

ÉCOLE POLYTECHNIQUE

DÉPARTEMENT DE MATHÉMATIQUES APPLIQUÉES

PROJET 3A

Délit d'initié : modélisation et détection

Élèves

HEANG Kitiyavirayuth
BROUX Lucas

Tuteur

Laurent DENIS

12 mars 2018

Table des matières

1	Introduction	2
2	Modèle diffusif	3
2.1	Évolution des prix et de la richesse	3
2.2	Grossissement de filtration	5
2.3	Stratégies optimales	6
2.4	Cas particulier :	7
3	Modèle avec sauts	8
3.1	Raisonnement	8
3.2	Cas particulier :	8

1 Introduction

L'un des enjeux majeurs des mathématiques financières est de concevoir des modèles d'évolution de marchés suffisamment complexes pour proposer une description relativement fidèle de la réalité, mais suffisamment simples pour que les résultats obtenus soit exploitables.

En particulier, la majorité de ces modèles formulent l'hypothèse simplificatrice suivante : les acteurs qui évoluent sur le marché disposent tous au temps t des mêmes informations, à savoir les prix des actions jusqu'au temps t . Or, celle-ci est contestable puisqu'en réalité certains acteurs, de par leurs affinités, peuvent connaître des informations sensibles et confidentielles - par exemple l'évolution future d'une action - grâce auxquelles ils vont pouvoir établir une stratégie d'investissement plus performante que les autres acteurs du marché : ce sont les *initiés*.

En pratique, si certains scandales de délit d'initié ont été très médiatisés pour les quantités d'argent impressionnantes en jeu (donnons l'exemple de Steve Cohen qui, à la tête du *hedge fund* SAC Capital, a empoché en 2008 plus de 276 millions de dollars grâce à l'obtention d'informations non publiques sur un médicament), et si les autorités de surveillance ont réussi à faire des progrès dans la détection du délit d'initié grâce à des algorithmes de recherche d'anomalies dans les données du marché, la modélisation théorique du phénomène n'en permet actuellement qu'une analyse limitée.

Le but de ce projet est de présenter les résultats actuels de cette modélisation dans deux modèles de marché. Dans une première partie, nous étudierons un modèle brownien diffusif, tandis qu'en deuxième temps, nous ajouterons des "sauts" sous la forme de processus de Poisson, afin de modéliser des périodes de "catastrophes" (krachs, ...). Pour chaque modèle de marché, nous considérerons un agent non-initié et un agent initié qui connaîtra, en plus des informations publiques, une variable aléatoire L correspondant à un renseignement supplémentaire. Nous étudierons alors :

- Les problèmes d'arbitrage et de réplication d'actifs risqués.
- Le gain de l'initié (par rapport à un non-initié).
- Les simulations de l'évolution de la richesse de l'initié et du non-initié ; et dans certains cas la mise en oeuvre d'un test de détection.

Nous verrons que, dans les modélisations étudiées, nous pourrions déterminer les stratégies optimales pour l'initié et pour le non initié, que nous expliciterons dans des cas particuliers. Dans certaines situations, nous pourrions même exhiber un test statistique pour la détection du délit d'initié, mais celui-ci sera conditionné par la variable aléatoire L connue par ce dernier.

2 Modèle diffusif

2.1 Évolution des prix et de la richesse

Dans cette première partie, nous considérons un modèle de marché financier sur un espace de probabilité filtré $(\Omega, \mathcal{F}_t; t \in [0, T], \mathbb{P})$, dont les prix des actions (un actif sans risque et d actifs risqués) sont régis selon l'équation :

$$\begin{cases} S_t^0 &= S_0^0 + \int_0^t S_s^0 r_s ds \\ S_t^i &= S_0^i + \int_0^t S_s^i b_s^i ds + \int_0^t S_s^i \sigma_s^i dW_s, 0 \leq t \leq T, i = 1, \dots, d \end{cases} \quad (1)$$

où :

- W est un mouvement brownien de dimension d sur $(\Omega, \mathcal{F}_t; t \in [0, T], \mathbb{P})$ et \mathcal{F} est la filtration naturelle qu'il engendre,
- Les paramètres b, σ et r sont dans $\mathbb{R}^d, \mathbb{R}^{d \times d}, \mathbb{R}$ respectivement et sont supposés bornés sur $[0, T]$ et \mathcal{F} -adaptés.
- La matrice σ_t est inversible $dt \otimes d\mathbb{P}$ -presque sûrement.

L'information connue au temps t par les investisseurs sur le marché est \mathcal{F}_t . Nous supposons que l'initié dispose en outre, dès le début de son investissement à $t = 0$, d'une information supplémentaire sous la forme d'une variable aléatoire $L \in L^1(\Omega, \mathcal{F}_T)$ sur l'espace de probabilité filtré $(\Omega, \mathcal{F}_t; t \in [0, T], \mathbb{P})$. Notons alors \mathcal{Y} la filtration "naturelle" de l'initié obtenue par grossissement initial de \mathcal{F} , lui adjoignant la variable aléatoire $L : \mathcal{Y}_t = \mathcal{F}_t \vee \sigma(L), t \in [0, T]$.

A l'instant $t = 0$, l'initié dispose d'un capital X_0 . Il consomme à une vitesse c , un processus positif \mathcal{Y} -adapté, vérifiant $\int_0^T c_s ds < \infty$, et place sur l'actif i la quantité θ^i . Notons $\pi_t^i = \theta_t^i S_t^i$ la somme investie sur la i -ième action pour $i = 1, \dots, d$. Sa richesse au temps t s'exprime donc par :

$$X_t = \sum_{i=0}^d \theta_t^i S_t^i - \int_0^t c_s ds$$

Exploitions cette première équation en introduisant l'hypothèse naturelle d'autofinancement :

$$\mathbf{H2} : dX_t = \sum_{i=0}^d \theta_t^i dS_t^i - c_t dt$$

Notons $R_t = (S_t^0)^{-1}$ le facteur d'actualisation, alors la formule d'Itô donne

$$\begin{aligned}
dX_t &= \sum_{i=0}^d \theta_t^i dS_t^i - c_t dt \\
&= \sum_{i=1}^d \theta_t^i dS_t^i + \theta_t^0 dS_t^0 - c_t dt, \text{ avec } dS_t^0 = S_t^0 r_t dt \\
&= \sum_{i=1}^d \theta_t^i (S_t^i b_t^i dt + S_t^i \sigma_t^i dW_t) + \theta_t^0 S_t^0 r_t dt - c_t dt \\
&= \sum_{i=1}^d \pi_t^i S_t^i b_t^i dt + \sum_{i=1}^d \pi_t^i S_t^i \sigma_t^i dW_t + (X_t - \sum_{i=1}^d \pi_t^i) r_t dt - c_t dt \\
&= (X_t r_t - c_t) dt + \sum_{i=1}^d \pi_t^i (b_t^i - r_t) dt + \sum_{i=1}^d \pi_t^i S_t^i \sigma_t^i dW_t \\
&= (X_t r_t - c_t) dt + (\pi_t, b_t - r_t \mathbf{1}) dt + (\pi_t, \sigma_t dW_t)
\end{aligned}$$

Nous avons encore par Itô

$$\begin{aligned}
d(R_t) &= -\frac{dS_t^0}{(S_t^0)^2} + \frac{1}{2(S_t^0)^3} d\langle S^0 \rangle_t \\
&= -\frac{r_t}{S_t^0} dt = -r_t R_t dt
\end{aligned}$$

Et

$$\begin{aligned}
d(X_t R_t) &= X_t dR_t + R_t dX_t + d\langle X, R \rangle_t \\
&= -X_t r_t R_t dt + R_t (X_t r_t - c_t) dt + R_t (\pi_t, b_t - r_t \mathbf{1}) dt + R_t (\pi_t, \sigma_t dW_t) \\
&= -R_t c_t dt + (R_t \pi_t, b_t - r_t \mathbf{1}) dt + (R_t \pi_t, \sigma_t dW_t)
\end{aligned}$$

Ainsi, la richesse X actualisée vérifie l'équation :

$$X_t R_t + \int_0^t R_s c_s ds + \int_0^t (R_s \pi_s, b_s - r_s \mathbf{1}) ds + \int_0^t (R_s \pi_s, \sigma_s dW_s) \quad (2)$$

Étudions désormais la stratégie de l'initié. Nous supposons que celui-ci optimise sa stratégie au sens suivant : il optimise la fonction de perte :

$J: \mathcal{A} \rightarrow \mathbb{R}$

$$(\pi, c) \mapsto J(X_0, \pi, c) = \mathbb{E} \left[\int_0^A U_1(c_t) dt + U_2(X_A^{\pi, c}) \mid \mathcal{Y}_0 \right]$$

où :

- \mathcal{A} est l'ensemble des stratégies *admissibles* i.e. des stratégies (π, c) telles que π est \mathcal{Y} -prévisible, c est \mathcal{Y} -adapté, $c > 0$, $\int_0^T c_s ds < +\infty$ et $\sigma^* \pi \in L^2[0; T]$ \mathbb{P} -p.s., et telle que la richesse engendrée par cette stratégie satisfasse $X^{\pi, c} \geq 0$ $dt \otimes d\mathbb{P}$ -p.s.
- U_1 et U_2 sont des *fonctions d'utilité* i.e. positives, croissantes, concaves, \mathcal{C}^1 avec $\lim_{x \rightarrow +\infty} U_i'(x) = 0$. Par la suite, nous supposons $U_1 = U_2 = \log$.
- A est un temps strictement inférieur à T , qui correspondra au *temps final* de notre analyse. En effet, des phénomènes d'explosion en temps fini lorsque $A \rightarrow 1$, décrits avec précision dans [2], nous empêchent d'étudier l'évolution de l'initié sur $[0; T]$ tout entier.

L'interprétation est la suivante : l'initié choisit, parmi toutes les stratégies admissibles, celle qui optimise en moyenne son utilité (fonction de sa consommation et de sa richesse finale) sachant les informations connues sur le marché en $t = 0$ ainsi que l'information supplémentaire L .

La difficulté ici est de caractériser \mathcal{A} . En effet, W est un mouvement brownien sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ mais pas sur $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P})$, ce qui nous empêche de faire un simple changement de probabilité comme dans les cas usuels pour nous ramener à la probabilité risque-neutre. Le raisonnement est adapté suivant les étapes suivantes :

1. *Changement de probabilité* : nous construisons une probabilité \mathbb{Q} pour laquelle W est un $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{Q})$ -mouvement brownien
2. *Grossissement de filtration* : nous construisons un nouveau mouvement brownien B sur l'espace de probabilité filtré $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P})$.
3. *Changement de probabilité* : nous construisons un mouvement brownien \tilde{B} sur $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{Q}_1)$, avec \mathbb{Q}_1 probabilité risque-neutre sur \mathcal{Y} .

2.2 Grossissement de filtration

La méthode de grossissement de filtration est un utile crucial dans notre projet, qui nous permet de construire le mouvement brownien sur la filtration \mathcal{Y} de l'initié, qui est à priori plus grand que celle du non initié \mathcal{F} .

Le grossissement de filtration est une étude très large et complexe, provenu des questions d'Itô, Meyer et Williams sur l'extension des intégrales stochastiques. Ceci étant dit, nous n'avons pas pu étudier tous ses éléments en détaille. Les résultats utilisés viennent des articles que nous avons lus au cours du projet.

Notons D le gradient stochastique usuel associé à W e, pour $p > 1$ et $q \in \mathbb{N}$, $\mathbb{D}^{p,q}$ l'espace de Sobolev construit à l'aide de D . Définissons l'hypothèse :

$$\mathbf{HC} : L \in \mathbb{D}^{2,1}, \text{ est tel que } \int_t^T \|D_u L\|^2 du > 0, \mathbb{P}\text{-p.s. pour tout } t \in [0, T[.$$

Proposition : Sous **HC**, la loi conditionnelle de L sachant \mathcal{F}_t est absolument continue et

- il existe une version mesurable de la densité conditionnelle $(\omega, t, x) \mapsto p(\omega, t, x)$ qui est une \mathcal{F} -martingale et se représente par $p(\omega, t, x) = p(0, x) + \int_0^t \alpha(\omega, s, x) dW_s$

- si M est une \mathcal{F} -martingale locale continue égale à $M_0 + \int_0^t \beta_s dW_s$, alors le crochet $d \langle M, P \rangle_t$ est égal à $d \langle \alpha, \beta \rangle_t dt$ et le processus $\tilde{M}_t = M_t + \int_0^t \frac{\langle \alpha(\cdot, x), \beta \rangle_u |_{x=L}}{p(u, L)} du$ est une \mathcal{Y} -martingale locale continue.

En corollaire, le processus vectoriel $(B_t = W_t - \int_0^t \frac{\alpha(u, L)}{p(u, L)} du, t \in [0, T])$ est un mouvement brownien sur l'espace de probabilité filtré $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P})$, qui est l'espace de probabilité de l'initié.

Sur cet nouvel espace de probabilité filtré $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P})$, en remplaçant dW_t par $dB_t + l_t dt$ où $l_s = \frac{\alpha(s, L)}{p(s, L)}$, l'équation (1) des prix des actions sur le marché financier devient

$$S_t^i = S_0^i + \int_0^t S_s^i (b_s^i + l_s^i) ds + \int_0^t S_s^i \sigma_s^i dB_s, 0 \leq t < T, i = 1, \dots, d. \quad (3)$$

Avec cette nouvelle équation,

$$\begin{aligned} dX_t &= \sum_{i=1}^d \theta_t^i dS_t^i - c_t dt \\ &= \sum_{i=1}^d \theta_t^i (S_t^i b_t^i dt + S_t^i l_t^i dt + S_t^i \sigma_t^i dB_t) + \theta_t^0 S_t^0 r_t dt - c_t dt \\ &= \sum_{i=1}^d \pi_t^i (b_t^i + l_t^i) dt + \sum_{i=1}^d \pi_t^i \sigma_t^i dB_t + (X_t - \sum_{i=1}^d \pi_t^i) r_t dt - c_t dt \\ &= (X_t r_t - c_t) dt + \sum_{i=1}^d \pi_t^i (b_t^i + l_t^i - r_t) dt + \sum_{i=1}^d \pi_t^i \sigma_t^i dB_t \\ &= (X_t r_t - c_t) dt + (\pi_t, b_t + l_t - r_t \mathbf{1}) dt + (\pi_t, \sigma_t dB_t) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow d(X_t R_t) &= X_t dR_t + R_t dX_t + d \langle X, R \rangle_t \\ &= -X_t r_t R_t dt + R_t (X_t r_t - c_t) dt + R_t (\pi_t, b_t + l_t - r_t \mathbf{1}) dt + R_t (\pi_t, \sigma_t dB_t) \\ &= -R_t c_t dt + (R_t \pi_t, b_t + l_t - r_t \mathbf{1}) dt + (R_t \pi_t, \sigma_t dB_t) \end{aligned}$$

Donc, sur $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P})$, la richesse X actualisée de l'initié vérifie l'équation :

$$X_t R_t + \int_0^t R_s c_s ds = X_0 \int_0^t (R_s \pi_s, b_s + l_s - r_s \mathbf{1}) ds + \int_0^t (R_s \pi_s, \sigma_s dB_s) \quad (4)$$

Nous pouvons voir ici que le processus l_s représente les informations dont dispose l'initié. Si $l_s = 0, 0 \leq s \leq t \leq T$, nous retrouvons l'équation (2) de richesse du non initié.

2.3 Stratégies optimales

L'étape suivante consiste à employer le Théorème de Girsanov pour faire un changement de probabilité afin de nous ramener à une mesure neutre au risque. La forme du processus l pose un problème pour ce changement de probabilité car il ne nous permet de faire le changement

que sur l'intervalle $[0, A]$, $A < T$ et pas sur $[0, T]$. Au delà de $[0, A]$, il n'est pas sûr que la martingale locale de changement de probabilité soit une vraie martingale jusqu'en T et le processus explose aussi. Dans le sens économique, les informations dont ne dispose que l'initié sont celles qu'il a obtenues dès le début de son investissement, il n'y a pas d'intérêt de voir en T si il est initié ou pas car à la fin nous aurions pu voir déjà.

Pour résoudre ce problème, nous introduisons un nouveau processus $\xi_t = -l_t - \eta_t$ et son existence est rassuré par hypothèse.

Proposition : Posons $M_t = \exp(\int_0^t \xi_s dB_s - \frac{1}{2} \int_0^t \|\xi_s\|^2 ds)$, $t \in [0, A]$, $A < T$. Alors M est une $(\mathcal{Y}, \mathbb{P})$ -martingale uniformément intégrable et, sous $\mathbb{Q} = M.\mathbb{P}$, le processus

$$\tilde{B}_t = B_t - \int_0^t \xi_s ds$$

est un $(\mathcal{Y}, \mathbb{Q})$ -mouvement brownien et les prix actualisés sont des $(\mathcal{Y}, \mathbb{Q})$ -martingales locales.

2.4 Cas particulier :

3 Modèle avec sauts

3.1 Raisonnement

Pour la deuxième partie de notre projet, nous avons étudié un modèle de marché financier qui est différent du premier en raison de la présence d'un processus ponctuel, ou un processus de Poisson qui fait de sorte que les prix comportent des sauts.

Nous considérons un marché financier sur un espace de probabilité filtré $(\Omega, \mathcal{F}_t; t \in [0, T], \mathbb{P})$ dont les prix des actions sont dirigés par un mouvement brownien et un processus ponctuel et évoluent selon l'équation :

$$S_t^i = S_0^i + \int_0^t S_s^i b_s^i ds + \int_0^t S_s^i \sum_{j=1}^d d(W^*, N^*)_j^*(s), 0 \leq t \leq T, i = 1, \dots, d \quad (5)$$

où

- W est un mouvement brownien de dimension m sur l'espace de probabilité filtré $(\Omega^W, \mathcal{F}_t^W; t \in [0, T], \mathbb{P}^W)$,
- N est un processus de Poisson de dimension n sur l'espace de probabilité filtré $(\Omega^N, \mathcal{F}_t^N; t \in [0, T], \mathbb{P}^N)$,
- $d = m + n$ et X^* est le transposé de X ,
- b et ϕ sont déterministes et bornés sur $[0, T]$,
- σ est une matrice déterministe $d \times d$,
- S_0 évolue selon l'équation $dS_t^0 = S_t^0 r_t dt$.

Soit $(\Omega, \mathcal{F}_t; t \in [0, T], \mathbb{P}) := (\Omega^W \times \Omega^N, \mathcal{F}^W \otimes \mathcal{F}^N, \mathbb{P}^W \otimes \mathbb{P}^N)$. W et N sont indépendants.

Les procédures sont pareilles. L'initié a des informations sur le futur, représentées par la variable L , qui ne sont pas accessibles aux autres investisseurs sur le marché et nous notons \mathcal{Y} sa filtration dite naturelle qui est $\mathcal{Y}_t = \mathcal{F}_t \vee \sigma(L), t \in [0, T]$. La méthode de grossissement de filtration, le changement de probabilité pour nous ramener à une mesure neutre au risque, et certaines hypothèses (que nous n'explicitons pas en détaille mais se trouvent dans l'article de *C. Hillairet, Comparison of insiders' optimal strategies depending on the type of side-information, Université Paul Sabatier, UFR MIG, Laboratoire de Statistique et Probabilités, 118 route de Narbonne, 31062 Toulouse cedex 4, France.*) nous donneront en résultat la richesse et le portefeuille optimal de l'initié.

3.2 Cas particulier :

Références

- [1] L. Denis, A. Grorud, and M. Pontier. Formes de dirichlet sur un espace de wiener-poisson. application au grossissement de filtration. In *Séminaire de Probabilités XXXIV*, pages 198–217. Springer, 2000.
- [2] H. Föllmer and P. Imkeller. Anticipation cancelled by b girsanov transformation : a paradox on wiener space. *Ann. Inst. H. Poincaré Probabilités et Statististiques*, 1993.
- [3] A. Grorud and M. Pontier. Comment détecter le délit d’initié? *C. R. Acad. Sci. Paris*, 1997.
- [4] A. Grorud and M. Pontier. Insider trading in a continuous time market model. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 1998.
- [5] C. Hillairet. Comparison of insiders’ optimal strategies depending on the type of side-information. *Stochastic Processes and their Applications*, 115(10) :1603 – 1627, 2005.