

Intégrale stochastique

Plan

L'intégrale stochastique générale

Intégrale de Wiener

Exemples

Processus d'Itô

Formule d'Itô

Formule de Black & Scholes

Le processus B est un mouvement Brownien et $\{\mathcal{F}_t^B, t \geq 0\}$ est sa filtration naturelle.

1 L'intégrale stochastique générale

On cherche à définir

$$\int_0^t \theta_s dB_s$$

quand $\{\theta_s, s \geq 0\}$ est un processus stochastique.

Définition 1.1 *On dit que $\{\theta_t, t \geq 0\}$ est un bon processus s'il est (\mathcal{F}_t^B) -adapté, càglàd, et si*

$$E \left[\int_0^t \theta_s^2 ds \right] < +\infty$$

pour tout $t > 0$.

1.1 Cas des processus étagés

Ce sont les processus du type

$$\theta_t^n = \sum_{i=0}^{p_n} \theta_i \mathbb{1}_{]t_i, t_{i+1}]}(t)$$

où $p_n \in \mathbb{N}$, $0 = t_0 \leq t_1 \dots \leq t_{p_n}$ et $\theta_i \in L^2(\Omega, \mathcal{F}_{t_i}, P)$ pour tout $i = 0, \dots, p_n$. On définit

$$I_t(\theta^n) = \int_0^t \theta_s^n dB_s = \sum_{i=0}^{p_n} \theta_i (B_{t_{i+1} \wedge t} - B_{t_i \wedge t})$$

Propriétés:

$$\begin{aligned} E [I_t(\theta^n)] &= 0 \\ \text{Var} [I_t(\theta^n)] &= E \left[\int_0^t (\theta_s^n)^2 ds \right]. \end{aligned}$$

Les processus $I_t(\theta^n)$ et $I_t^2(\theta^n) - \int_0^t (\theta_s^n)^2 ds$ sont des martingales.

1.2 Cas général

Si θ est un bon processus, il existe $\{\theta^n, n \geq 0\}$ suite de processus étagés telle que

$$E \left[\int_0^t (\theta_s - \theta_s^n)^2 ds \right] \rightarrow 0$$

quand $n \uparrow +\infty$. Il existe une v.a. $I_t(\theta)$ de carré intégrable telle que

$$E \left[|I_t(\theta) - I_t(\theta^n)|^2 \right] \rightarrow 0$$

quand $n \uparrow +\infty$. On pose

$$I_t(\theta) = \int_0^t \theta_s dB_s$$

pour tout $t \geq 0$.

Propriétés:

$$\begin{aligned} E [I_t(\theta)] &= 0 \\ \text{Var} [I_t(\theta)] &= E \left[\int_0^t \theta_s^2 ds \right]. \end{aligned}$$

Linéarité :

$$I_t(a_1\theta^1 + a_2\theta^2) = a_1I_t(\theta^1) + a_2I_t(\theta^2).$$

Propriétés de martingale : Pour tout bon processus θ , les processus

$$t \mapsto I_t(\theta) \quad \text{et} \quad t \mapsto I_t(\theta)^2 - \int_0^t \theta_s^2 ds$$

sont des (\mathcal{F}_t^B) -**martingales** continues.

$$E \left[(I_t(\theta) - I_s(\theta))^2 \mid \mathcal{F}_s^B \right] = E \left[\int_s^t \theta_u^2 du \mid \mathcal{F}_s^B \right].$$

Propriété d'isométrie : Pour tous bons processus φ, θ et tout $s, t \geq 0$, on a

$$E [I_s(\varphi)I_t(\theta)] = E \left[\int_0^{s \wedge t} \theta_u \varphi_u du \right].$$

Le processus

$$I_t(\theta)I_t(\varphi) - \int_0^t \theta_u \varphi_u du$$

est une (\mathcal{F}_t^B) -martingale.

Proposition 1.2 *Pour tout $t \geq 0$ on a*

$$\int_0^t B_s dB_s = \frac{1}{2}(B_t^2 - t).$$

Il est possible de définir $I_t(\theta)$ sous la seule condition

$$\int_0^t \theta_s^2 ds < +\infty \quad \text{p.s.}$$

Cependant, $t \mapsto I_t(\theta)$ n'est plus nécessairement une martingale.

Définition 1.3 Soit $\{\mathcal{F}_t, t \geq 0\}$ une filtration et $\{X_t, t \geq 0\}$ un processus (\mathcal{F}_t) -adapté. On dit que X est une (\mathcal{F}_t) -**martingale locale** s'il existe une suite $\{\tau_n, n \geq 0\}$ de (\mathcal{F}_t) -temps d'arrêt telle que

$$P[\tau_n \rightarrow +\infty] = 1$$

et le processus $X^n : t \mapsto X_{t \wedge \tau_n}$ est une martingale pour tout $n \geq 0$.

Définition 1.4 On dit que $\{\theta_t, t \geq 0\}$ est un bon processus local s'il est càglàd, (\mathcal{F}_t^B) -adapté, et si

$$\int_0^t \theta_s^2 ds < +\infty \quad \text{p.s.}$$

pour tout $t > 0$.

Soit θ un bon processus local. On peut définir $I_t(\theta)$ pour tout $t > 0$, qui est une martingale locale. De même, en prenant la même suite de temps d'arrêt, on montre que le processus

$$I_t(\theta)^2 - \int_0^t \theta_s^2 ds$$

est une martingale locale.

1.3 Le crochet

Définition 1.5 *Si Z est une martingale locale continue, $\langle Z \rangle$ est l'unique processus croissant continu (\mathcal{F}_t) -adapté tel que $t \mapsto Z_t^2 - \langle Z \rangle_t$ soit une (\mathcal{F}_t) -martingale locale.*

Par polarité, on peut définir le crochet de deux (\mathcal{F}_t) -martingales locales M et N en écrivant

$$\langle M, N \rangle_t = \frac{1}{2} (\langle M + N \rangle_t - \langle M \rangle_t - \langle N \rangle_t).$$

Le crochet $\langle M, N \rangle$ est aussi l'unique processus à variation finie tel que le processus $MN - \langle M, N \rangle$ soit une martingale locale.

Enfin, la proposition suivante donne enfin de $\langle M, N \rangle$ une importante construction trajectorielle :

Proposition 1.6 *Soient M et N deux martingales locales continues. Alors p.s. pour tout $t \geq 0$,*

$$\langle M, N \rangle_t = \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{i=1}^{2^n} (M_{t_i^n} - M_{t_{i-1}^n})(N_{t_i^n} - N_{t_{i-1}^n})$$

où $\{t_i^n, i = 0 \dots 2^n\}$ désigne la subdivision régulière sur $[0, t]$.

$$\langle I(\theta) \rangle_t = \int_0^t \theta_s^2 ds \quad \text{et} \quad \langle I(\theta), I(\varphi) \rangle_t = \int_0^t \theta_s \varphi_s ds.$$

On dit que deux martingales continues sont *orthogonales* si leur crochet est nul, c'est-à-dire si leur produit est une martingale. Par exemple, deux Browniens indépendants sont des martingales orthogonales.

2 Cas particulier: Intégrale de Wiener

2.1 Définition

On note $L^2(\mathbb{R}^+)$ l'ensemble des (classes d'équivalence des) fonctions boréliennes f de \mathbb{R}^+ dans \mathbb{R} de carré intégrable, c'est-à-dire telles que $\int_0^{+\infty} |f(s)|^2 ds < \infty$.

C'est un espace de Hilbert pour la norme

$$\|f\|_2 = \left(\int_0^\infty f^2(s) ds \right)^{1/2}.$$

2.1.1 a. Fonctions en escalier

Pour $f = \mathbb{1}_{]u,v]}$, on pose $\int_0^{+\infty} f(s)dB_s = B(v) - B(u)$.

Soit f une fonction en escalier, $f(s) = \sum_{i=1}^{i=n} f_{i-1} \mathbb{1}_{]t_i;t_{i+1}]}(s)$ on pose

$$\int_0^{+\infty} f(s)dB_s = \sum_{i=1}^{i=n} f_{i-1} (B(t_i) - B(t_{i-1})).$$

La variable aléatoire $I(f) \stackrel{def}{=} \int_0^{+\infty} f(s)dB_s$ est une **variable gaussienne** d'espérance nulle et de variance $\int_0^{+\infty} f^2(s)ds$.

L'intégrale est linéaire : $I(f + g) = I(f) + I(g)$. Si f et g sont des fonctions en escalier $E(I(f) I(g)) = \int_{R^+} f(s) g(s) ds$. Le processus I est un processus gaussien, c'est une martingale.

2.1.2 b. Cas général

Si $f \in L^2(\mathbb{R}^+)$, il existe une suite f_n de fonctions en escalier qui converge (dans $L^2(\mathbb{R}^+)$) vers f , c'est-à-dire qui vérifie

$$\int_0^\infty |f_n - f|^2(x) dx \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

Dans ce cas, la suite f_n est de Cauchy dans $L^2(\mathbb{R}^+)$. La suite de v.a. $F_n = \int_0^\infty f_n(s) dB_s$ est une suite de Cauchy dans l'espace de Hilbert $L^2(\Omega)$ (en effet $\|F_n - F_m\|_2 = \|f_n - f_m\|_2 \xrightarrow{n, m \rightarrow \infty} 0$), donc elle est convergente. On pose

$$I(f) \stackrel{\text{def}}{=} \int_0^\infty f(s) dB_s = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_0^\infty f_n(s) dB_s$$

la limite étant prise dans $L^2(\Omega)$.

On dit que $I(f)$ est **l'intégrale stochastique** (ou intégrale de Wiener) de f par rapport à B .

Le sous-espace de $L^2(\Omega)$ formé par les v.a. $\int_0^\infty f(s)dB_s$ coïncide avec l'espace gaussien engendré par le mouvement Brownien.

2.2 Propriétés

- L'application $f \rightarrow I(f)$ est linéaire

$$I(f + g) = I(f) + I(g)$$

et **isométrique** de $L^2(\mathbb{R}^+)$ dans $L^2(\Omega)$

$$E(I(f)I(g)) = \int_{\mathbb{R}^+} f(s)g(s) ds.$$

- La variable $I(f)$ est une v.a. gaussienne centrée de variance $\int_{\mathbb{R}^+} f^2(s)ds$ appartenant à l'espace gaussien engendré par $(B_t, t \geq 0)$ et elle vérifie pour tout t

$$E\left(B_t \int_{\mathbb{R}^+} f(s)dB_s\right) = \int_0^t f(s)ds. \quad (2.1)$$

La propriété (2.1) est en fait une caractérisation de l'intégrale

stochastique au sens où si pour tout t , $E(ZB_t) = \int_0^t f(s)ds$, alors

$$Z = \int_0^\infty f(s)dB_s.$$

2.3 Processus lié à l'intégrale stochastique

De la même façon on définit $\int_0^t f(s)dB_s$ pour f telle que $\int_0^T |f(s)|^2 ds < \infty, \forall T$, ce qui permet de définir l'intégrale stochastique pour une classe plus grande de fonctions. On notera L_{loc}^2 cette classe de fonctions.

Théorème 2.1 Soit $f \in L^2_{loc}$ et $M_t = \int_0^t f(s)dB_s$.

a) Le processus M est une **martingale continue**, la v.a. M_t est d'espérance 0 et de variance $\int_0^t f^2(s) ds$.

b) Le processus M est un **processus gaussien** centré de covariance $\int_0^{t \wedge s} f^2(u) du$ à accroissements indépendants.

c) Le processus $(M_t^2 - \int_0^t f^2(s) ds, t \geq 0)$ est une martingale.

d) Si f et g sont dans L^2_{loc} , on a

$$E\left(\int_0^t f(u)dB_u \int_0^s g(u)dB_u\right) = \int_0^{t \wedge s} f(u)g(u)du.$$

2.4 Intégration par parties

Théorème 2.2 *Si f est une fonction de classe C^1 ,*

$$\int_0^t f(s) dB_s = f(t)B(t) - \int_0^t f'(s)B_s ds.$$

On peut aussi écrire cette formule

$$d(B_t f(t)) = f(t)dB_t + B_t f'(t)dt.$$

3 Examples

3.1 Processus d'Ornstein-Uhlenbeck

Théorème 3.1 *L'équation de Langevin*

$$V_t = - \int_0^t a V_s ds + \sigma B_t + V_0, \quad (3.1)$$

a pour unique solution

$$V_t = e^{-ta} V_0 + \int_0^t e^{-(t-s)a} \sigma dB_s. \quad (3.2)$$

On écrit l'équation (3.1) sous forme condensée

$$dV_t + aV_t dt = \sigma dB_t, \quad V_0 \text{ donné}$$

les données du problème sont la variable aléatoire V_0 , le Brownien B et les constantes a et σ .

Proposition 3.2 *Le processus V , appelé **processus d'Ornstein-Uhlenbeck** est gaussien d'espérance et de covariance*

$$E(V_t) = e^{-ta}V,$$

$$\text{cov}[V_s, V_t] = \int_0^s e^{-(s-u)a} \sigma^2 e^{-(t-u)a} du, \quad s \leq t$$

En particulier, si V_0 est une constante ($v = 0$)

$$\text{cov}[V_s, V_t] = \frac{\sigma^2}{2a} e^{-a(s+t)} (e^{2as} - 1)$$

$$\text{et } \text{Var}(V_t) = \frac{\sigma^2}{2a} (1 - \exp -2at).$$

En écrivant

$$\begin{aligned}V_s &= e^{-sa}V_0 + \int_0^s e^{-(s-u)a}\sigma dB_u \\V_s e^{(s-t)a} &= e^{-ta}V_0 + \int_0^s e^{-(t-u)a}\sigma dB_u\end{aligned}$$

on en déduit, pour $s \leq t$

$$V_t = V_s e^{-(t-s)a} + \int_s^t e^{-(t-u)a}\sigma dB_u$$

ou encore

$$V_{t+s} = V_s e^{-ta} + \int_0^t e^{-(t-u)a}\sigma d\tilde{B}_u$$

où le processus \tilde{B} défini par $\tilde{B}_u = B_{s+u} - B_s$ est un MB indépendant de \mathcal{F}_s (donc de V_s).

En particulier

$E(f(V_{t+s})|\mathcal{F}_s) = E(f(V_s e^{-ta} + Y)|\mathcal{F}_s) = E(f(V_{t+s})|V_s)$ (dans cette égalité Y est une v.a. indépendante de \mathcal{F}_s) ce qui établit le caractère markovien de V .

Le calcul explicite peut se faire en utilisant que

$$E(f(V_s^{(x)} e^{-ta} + Y)|\mathcal{F}_s) = \Psi(V_s^{(x)})$$

avec $\Psi(y) = E(f(y e^{-ta} + Y)) = E(f(V_t^{(y)}))$ où $V^{(x)}$ est la solution de l'équation de valeur initiale x , soit

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

Proposition 3.3 *La variable aléatoire $\int_0^t V_s ds$ est une v.a.*

gaussienne, de moyenne $V_0 \frac{1-e^{-at}}{a}$ et de variance

$$-\frac{\sigma^2}{2a^3}(1 - e^{-at})^2 + \frac{\sigma^2}{a^2}\left(t - \frac{1 - e^{-at}}{a}\right).$$

3.2 Modèle de Vasicek

$$dr_t = a(b - r_t)dt + \sigma dB_t. \quad (3.3)$$

La forme explicite de la solution est

$$r_t = (r_0 - b)e^{-at} + b + \sigma \int_0^t e^{-a(t-u)} dB_u.$$

L'égalité

$$r_t = (r_s - b)e^{-a(t-s)} + b + \sigma \int_s^t e^{-a(t-u)} dB_u, \quad s \leq t$$

établit le caractère Markovien de r .

- Si r_0 est une constante, r_t est une variable gaussienne de moyenne $(r_0 - b)e^{-at} + b$, et de variance $\frac{\sigma^2}{2a}(1 - \exp -2at)$.

- En particulier, ce n'est pas une variable positive.

- Le processus r est gaussien de covariance

$$Cov(r_s, r_t) = \frac{\sigma^2}{2a} e^{-a(s+t)} (e^{2as} - 1) \text{ pour } s \leq t.$$

Proposition 3.4 *Pour tout $s < t$, l'espérance et la variance conditionnelle de r sont*

$$\begin{aligned} E(r_t | r_s) &= (r_s - b)e^{-a(t-s)} + b \\ \text{var}_s (r_t) &= \frac{\sigma^2}{2a} (1 - e^{-2a(t-s)}) \end{aligned}$$

Proposition 3.5 *La variable $\int_0^t r_s ds$ est une variable gaussienne de moyenne*

$$E\left(\int_0^t r_s ds\right) = bt + (r_0 - b) \frac{1 - e^{-at}}{a}$$

et de variance $-\frac{\sigma^2}{2a^3} (1 - e^{-at})^2 + \frac{\sigma^2}{a^2} \left(t - \frac{1 - e^{-at}}{a}\right)$.

On en déduit

$$E\left(\exp - \int_s^t r_u du \mid \mathcal{F}_s\right) = \exp(-M(t, s) + \frac{1}{2}V(t, s)).$$

Ces calculs sont utiles pour valoriser des zéro-coupons en finance :
 si $B(t, T)$ est la valeur d'un ZC de maturité T , on a

$$B(t, T) = E\left(\exp\left(-\int_t^T r_u du\right) \mid \mathcal{F}_t\right)$$

et

$$B(t, T) = \exp\left[b(T-t) + (r_t - b)\frac{1 - e^{-a(T-t)}}{a} - \frac{\sigma^2}{4a^3}(1 - e^{-a(T-t)})^2 + \frac{\sigma^2}{2a^2}\left(T - t - \frac{1 - e^{-a(T-t)}}{a}\right)\right]$$

4 Processus d'Itô

Ce sont des processus écrits sous la forme

$$X_t = x + \int_0^t b_s ds + \int_0^t \sigma_s dB_s \quad (4.1)$$

où b est un processus \mathbf{F}_t^B -adapté tel que

$$\int_0^t |b_s| ds < +\infty \quad \text{p.s.}$$

pour tout $t \geq 0$, et σ un bon processus local. On utilise la notation formelle

$$dX_t = b_t dt + \sigma_t dB_t$$

$$X_0 = x.$$

Le coefficient b s'appelle la *dérive* (ou le *drift*) du processus, et σ son coefficient de diffusion.

Le processus

$$t \mapsto x + \int_0^t b_s ds$$

est la *partie à variation finie* de X , et le processus

$$t \mapsto \int_0^t \sigma_s dB_s$$

la *partie martingale* de X (c'est a priori une martingale locale). La décomposition (4.1) du processus X est unique, au sens où si X admet une autre décomposition

$$X_t = x + \int_0^t \tilde{b}_s ds + \int_0^t \tilde{\sigma}_s dB_s,$$

alors $b \equiv \tilde{b}$ et $\sigma \equiv \tilde{\sigma}$. En particulier, X sous la forme (4.1) est une martingale locale si et seulement si $b \equiv 0$.

En fait, cette représentation des martingales locales dans une filtration Brownienne est caractéristique, indépendamment de ce que le processus soit *a priori* un processus d'Itô :

Théorème 4.1 [Théorème de représentation des martingales locales] *Soit B un mouvement brownien et M une \mathcal{F}_t^B -martingale locale continue. Alors il existe $x \in \mathbb{R}$ et θ bon processus local tel que*

$$M_t = x + \int_0^t \theta_s dB_s.$$

Ce théorème est extrêmement important en Finance (marché complet).

Si X^1 et X^2 sont deux processus d'Itô de décomposition

$$X_t^i = x + \int_0^t b_s^i ds + \int_0^t \sigma_s^i dB_s$$

pour $i = 1, 2$, leur crochet est par définition le crochet de leurs parties martingales. Autrement dit

$$\langle X^1, X^2 \rangle = \langle I(\sigma^1), I(\sigma^2) \rangle = \int_0^t \sigma_s^1 \sigma_s^2 ds.$$

5 Formule d'Itô

On se donne un processus d'Itô réel X de décomposition (4.1) et une fonction $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ suffisamment régulière.

Théorème 5.1 [Première formule d'Itô] *Supposons f de classe C^2 . Alors*

$$f(X_t) = f(x) + \int_0^t f'(X_s) dX_s + \frac{1}{2} \int_0^t f''(X_s) \sigma_s^2 ds.$$

Si f est à dérivées bornées, et σ borné, le processus $f(X_t) - \int_0^t f'(X_s) b_s ds - \frac{1}{2} \int_0^t f''(X_s) \sigma_s^2 ds$ est une martingale.

Cette formule s'écrit sous forme condensée

$$df(X_t) = f'(X_t) dX_t + \frac{1}{2} f''(X_t) \sigma_t^2 dt$$

$$\begin{aligned}
&= \left(f'(X_t)b_t + \frac{1}{2}f''(X_t)\sigma_t^2 \right) dt + f'(X_t)\sigma_t dB_t \\
&= f'(X_t)b_t dt + \frac{1}{2}f''(X_t) d\langle X \rangle_t + f'(X_t)\sigma_t dB_t.
\end{aligned}$$

On utilise souvent la notation

$$df(X_t) = f'(X_t)dX_t + \frac{1}{2}f''(X_t)dX_t \cdot dX_t$$

avec la table de multiplication

	dt	dB_t
dt	0	0
dB_t	0	dt

En particulier, $t \mapsto f(X_t)$ est un processus d'Itô de dérive

$$\int_0^t \left(f'(X_s)b_s + \frac{1}{2}f''(X_s)\sigma_s^2 \right) ds$$

et de partie martingale

$$\int_0^t f'(X_s)\sigma_s dB_s.$$

Quand les dérivées sont bornées, l'intégrale stochastique apparaissant dans la formule est une vraie martingale, et on en déduit :

$$E[f(X_t)] = E[f(X_0)] + \int_0^t E \left[f'(X_s)b_s + \frac{1}{2}f''(X_s)\sigma_s^2 \right] ds$$

$$E[f(X_t) | \mathcal{F}_s^B] = f(X_s) + E \left[\int_s^t \left(f'(X_u)b_u + \frac{1}{2}f''(X_u)\sigma_u^2 \right) du \mid \mathcal{F}_s^B \right]$$

Théorème 5.2 [Deuxième formule d'Itô] Soit f une fonction définie sur $\mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}$ de classe \mathcal{C}^1 par rapport à t , de classe \mathcal{C}^2 par rapport à x . On a

$$f(t, X_t) = f(0, X_0) + \int_0^t f'_t(s, X_s) ds + \int_0^t f'_x(s, X_s) dX_s + \frac{1}{2} \int_0^t f''_{xx}(s, X_s) \sigma_s^2 ds.$$

On peut écrire cette formule sous forme différentielle :

$$\begin{aligned} df(t, X_t) &= \left(f'_t(t, X_t) + \frac{1}{2} f''_{xx}(t, X_t) \sigma_t^2 \right) dt + f'_x(t, X_t) dX_t \\ &= f'_t(t, X_t) dt + f'_x(t, X_t) dX_t + \frac{1}{2} f''_{xx}(t, X_t) d\langle X \rangle_t. \\ &= \left(f'_t(t, X_t) + f'_x(t, X_t) b_t + \frac{1}{2} f''_{xx}(t, X_t) \sigma_t^2 \right) dt \\ &\quad + f'_x(t, X_t) \sigma_t dB_t \end{aligned}$$

Exemple fondamental: Le **mouvement brownien géométrique**, ou **processus log-normal** est défini par l'équation

$$X_t = x + \mu \int_0^t X_s ds + \sigma \int_0^t X_s dB_s$$

avec $\mu, \sigma \in \mathbb{R}$. On montre que

$$X_t = x \exp [\mu t + \sigma B_t - \sigma^2 t/2].$$

Dans le cas où μ et σ sont des fonctions déterministes :

$$X_t = x + \int_0^t \mu(s) X_s ds + \int_0^t \sigma(s) X_s dB_s$$

$$X_t = X_0 \exp - \left[\int_0^t \mu(s) ds + \int_0^t \sigma(s) ds - \frac{1}{2} \int_0^t \sigma^2(s) ds . \right]$$

Théorème 5.3 [Troisième formule d'Itô] Soient X^1 et X^2 deux processus d'Itô issus de x_1 (resp. de x_2) de coefficient de dérive b^1 (resp. b^2), de coefficient de diffusion σ^1 (resp. σ^2) et portés respectivement par deux Browniens B^1 et B^2 corrélés avec coefficient ρ . On suppose que b^i, σ^i sont $\mathcal{F}_t^{B^i}$ -adaptés. Soit f une fonction de \mathbb{R}^2 dans \mathbb{R} de classe \mathcal{C}^2 à dérivées bornées. On a

$$f(X_t^1, X_t^2) = f(x_1, x_2) + \int_0^t f'_1(X_s^1, X_s^2) dX_s^1 + \int_0^t f'_2(X_s^1, X_s^2) dX_s^2 + \frac{1}{2} \int_0^t \left(f''_{11}(X_s^1, X_s^2) (\sigma_s^1)^2 + 2\rho f''_{12}(X_s^1, X_s^2) \sigma_s^1 \sigma_s^2 + f''_{22}(X_s^1, X_s^2) (\sigma_s^2)^2 \right) ds$$

où f'_i désigne la dérivée par rapport à x_i et f''_{ij} la dérivée seconde par rapport à x_j puis x_i , $i, j = 1, 2$.

Proposition 5.4 [Formule d'intégration par parties]

$$X_t^1 X_t^2 = x_1 x_2 + \int_0^t X_s^1 dX_s^2 + \int_0^t X_s^2 dX_s^1 + \rho \int_0^t \sigma_s^1 \sigma_s^2 ds.$$

$$d(X^1 X^2)_t = X_t^1 dX_t^2 + X_t^2 dX_t^1 + d\langle X^1, X^2 \rangle_t.$$

6 Formule de Black & Scholes

On considère un marché financier comportant un actif dit sans risque de taux constant r et de prix $S_t^0 = e^{rt}$ et un actif risqué dont le prix S vérifie

$$dS_t = b S_t dt + \sigma S_t dB_t$$

soit

$$S_t = S_0 \exp [\sigma B_t + (b - \sigma^2/2)t]$$

On fixe un horizon $T > 0$ et on souhaite donner le prix d'un actif financier qui versera $h(S_T)$ à la date T .

Le cas d'un **call Européen** de maturité T et de strike K correspond au cas $h(x) = (x - K)^+$.

On procède par duplication (hedging): on forme un portefeuille constitué d' α parts de l'actif sans risque (le montant de la richesse investie dans cet actif est αe^{rt}) et de β_t parts de l'actif risqué.

On va trouver un portefeuille **auto-financiant** de valeur terminale $h(S_T)$. La valeur de ce portefeuille à la date t est

$$V_t = \alpha_t S_t^0 + \beta_t S_t.$$

La condition d'*auto-financement* se formalise par

$$dV_t = \alpha_t dS_t^0 + \beta_t dS_t;$$

soit

$$dV_t = rV_t dt + \beta_t S_t ((b - r)dt + \sigma dB_t)$$

On suppose que la valeur du portefeuille à la date t est une fonction déterministe du temps et de la valeur de l'actif risqué, soit $V(t, S_t)$.

En utilisant la deuxième formule d'Itô, on calcule

$$dV_t = \left(\frac{\partial V}{\partial t}(t, S_t) + b S_t \frac{\partial V}{\partial x}(t, S_t) + \frac{\sigma^2 S_t^2}{2} \frac{\partial^2 V}{\partial x^2}(t, S_t) \right) dt + \left(\sigma S_t \frac{\partial V}{\partial x}(t, S_t) \right) dB_t.$$

En identifiant avec la condition d'auto-financement,

$$\sigma \beta_t S_t = \sigma S_t \frac{\partial V}{\partial x}(t, S_t) \quad \text{soit} \quad \beta_t = \frac{\partial V}{\partial x}(t, S_t),$$

ce qui entraîne alors

$$r S_t \frac{\partial V}{\partial x}(t, S_t) + \frac{\partial V}{\partial t}(t, S_t) + \frac{\sigma^2 S_t^2}{2} \frac{\partial^2 V}{\partial x^2}(t, S_t) - r V(t, S_t) = 0$$

avec pour condition terminale $V(T, S_T) = h(S_T)$.

Comme S_t est une v.a. qui peut prendre toutes les valeurs de \mathbb{R}^+ , on en déduit que V satisfait l'EDP

$$rx \frac{\partial V}{\partial x}(t, x) + \frac{\partial V}{\partial t}(t, x) + \frac{1}{2} \sigma^2 x^2 \frac{\partial^2 V}{\partial x^2}(t, x) - rV(t, x) = 0$$

(6.1)

avec pour condition terminale $V(T, x) = h(x)$.

Dans le cas d'un call européen $h(x) = (x - K)^+$, et pour $\sigma > 0$, cette équation se résout alors en :

$$V(t, x) = x\mathcal{N}(d_1) - Ke^{-r(T-t)}\mathcal{N}(d_2)$$

où \mathcal{N} est la fonction de répartition d'une v.a. gaussienne standard :

$$\mathcal{N}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-u^2/2} du,$$

et avec les notations

$$d_1 = \frac{1}{2\sigma\sqrt{T-t}} \left(\ln \left(x e^{r(T-t)} / K \right) + \frac{1}{2} \sigma^2 (T-t) \right) \quad \text{et} \quad d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T-t}.$$

La quantité

$$\frac{\partial C}{\partial x}(t, S_t) = \mathcal{N}(d_1)$$

qui représente la *couverture* du marché, soit le nombre de parts de l'actif sous jacent utilisées pour répliquer l'option s'appelle le Delta de l'option et représente aussi la sensibilité du prix de l'option par rapport au prix du sous jacent.

Comme conséquence de la formule d'Itô appliquée aux EDS, on verra plus tard une formule probabiliste pour le prix du call :

$$C(t, S_t) = e^{r(t-T)} E \left[(\tilde{S}_T - K)^+ \mid \mathcal{F}_t \right]$$

lorsque le \tilde{S} a pour dynamique

$$d\tilde{S}_t = r\tilde{S}_t dt + \sigma\tilde{S}_t dB_t .$$

Cette interprétation est **fondamentale** en Finance, et fait intervenir un changement de probabilité.