

Corrigé du Devoir

Partie 1

A/ En utilisant les Propriétés 2.1 en pages 13-14 du cours on obtient

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X_1, X_2 | \mathcal{A}) &= E(X_1 X_2 | \mathcal{A}) - E(X_1 | \mathcal{A}) E(X_2 | \mathcal{A}) \\ &= E(X_1 X_2 | \mathcal{A}) - E[E(X_1 | \mathcal{A}) X_2 | \mathcal{A}] \quad (\text{Propriété 6, page 14}) \\ &= E(X_1 X_2 | \mathcal{A}) - E(X_1 | \mathcal{A}) E(X_2 | \mathcal{A}) \quad (\text{Linéarité, Propriété 1, page 13})\end{aligned}$$

B/

1/ Si $s \leq t$, et puisque W_s est \mathcal{F}_s -mesurable, on peut écrire

$$\begin{aligned}E(W_s W_t^2) &= E[E(W_s W_t^2 | \mathcal{F}_s)] \quad (\text{Propriété 2, page 14}) \\ &= E[W_s E(W_t^2 | \mathcal{F}_s)] \quad (\text{Propriété 6, page 14})\end{aligned}$$

On sait que $W_t^2 - t$ est une martingale (Proposition 4.1.), d'où $E(W_t^2 | \mathcal{F}_s) = W_s^2 - s + t$. En utilisant que $W_t \sim \mathcal{N}(0, t)$ et ainsi que $E(W_t^3) = 0$, on obtient que

$$E(W_s W_t^2) = E(W_s (W_s^2 - s + t)) = E(W_s^3) = 0.$$

Si $t < s$, on a

$$E(W_s W_t^2) = E[E(W_s W_t^2 | \mathcal{F}_t)] = E[W_t^2 E(W_s | \mathcal{F}_t)] = E(W_t^3) = 0. \quad (W_t \text{ martingale, Proposition 4.1})$$

Pour $s \leq t$, $E(W_t | \mathcal{F}_s) = W_s$ car W_t est une martingale, et pour $t < s$ $E(W_t | \mathcal{F}_s) = W_t$ car W_t est \mathcal{F}_s -mesurable dans ce cas.

Si $s < t$,

$$\begin{aligned}E(W_s^2 W_t^2) &= E[E(W_s^2 W_t^2 | \mathcal{F}_s)] = E[W_s^2 E(W_t^2 | \mathcal{F}_s)] \\ &= E(W_s^2 (W_s^2 - s + t)) = E(W_s^4) - s E(W_s^2) + t E(W_s^2) = 3s^2 - s^2 + ts = 2s^2 + ts.\end{aligned}$$

Si $t \leq s$, $E(W_s^2 W_t^2) = 2t^2 + ts$.

Si $s < t$, $E(W_t | W_s) = E(W_t - W_s + W_s | W_s) = E(W_t - W_s | W_s) + W_s = W_s$ car $W_t - W_s$ est indépendant de W_s et centré.

Si $t < s$, on écrit

$$E(W_t | W_s) = E(W_t - \frac{t}{s} W_s | W_s) + \frac{t}{s} W_s.$$

La v.a. $W_t - \frac{t}{s} W_s$ est centrée et indépendante de W_s car le couple $(W_t - \frac{t}{s} W_s, W_s)$ est un couple gaussien centré et sa covariance est nulle. On en déduit que $E(W_t | W_s) = \frac{t}{s} W_s$.

2/ On a $V(W_t + W_s) = V(W_t) + V(W_s) + 2 \text{Cov}(W_t, W_s) = t + 3s$, donc $W_t + W_s \sim \mathcal{N}(0, t + 3s)$.

3/ Soit ϕ_s une variable aléatoire bornée \mathcal{F}_s -mesurable. On a, pour $s \leq t$

$$E[\phi_s (W_t - W_s)] = E[E(\phi_s (W_t - W_s) | \mathcal{F}_s)] = E[\phi_s E((W_t - W_s) | \mathcal{F}_s)] = E[\phi_s E(W_t - W_s)] = 0.$$

De même

$$E[\phi_s(W_t - W_s)^2] = (t - s)E(\phi_s).$$

4/

$$E(\mathbf{1}_{\{W_t \leq a\}}) = P(W_t \leq a) = \phi\left(\frac{a}{\sqrt{t}}\right)$$

où ϕ est la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite.

$$E(W_t \mathbf{1}_{\{W_t \leq a\}}) = \int_{-\infty}^a x \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\left(-\frac{x^2}{2t}\right) dx.$$

La dernière intégrable est calculable par un changement de variable.

Partie 2

1/

$$E[\Delta \mathbf{r}(t) \mid \mathbf{r}(t) = \mathbf{r}] = \sum_{i=1}^3 (\Delta \mathbf{r})_i p_i = \alpha(r_e - \mathbf{r}) \Delta t$$

et

$$E[(\Delta \mathbf{r}(t))^2 \mid \mathbf{r}(t) = \mathbf{r}] = \sum_{i=1}^3 (\Delta \mathbf{r})_i^2 p_i = \sigma^2 \Delta t.$$

2/ $\{\mathbf{r}(t)\}_t$ est un processus de diffusion avec

$$\mu(\mathbf{r}, t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} E[\Delta \mathbf{r}(t) \mid \mathbf{r}(t) = \mathbf{r}] = \alpha(r_e - \mathbf{r})$$

et

$$\sigma^2(\mathbf{r}, t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} E[(\Delta \mathbf{r}(t))^2 \mid \mathbf{r}(t) = \mathbf{r}] = \sigma^2.$$

Ainsi, l'EDS est

$$d\mathbf{r}(t) = \alpha(r_e - \mathbf{r}(t))dt + \sigma dW(t), \tag{1}$$

avec $\mathbf{r}(0) = r_0 > 0$.

3/ On intègre l'EDS (1) de 0 à t

$$\mathbf{r}(t) = r_0 + \alpha r_e t - \alpha \int_0^t r(s) ds + \sigma W(t).$$

On passe à l'espérance

$$E[\mathbf{r}(t)] = r_0 + \alpha r_e t - \alpha \int_0^t E[r(s)] ds.$$

En passant à la dérivée

$$dE[\mathbf{r}(t)] = \alpha r_e - \alpha E[r(t)].$$

En résolvant cette équation différentielle, on obtient

$$E[\mathbf{r}(t)] = r_e + (r_0 - r_e)e^{-\alpha t}.$$

Pour avoir le moment d'ordre 2 de $\mathbf{r}(t)$, on utilise la formule d'Itô pour $F(x, t) = x^2$. On obtient

$$\begin{aligned} dF(\mathbf{r}(t), t) &= [0 + \alpha(r_e - \mathbf{r}(t)) \times 2\mathbf{r}(t) + \frac{1}{2}\sigma^2 \times 2]dt + \sigma \times 2\mathbf{r}(t)dW(t) \\ d\mathbf{r}^2(t) &= [2\alpha(r_e - \mathbf{r}(t))\mathbf{r}(t) + \sigma^2]dt + 2\sigma\mathbf{r}(t)dW(t). \end{aligned}$$

On intègre de 0 à t

$$\mathbf{r}^2(t) - r_0^2 = 2\alpha r_e \int_0^t \mathbf{r}(s)ds - 2\alpha \int_0^t \mathbf{r}^2(s)ds + \sigma^2 t + 2\sigma \int_0^t \mathbf{r}(s)dW(s).$$

On passe à l'espérance, en utilisant le fait que l'espérance d'une intégrale stochastique est nulle $E \int_0^t \mathbf{r}(s)dW(s) = 0$, on a

$$E\mathbf{r}^2(t) = r_0^2 + 2\alpha r_e \int_0^t E\mathbf{r}(s)ds - 2\alpha \int_0^t E\mathbf{r}^2(s)ds + \sigma^2 t.$$

On passe à la dérivée

$$dE\mathbf{r}^2(t) + 2\alpha E\mathbf{r}^2(t) = \sigma^2 + 2\alpha r_e E\mathbf{r}(t).$$

En résolvant la dernière équation différentielle pour $y = E\mathbf{r}^2(t)$ on obtient le moment d'ordre deux et on déduit la variance

$$V(\mathbf{r}(t)) = \frac{\sigma^2}{2\alpha}(1 - e^{-2\alpha t}).$$

4/ On utilise la formula d'Itô pour la fonction $F(x, t) = xe^{\alpha t}$

$$d[\mathbf{r}(t)e^{\alpha t}] = [\alpha\mathbf{r}(t)e^{\alpha t} + \alpha(r_e - \mathbf{r}(t))e^{\alpha t} + \frac{1}{2}0]dt + \sigma e^{\alpha t}dW(t).$$

On intègre de 0 à t

$$\mathbf{r}(t)e^{\alpha t} - r_0 = r_e(e^{\alpha t} - 1) + \sigma \int_0^t e^{\alpha s}dW(s).$$

La solution est

$$\mathbf{r}(t) = r_e + (r_0 - r_e)e^{-\alpha t} + \sigma e^{-\alpha t} \int_0^t e^{\alpha s}dW(s).$$