{2}} = (1 - \frac{1}{2}y - \frac{1}{2}x) e^{-y-\frac{x}{2}}$$

$$* \frac{\partial^2 f}{\partial y^2}(x, y) = -e^{-y-\frac{x}{2}} - (1-y-x) e^{-y-\frac{x}{2}}$$

• Théorème : 2ème formule d'Itô

Soit $f: \mathbb{R}_+ \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ une fonction à 2 variables de classe C^1 par rapport à t et de classe C^2 par rapport à x , et X un processus d'Itô. Alors :

$$f(t, X_t) = f(0, X_0) + \int_0^t \frac{\partial f}{\partial t}(s, X_s) ds + \int_0^t \frac{\partial f}{\partial x}(s, X_s) dX_s + \frac{1}{2} \int_0^t \frac{\partial^2 f}{\partial x^2}(s, X_s) d\langle X \rangle_s$$

Sous forme différentielle, cette formule s'écrit :

$$df(t, X_t) = \frac{\partial f}{\partial t}(t, X_t) dt + \frac{\partial f}{\partial x}(t, X_t) dX_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial x^2}(t, X_t) d\langle X \rangle_t$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow X_r &= f(0, B_0) + \int_0^r \frac{\partial f}{\partial r}(s, B_s) ds + \int_0^r \frac{\partial f}{\partial B}(s, B_s) dB_s + \frac{1}{2} \int_0^r \frac{\partial^2 f}{\partial B^2}(s, B_s) d\langle B \rangle_s \\ &= \int_0^r (1 - \frac{1}{2}B_s - \frac{1}{2}s) e^{-B_s - \frac{s}{2}} ds + \int_0^r (1 - B_s - s) e^{-B_s - \frac{s}{2}} dB_s + \frac{1}{2} \int_0^r (2 - B_s - s) e^{-B_s - \frac{s}{2}} ds \\ &= \underbrace{\int_0^r (2 - B_s - s) e^{-B_s - \frac{s}{2}} ds}_{\mu(s, B_s)} + \underbrace{\int_0^r (1 - B_s - s) e^{-B_s - \frac{s}{2}} dB_s}_{\Gamma(s, B_s)} \end{aligned}$$

$$b) U_r = e^{\frac{r}{2}} \sin(B_r)$$

$$= f(r, B_r)$$

où $f: (r, x) \mapsto e^{\frac{r}{2}} \sin(x)$

$$\frac{\partial f}{\partial r}(r, x) = \frac{1}{2} \sin(x) e^{\frac{r}{2}}, \quad \frac{\partial f}{\partial x}(r, x) = -\cos(x) e^{\frac{r}{2}}, \quad \frac{\partial^2 f}{\partial x^2}(r, x) = -\sin(x) e^{\frac{r}{2}}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow U_r &= f(0, B_0) + \int_0^r \frac{1}{2} \sin(B_s) e^{s/2} ds + \int_0^r -\cos(B_s) e^{-s/2} dB_s + \int_0^r -\sin(B_s) e^{s/2} ds \\ &\stackrel{\text{Zé formula}}{=} \int_0^r -\underbrace{\cos(B_s)}_{J(s, B_s)} e^{-s/2} dB_s \\ &\quad \text{et } \mu: (x, y) \mapsto 0. \end{aligned}$$

$$2) dY_r = \frac{1}{2} Y_r dr + Y_r dB_r \quad \text{avec } Y_0 = 1.$$

$$X_r = e^{-\frac{1}{2}r} Y_r$$

$$\begin{aligned} \stackrel{\text{Ito}}{\Rightarrow} dX_r &= e^{-\frac{1}{2}r} dY_r - \frac{1}{2} e^{-\frac{1}{2}r} Y_r dr \\ &= e^{-\frac{1}{2}r} \left(\frac{1}{2} Y_r dr + Y_r dB_r \right) - \frac{1}{2} e^{-\frac{1}{2}r} Y_r dr \\ &= X_r dB_r \end{aligned}$$

$$Z_r = h X_r$$

$$\Rightarrow dZ_r = \frac{1}{X_r} dX_r - \frac{1}{2} \frac{1}{X_r^2} d\langle X \rangle_r = dB_r - \frac{1}{2} dr$$

$$\Rightarrow dZ_r = -\frac{1}{2} dr + dB_r$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow Z_r &= Z_0 - \frac{1}{2} r + B_r & Z_0 = h X_0 = h(Y_0) = 0 \\ &= -\frac{1}{2} r + B_r \end{aligned}$$

$$\Rightarrow X_r = \exp(-\frac{1}{2}r + B_r)$$

$$\Rightarrow Y_r = \exp(B_r)$$

$$\text{Ca } Y_r = C^{\frac{B_r}{2}} X_r$$

$$3) Z_r = \frac{B_r}{1+r} = f(r, B_r) \quad f: (r, x) \mapsto \frac{x}{1+r}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial f}{\partial x} &= \frac{1}{1+r} \frac{\partial f}{\partial x} = 0 \\ \frac{\partial f}{\partial r} &= -\frac{x}{(1+r)^2} \end{aligned}$$

$$dZ_r = \frac{1}{1+r} dB_r - \frac{B_r}{(1+r)^2} dr$$

Exercice 2:

$$dX_t = a(b - X_t)dt + \sigma \sqrt{X_t} dW_t$$

1) Lorsque $X_t \approx b$, le comportement de (X_t) est proche de celui d'un mvt Brownien sans dérive, de volatilité $\sigma\sqrt{b}$

Lorsque X_t s'éloigne de b , le terme en dt agit comme une force de «rappel» vers b

X_t est à valeurs positives.

$$\begin{aligned} 2) Y_t &= e^{at} X_t & f(t, x) &= e^{at} x & \frac{\partial f}{\partial x} - e^{at} \frac{\partial^2 f}{\partial x^2} &= 0 & \frac{\partial f}{\partial t} &= a e^{at} x \\ dY_t &= e^{at} dX_t + a e^{at} X_t dt \\ &= e^{at} (a(b - X_t)dt + \sigma \sqrt{X_t} dW_t) + a e^{-at} X_t dt \\ &= abe^{at} + \sigma e^{at} \sqrt{X_t} dW_t \\ \Rightarrow dY_t &= abe^{at} + \sigma e^{at} \sqrt{X_t} dW_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 3) dY_t &= abe^{at} + \sigma e^{at} \sqrt{X_t} dW_t \\ \Rightarrow Y_u &= Y_0 + \int_0^u abe^{ar} dr + \int_0^u \sigma e^{ar} \sqrt{X_r} dW_r \\ &= Y_0 + \underbrace{\int_0^u abe^{ar} dr}_{b(e^{au} - 1)} + \sigma M_u \\ &\quad = b(e^{au} - 1) + \sigma M_u \end{aligned}$$

4) Car $dM_u = e^{au} \sqrt{X_u} dW_u$ a un drift nul \Rightarrow martingale locale

et $\mathbb{E}[\langle M \rangle_u] = \mathbb{E}\left[\int_0^u e^{2ar} X_r dr\right] < \infty$ donc uniforme \Rightarrow martingale

$\Rightarrow \forall u \geq 0, \mathbb{E}[M_u] = \mathbb{E}[M_0] = 0$ Car martingale $\Rightarrow \mathbb{E} = \text{cte}$

$$5) \mathbb{E}[Y_u] = \mathbb{E}[Y_0 + b(e^{au} - 1) + \sigma M_u] = Y_0 + b(e^{au} - 1)$$

$$\text{Or } Y_t = e^{at} X_t \Rightarrow Y_0 = X_0 \Rightarrow \mathbb{E}[Y_u] = X_0 + b(e^{au} - 1)$$

$$\mathbb{E}[X_u] = \mathbb{E}[e^{-au} Y_u] = e^{-au} (X_0 + b(e^{au} - 1)) = X_0 e^{-au} + b(1 - e^{-au})$$

6) Non (X_t) , n'est pas une martingale relativement à \mathcal{F}_t puisque son espérance

© Théo Jalabert

n'est pas constante. En effet elle dépend du temps

$$\mathbb{E}[X_0] = X_0 \quad \text{or} \quad \mathbb{E}[X_t] = X_0 e^{-a} + b(1 - e^{-a}) \quad \text{a priori} \neq \text{de } X_0$$

Exercice 3:

$$\begin{aligned} 1) N \sim N(0, s^2) \Rightarrow \exp(N) \sim \text{Log-}N(0, s^2) \\ \Rightarrow \mathbb{E}[\exp(N)] = e^{\frac{s^2}{2}} \end{aligned}$$

2) $\gamma > 0$

$$\forall t \geq 0, Z_t = \exp(\gamma W_t - \frac{\gamma^2 t}{2})$$

* $\forall t, Z_t$ est intégrable et mesurable car $Z_t \sim \text{Log-}N(0, t)$ car W_t MB
et $\sim N(0, t)$

$$\text{et } \forall t \geq s, \mathbb{E}[Z_t | \mathcal{F}_s] = \mathbb{E}[\exp(\gamma W_t - \frac{\gamma^2 t}{2}) | \mathcal{F}_s]$$

$$= \exp(-\frac{\gamma^2 t}{2}) \mathbb{E}[\exp(\gamma(W_t - W_s + W_s)) | \mathcal{F}_s]$$

$$= \exp(-\frac{\gamma^2 t}{2}) \exp(\gamma W_s) \mathbb{E}[\exp(\gamma(W_t - W_s)) | \mathcal{F}_s]$$

(Cas simple)

 $\sim N(0, \gamma^2(t-s))$

Par ailleurs Brownian dépend

$$\mathbb{E}[Z_t | \mathcal{F}_s] = e^{-\frac{\gamma^2 t}{2}} e^{\gamma W_s} \underbrace{\mathbb{E}[e^{\gamma(W_t - W_s)}]}_{\sim \text{Log-}N(0, \gamma^2(t-s))}$$

 $e^{\frac{1}{2}\gamma^2(t-s)}$

$$= \mathbb{E}[Z_t | \mathcal{F}_s] = e^{\gamma W_s - \frac{\gamma^2 s}{2}} = Z_s$$

 \Rightarrow Martingale.

$$3) T = \inf\{t \geq 0, W_t = a\}$$

$$\text{Soit } t \in \mathbb{R}, \{T \leq t\} = \{ \exists k \in [0, t], W_k = a\}$$

$$= \bigcup_{k \in [0, t]} \{W_k = a\} \in \mathcal{F}_t$$

Dès $T < t$ au temps d'arrêt

$Z_{t \wedge T}$ est la martingale Z_t arrêtée en T qui est un temps d'arrêt c'est donc encore une martingale

et $\mathbb{E}[Z_{t \wedge T}] = 1$ (on a une martingale dans l'espérance de

$$\Rightarrow \mathbb{E}[Z_{nT}] = \mathbb{E}[Z_{0T}] = \mathbb{E}[Z] = 1 \quad \forall t \geq 0$$

© Théo Jalabert 

5) Soit $\omega \in \Omega$,

* Pq $\forall 0 \leq u \leq T(\omega)$ on a $W_u(\omega) \leq a$

En effet, On sait ($W_u(\omega) \geq a$) la TVI (appliquée à $t \mapsto W_t(\omega)$ considérée entre $t=0$ et $t=u$)

donne l'existence de $u'(\omega) \in [0, u]$ tq $W_{u'(\omega)}(\omega) = a$ et donc $T(\omega) \leq u'(\omega)$ 

Il s'ensuit que $\forall t \geq 0$, $W_{nt} \leq a$ car $W_t = a$

D'où, comme $\gamma > 0$, $Z_{nt} \leq \exp(\gamma a - \gamma^2 \frac{\ln T}{2})$

$$\Rightarrow C = \exp(\gamma a)$$

Or comme $\gamma > 0$ $\ln T \geq 0$ donc $C > 0$
et $\exp(-\gamma^2 \frac{\ln T}{2}) \leq 1$

$$\Rightarrow |Z_{nT}| \leq C$$

6) a) Soit $\omega \in \Omega$ tq $T(\omega) = \infty$

$$\Rightarrow \ln T(\omega) \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{} \infty \text{ donc par Q5 } Z_{nT} \leq C \exp(-\gamma^2 \frac{\ln T}{2})$$

On a que $Z_{nT(\omega)}(\omega)$ qm est majoré par une constante $\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$

De plus $Z_{nT(\omega)} \geq 0 \quad \forall t$

$$\Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} Z_{nT(\omega)} = 0.$$

b) Soit $\omega \in \Omega$ tq $T(\omega) < \infty$

$$\Rightarrow \ln T(\omega) \xrightarrow[\infty]{} T(\omega) \Rightarrow Z_{nT(\omega)} \xrightarrow[\infty]{} Z_{T(\omega)}(a)$$

7) Donc $Z_{nT} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P.S} Z_T \times 1_{T < \infty}$

8) On a mq en Q4 que $\mathbb{E}[Z_{nT}] = 1 \quad \forall t \geq 0$ donc d'après

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[Z_{nT}] = 1$$

D'autre part la QF et l'inégalité $\forall t \geq 0, |Z_{t \wedge T}| \leq C$

permettent d'appliquer le Thm de CLD

$$\Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} E[Z_{t \wedge T}] = E[1_{T < \infty} Z_T]$$

$$\Rightarrow 1 = E[1_{T < \infty} Z_T]$$

g) On a clairement que $Z_T = \exp(\gamma a - \frac{\gamma^2 T}{2})$

10) $\gamma = \frac{1}{m}$

$$\text{On pose } V_m = 1_{T < \infty} \exp\left(\frac{a}{m} - \frac{T}{2m^2}\right)$$

$$\Rightarrow 1 = E[V_m] \text{ par Q8} \quad \star^1$$

Donc d'one par $\lim_{m \rightarrow \infty} E[V_m] = 1$

D'autre part, (V_m) est une suite de VA qui CV p.s vers $1_{T < \infty}$ et elle est clairement dominée par la constante e^a

$$\Rightarrow \lim_{m \rightarrow \infty} E[V_m] = E[1_{T < \infty}] = P(T < \infty) \quad \star^2$$

par thm
de CV
dominée

$$\text{Donc } P(T < \infty) = 1 \quad \text{par } \star^1 \text{ et } \star^2$$

11) Donc comme on a mg Test fini p.s

$$\Rightarrow \text{p.s mg } 1 = E[Z_T] \quad \star$$

$$\text{Or } E[Z_T] = E[\exp(\gamma a - \frac{\gamma^2 T}{2})]$$

$$\Rightarrow \forall \gamma > 0, E[\exp(\gamma a - \frac{\gamma^2 T}{2})] = 1 \quad \text{p.s}$$

$$\Rightarrow E[\exp(-\frac{\gamma^2 T}{2})] = \exp(-\gamma a)$$

12) On prend $\gamma = \sqrt{2\alpha}$ $\alpha > 0$

$$\Rightarrow Z(\alpha) = E[\exp(-\alpha T)] = \exp(-\alpha \sqrt{2\alpha})$$

$$13) \forall \alpha > 0, \frac{\partial \mathcal{L}(\alpha)}{\partial \alpha} = \frac{-\alpha}{\sqrt{2\alpha}} e^{-\alpha \sqrt{2\alpha}}$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}[T] = -\lim_{\alpha \rightarrow 0^+} \frac{\alpha}{\sqrt{2\alpha}} e^{-\alpha \sqrt{2\alpha}} \\ = \lim_{\alpha \rightarrow 0^+} \frac{\alpha}{\sqrt{2\alpha}} e^{-\alpha \sqrt{2\alpha}}$$

$$\text{Or } \lim_{\alpha \rightarrow 0^+} \frac{\alpha}{\sqrt{2\alpha}} e^{-\alpha \sqrt{2\alpha}} = +\infty$$

Donc $\mathbb{E}[T] = +\infty$