

Probabilités Numériques

Exercices pour la séance du 23/10/23

✓ Exercice 1. On se place dans un modèle de Black-Scholes uni-dimensionnel où

$$X_t^{x,\tau,\sigma} = x \exp\left((r - \frac{\sigma^2}{2})t + \sigma W_t\right), t \in [0, T] \quad x \in \mathbb{R}_+^*$$

1. Montrer que pour tout $t \in]0, T]$, $X_t^{x,\tau,\sigma}$ a une densité log-normale et plus précisément que

$$X_t^{x,\tau,\sigma} \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \exp\left(-\frac{(\log(\frac{y}{x}) - \mu t)^2}{2\sigma^2 t}\right) \frac{1(y)}{\sqrt{2\pi t}} \frac{dy}{y}$$

où μ est une constante que l'on précisera.

2. En déduire que si $\Phi : (\mathbb{R}_+^*)^2 \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ est défini par

$$\Phi(x, \tau, \sigma) = \mathbb{E} \varphi(X_T^{x,\tau,\sigma}) \quad \text{pour un } T > 0 \text{ et } \varphi : \mathbb{R}_+^* \rightarrow \mathbb{R}^*$$

une fonction bornée à croissance polynomiale, alors, sous des hypothèses supplémentaires éventuelles que l'on précisera

$$\frac{\partial \Phi}{\partial x}(x, \tau, \sigma) = \mathbb{E}\left[\varphi(X_T^{x,\tau,\sigma}) \frac{W_T}{x\sigma T}\right]$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Phi}{\partial \sigma}(x, \tau, \sigma) &= \mathbb{E}\left[\varphi'(X_T^{x,\tau,\sigma}) X_T^{x,\tau,\sigma} (W_T - \sigma T)\right] \\ &= \mathbb{E}\left[\varphi(X_T^{x,\tau,\sigma}) \left(\frac{W_T^2 - T}{\sigma T} - W_T\right)\right]. \end{aligned}$$

✓ Exercice 2. On se place dans un cadre général de méthode de log-vraisemblance i.e.

$$X_T(\theta) \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} p_T(\theta, y) \mu(dy) \quad \text{où } \theta \in \Theta \subset \mathbb{R} \text{ (ouvert)}$$

et μ est une mesure τ -finie sur l'espace d'états de $X_T(\theta)$, disons $\mathbb{R}^d$ pour simplifier. On suppose que $\partial_\theta p_T(\theta, y)$ existe pour tout $(\theta, y) \in \Theta \times \mathbb{R}^d$.

1. Montrer que, sous des hypothèses "raisonnables" que l'on précisera

$$\forall \theta \in \Theta \quad \mathbb{E}\left[\partial_\theta \log p_T(\theta, X_T(\theta))\right] = 0$$

2. En déduire une heuristique systématique pour construire des candidats à être des variables de contrôle dans une simulation de Monte Carlo en vue du calcul de $\Phi(\theta)$ où $\Phi(\theta) := \mathbb{E}[\varphi(X_T(\theta))]$.

✓ Exercice 3. On se place dans un modèle de Black-Scholes 2D (cf. cours) i.e.

$$X_t^i = x_i \exp\left((r - \frac{\sigma_i^2}{2})t + \sigma_i W_t^i\right), \quad x_i > 0, \quad t \in [0, T] \text{ et } \langle W^1, W^2 \rangle_t = \rho t$$

où $\rho \in]-1, 1[$. On considère le payoff européen

$$h_T = \left(\frac{X_T^1 + X_T^2}{2} - K\right)^+ \quad \text{où } K \in \mathbb{R}_+^*.$$

1. Expliquer pourquoi l'option européenne "écrite" sur h_T n'admet pas de formule fermée (sans préjuger du fait qu'un pricing par EDP est possible).
2. Montrer que $h_T \geq k_T = (\sqrt{x_T^1 x_T^2} - K)^+$ et expliquer comment tirer partie de cette inégalité.
3. Exprimer $e^{-rT} \mathbb{E} k_T$ en fonction de la fonction de pricing du Call BS, en l'occurrence

$$\text{Call}_{BS}(x, K, r, \sigma, T) = x \Phi_0(d^+) - K e^{-rT} \Phi_0(d^-)$$

$$\text{ou } d^\pm(x, K, r, \sigma, T) = \frac{1}{\sigma \sqrt{T}} \left(\log\left(\frac{x}{K}\right) + (r \pm \frac{\sigma^2}{2})T \right) \text{ et } \Phi_0(u) = \int_{-\infty}^u e^{-\frac{\xi^2}{2}} \frac{d\xi}{\sqrt{2\pi}}.$$

4. Evaluer l'efficacité de k_T en tant que pseudo-variable de contrôle (on prendra $x^1 = x^2 = 100$, $\sigma_1 = \sigma_2 = 0,3$, $r = 0,05$, $\sigma = \pm 0,5$ et K variant de 90 à 110) en mettant en œuvre une simulation de Monte Carlo. (La mesure d'efficacité est laissée à votre choix).

Exercice 4. Soit $X \in L^2(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ une variable réelle et $\mathcal{B}$ une sous-tribu de $\mathcal{A}$.

1. Montrer que $\mathbb{E}X = \mathbb{E}[\mathbb{E}(X|\mathcal{B})]$ et justifier sans calcul que $\text{Var}(\mathbb{E}(X|\mathcal{B})) \leq \text{Var}(X)$ avec $=$ si $X \in L^2(\Omega, \mathcal{B}, \mathbb{P})$.
2. Affiner cette affirmation en établissant l'identité $\text{Var}(\mathbb{E}(X|\mathcal{B})) + \mathbb{E}(X - \mathbb{E}(X|\mathcal{B}))^2 = \text{Var}(X)$.
3. Comment utiliser ce qui précède pour price une option "Best-of": $h_T = (\sqrt{x_T^1 x_T^2} - K)^+$ dans le modèle de Black-Scholes de l'exercice 3 lorsque $\sigma = 0$.

Exercice 5. Soit $(S_t)_{t \in [0, T]}$ une dynamique d'actif risqué sous probabilité risque-neutre i.e. $\forall t \in [0, T] \quad S_t \geq 0, S_0 = s_0 \in \mathbb{R}_+^*$

et $(S_t)_{t \in [0, T]}$ est une $(\mathbb{P}, \mathcal{F}_t)$ -martingale sur l'espace de probabilité filtré $(\Omega, \mathcal{A}, (\mathcal{F}_t)_{t \in [0, T]}, \mathbb{P})$. On considère les deux payoffs "antiques" suivants, où $0 < T_0 < T$:

$$\text{"Call": } \left(\frac{1}{T - T_0} \int_{T_0}^T S_t dt - K \right)^+ \text{ et "Put": } \left(K - \frac{1}{T - T_0} \int_{T_0}^T S_t dt \right)^+.$$

1. Établir la relation de parité Call-Put associée à ces deux payoffs.
2. En déduire une méthode réduction de variance pour les options écrites sur ces payoffs (on prendra en compte la complexité).

1. calculer les sensibilités par la méthode de la

© Théo Jalabert

Jalabert

log-vraisemblance.

$$X_t^x = x \exp\{\mu t + \sigma W_t\} \quad W_t \stackrel{L}{\sim} \sqrt{t} Z \quad \text{à tps fixé}$$

$$\Phi(x) = \mathbb{E}[f(X_T^x)] = \int f(x e^{\mu T + \sigma \sqrt{T} z}) e^{-\frac{z^2}{2}} \frac{dz}{\sqrt{2\pi}} = \int f(y) \frac{e^{\frac{(\log(\frac{y}{x}) - \mu T)^2}{2\sigma^2 T}}}{\sigma \sqrt{T}} dy$$

$$\varphi(y) = \frac{1}{\sigma \sqrt{T}} \int f(y) e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\log(\frac{y}{x}) - \mu T}{\sigma \sqrt{T}} \right)^2} \frac{dy}{(\sqrt{2\pi}) \sigma \sqrt{T}}$$

$$p_T(x, \sigma, y) = e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\log(\frac{y}{x}) - \mu T}{\sigma \sqrt{T}} \right)^2} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi T}}$$

$$\Phi'(x) = \mathbb{E}[\varphi(X_T^x) \partial_x \log p_T(x, \sigma, X_T^x)]$$

$$\log p_T(x, \sigma, y) = -\frac{1}{2} \left(\frac{\log \frac{y}{x} - \mu T}{\sigma \sqrt{T}} \right)^2 - \log y - \log \sigma \sqrt{2\pi T}$$

$$\partial_x \log p_T(x, \sigma, y) = -\frac{2}{2\sigma^2 T} \cdot \left(\log \frac{y}{x} - \mu T \right) \cdot \frac{1}{x}$$

$$\partial_x \log p_T(x, \sigma, X_T^x) = \frac{\mu T + \sigma W_T - \mu T}{\sigma^2 T x} = \frac{W_T}{\sigma T x}$$

$$\Rightarrow \Phi'(x) = \mathbb{E}\left[f(X_T^x) \frac{W_T}{x \sigma T}\right] \quad \text{même formule que via le lemme de Stein.}$$

À l'origine $\Phi(x) = \int f(y) p_T(x, \sigma, y) dy$

$$\left\{ \begin{array}{l} \Phi'(x) = \int f(y) \partial_x p_T(x, \sigma, y) dy \end{array} \right.$$

Thm global ? $x \in]\varepsilon, \frac{1}{\varepsilon}[$, $\varepsilon \in]0, 1[$

$$\partial_x \left(e^{-\frac{(\log \frac{y}{x} - \mu T)^2}{2\sigma^2 T}} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi T}} \right) = -2 \frac{\log \frac{y}{x} - \mu T}{\sigma^2 T x} \cdot \frac{e^{-\frac{(\log \frac{y}{x} - \mu T)^2}{2\sigma^2 T}}}{\sqrt{2\pi T} \sigma}$$

$$|---| \leq 2 \frac{|(\log y) + \log T + (\log x)|}{\sigma^2 T \varepsilon} e^{-\frac{(\dots)^2}{2\sigma^2 T}}$$

$$(a-b)^2 \geq \frac{a^2}{2} - b^2 \Leftrightarrow \frac{a^2}{2} - 2ab + 2b^2 \geq 0 \Leftrightarrow \left(\frac{a}{\sqrt{2}} - \sqrt{2}b\right)^2 \geq 0$$

$$\frac{(\log y - \log T - \log x)^2}{2\sigma^2 T} \geq \frac{(\log y - \log T)^2}{4\sigma^2 T} - \frac{(\log x)^2}{2\sigma^2 T} \geq \frac{(\log y - \log T)^2}{4\sigma^2 T} - \frac{(\log x)^2}{2\sigma^2 T}$$

$$e^{(\dots)} \leq e^{-\frac{(\dots)^2}{4\sigma^2 T}} \cdot C_\varepsilon \Rightarrow \partial_x p \in L'$$

N_1 (2e) $X_t^x = x \exp\left\{-\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)t + \sigma W_t\right\}$

$$1) \mathcal{L}(X_t^{x, \sigma, r}) \sim \exp\left\{-\frac{\left((\log \frac{x}{x_0}) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)t\right)^2}{2\sigma^2 t}\right\} \frac{du}{\sigma \sqrt{2\pi} \sqrt{t}} \quad \sigma^2 r - \frac{\sigma^2}{2}$$

$$\Phi(x, \sigma, r, T) = \mathbb{E}[\varphi(X_T^{x, r, \sigma})]$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial x} = \mathbb{E}\left[\varphi(X_T^{x, r, \sigma}) \frac{W_T}{x \sigma T}\right]$$

(2.b) $\frac{\partial \Phi}{\partial \sigma} = ?$

Si φ régulière $\Phi(\sigma) = \mathbb{E}[\varphi(x e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})T + \sigma W_T})]$

Formel^t $\Phi'(\sigma) = \mathbb{E}[\varphi'(x e^{(r - \frac{\sigma^2}{2})T + \sigma W_T}) e^{-(r - \frac{\sigma^2}{2})T - \sigma W_T} (W_T - \sigma T)] =$

$$= \mathbb{E}[\varphi'(X_T) X_T (W_T - \sigma T)]$$

Exo Utilise Itô pour simplifier

Valider si par exemple φ est à $\nearrow$ polynomiale

Thm global sur $I = [0, 1/\varepsilon[$ $0 < \varepsilon < 1$ $|\varphi'(u)| \leq C(1 + |u|^p)$ $u \geq 0$

$$|\varphi'(X_T) X_T (W_T - \sigma T)| \leq C'(1 + |X_T|^{p+1}) (|W_T| + \sigma T) \leq C(1 + |x|^{p+1}) e^{(p+1)(r - \frac{\sigma^2}{2})T} (|W_T| + \sigma T) \leq$$

$$\leq C(1+|x|)^{p+1} e^{(p+1)rT + \frac{1}{\varepsilon}|W_T|} (|W_T| + \frac{1}{\varepsilon}) \in L^1(\mathbb{R})$$

$$\forall \lambda > 0 \quad \mathbb{E} e^{\lambda |W_T|} \leq \mathbb{E} e^{\lambda W_T} + \mathbb{E} e^{-\lambda W_T} = 2 \mathbb{E} e^{\lambda W_T} = 2 e^{\frac{\lambda^2 T}{2}} < \infty$$

$$\partial_\sigma \hat{\Phi}(\sigma) = \mathbb{E}[\varphi(X_T) \partial_\sigma \log p(\sigma, X_T)]$$

$$\log p(\sigma, X_T) = - \frac{(\log(\frac{y}{x}) - (r - \frac{\sigma^2}{2})T)^2}{2\sigma^2 T} - \log \sigma - \log(\gamma \sqrt{2\pi T})$$

$$\begin{aligned} \partial_\sigma \log p(\sigma, X_T) &= - \frac{2(\log(\frac{y}{x}) - (r - \frac{\sigma^2}{2})T) \sigma T}{2\sigma^2 T} + \frac{(\log(\frac{y}{x}) - (r - \frac{\sigma^2}{2})T)^2 4\sigma T}{4\sigma^4 T^2} - \frac{1}{\sigma} \\ &= - \frac{\log(\frac{y}{x}) - (r - \frac{\sigma^2}{2})T}{\sigma} + \frac{(\log(\frac{y}{x}) - \sigma T)^2}{\sigma^3 T} - \frac{1}{\sigma} \end{aligned}$$

$$\partial_T \log p(\sigma, X_T) \stackrel{?}{=} \log\left(\frac{X_T}{x}\right) - \mu T = \sigma W_T \quad \text{done}$$

$$\partial_\sigma \log p(\sigma, X_T) = -W_T + \frac{W_T^2}{\sigma^2 T} - \frac{1}{\sigma} = \frac{W_T^2}{\sigma^2 T} - W_T - \frac{1}{\sigma} = \frac{W_T^2 - T}{\sigma^2 T} - W_T$$

$$\Rightarrow \partial_\sigma \hat{\Phi}(\sigma) = \mathbb{E}\left[\varphi(X_T) \left(\frac{W_T^2 - T}{\sigma^2 T} - W_T\right)\right]$$

Justifier $\Phi(\sigma) = \int \varphi(y) p(\sigma, y) dy$



$$\Phi'(\sigma) = \int \varphi(y) \partial_\sigma p(\sigma, y) dy$$

$$\forall \sigma > 0 \quad p(\sigma, y) > 0 \quad dy = \text{p.p. sur } \mathbb{R}_+$$

$$\begin{aligned} |\varphi(y)| \cdot |\partial_\sigma p(\sigma, y)| &\leq C \int_{\varepsilon}^{\frac{1}{\varepsilon}} \\ &\leq C(1+|y|)^p \frac{1}{\varepsilon^3} (\tilde{C} + |y|) \end{aligned}$$

$\mathcal{N}2 \quad \mathbb{E}[\partial_\sigma \log p(\sigma, X(\sigma))] = 0 ?$

1) (x) (avec $\sigma \rightarrow 0$ et $\varphi=1$)

$$\underbrace{\partial_{\theta} E(1)}_{=0} = E[\partial_{\theta} \log p_T(\theta, X_T(\theta))] = 0$$

$$\text{Formel } ^t, E[\partial_{\theta} \log p_T(\theta, X_T(\theta))] = \int \frac{\partial_{\theta} p}{p} \cdot p \, d\mu = \partial_{\theta} \underbrace{\int p \, d\mu}_{=1}$$

$$\forall \theta \in \Theta \quad p_T(\theta, y) > 0 \text{ sur } P$$

$$\forall \theta \in \Theta \quad \sup_{\tilde{\theta} \in [\theta - \varepsilon, \theta + \varepsilon] \cap \Theta} |\partial_{\theta} p_T(\tilde{\theta}, y)| \in L^1(P) \text{ pour un } \varepsilon \text{ suffisamment petit.}$$

2. A quoi ça sert? Variables de contrôle dans le cas des

$$\text{diffusions si } \tau \text{ petit: } E[(\varphi(X_T(\theta)) - \varphi(x)) \partial_{\theta} \log p_T(\theta, X_T(\theta))] =$$

$$\left(\begin{array}{l} = \partial_{\theta} E[\varphi(X_T(\theta))] \end{array} \right)$$

$E[(\dots)^2]$ se minimise explicitement avec.

N3 B-S 2D $X_t^i = x^i \exp\left\{\left(r - \frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}{2}\right)t + \sigma_1 W_t^1 + \sigma_2 W_t^2\right\}$

1) $h_T = \left(\frac{X_T^1 + X_T^2}{2} - K\right)^+$ la somme de 2 log-normales

2) $h_T \geq k_T = (\sqrt{X_T^1 X_T^2} - K)^+$

k_T pseudo-variable de contrôle. Calculer $e^{-rT} E[k_T]$

$$\sqrt{X_T^1 X_T^2} = \sqrt{x^1 x^2} \exp\left\{\left(r - \frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}{4}\right)t + \frac{\sigma_1}{2} W_t^1 + \frac{\sigma_2}{2} W_t^2\right\} =$$

$$\rho W_t^1 + \sqrt{1 - \rho^2} B_t$$

$$= \sqrt{x^1 x^2} \exp \left\{ \left(r - \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{4} \right) t + \frac{\sigma_1 + \rho \sigma_2}{2} W_t^1 + \frac{\sigma_2 \sqrt{1-\rho^2}}{2} \hat{W}_t^2 \right\} =$$

$$\tilde{\sigma}^2 = \frac{(\sigma_1 + \rho \sigma_2)^2 + \sigma_2^2 (1 - \rho^2)}{4}$$

$$= \underbrace{\sqrt{x^1 x^2} \exp \left\{ \left(\frac{\tilde{\sigma}^2}{2} - \frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{4} \right) t \right\}}_{\tilde{\sigma}^2} \exp \left\{ \left(r - \frac{\tilde{\sigma}^2}{2} \right) t + \tilde{\sigma}_1 B_t \right\}$$

$$e^{-rK} \mathbb{E} K_T = BS(\tilde{\sigma}_0, K, T, \tilde{\sigma}, r)$$

$$\sqrt{4} \quad \mathbb{E} (X_T^1 \vee X_T^2 - K)^+ = \mathbb{E} [\mathbb{E} (X_T^1 \vee X_T^2 - K)^+ | X_T^1]$$

On considère le cas $\rho = 0$

$$V_0 = e^{-rT} \mathbb{E} [(X_T^1 \vee X_T^2) - K]^+ | X_T^1 = x_T^1]$$

$$\bullet \quad x_T^1 < K \rightarrow V_0 = e^{-rT} \mathbb{E} (X_T^2 - K)^+ = BS(x_T, K, T, \sigma_2, r)$$

$$\bullet \quad x_T^1 > K \rightarrow \text{Payoff} = (x_T^1 - K)^+ \vee (X_T^2 - K)^+ = (x_T^1 - K)^+ + (X_T^2 - x_T^1)^+ \rightarrow$$

$$\rightarrow V_0 = e^{-rT} (x_T^1 - K)^+ + BS(x_T, x_T^1, T, \sigma_2, r)$$