0.1 Description du mod \tilde{A} "le, \tilde{A} ©volution des prix et de la richesse

Pour la deuxi \tilde{A} "me partie de notre projet, nous avons \tilde{A} ©tudi \tilde{A} © un mod \tilde{A} "le de march \tilde{A} © financier qui est diff \tilde{A} ©rent du premier en raison de la pr \tilde{A} ©sence 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 :

$$\begin{cases} S_t^i = S_0^i + \int_0^t S_s^i b_s^i ds + \int_0^t S_s^i \sigma_t^{ij} \sum_{j=1}^d d(W^*, N^*)_j^*(s), 0 \le t \le T, i = 1, ..., d \\ S_t^0 = \int_0^t S_s^0 r_s ds \end{cases}$$
(1)

 $o\tilde{A}^1$

- W est un mouvement brownien de dimension m sur l'espace de probabilit $\tilde{\mathbf{A}}$ $\tilde{\mathbf{C}}$ filtr $\tilde{\mathbf{A}}$ $\tilde{\mathbf{C}}$ $(\Omega^W, \mathcal{F}_t^W; t \in [0, T], \mathbb{P}^W),$
- N est un processus de Poisson de dimension n sur l'espace de probabilit $\tilde{\mathbf{A}}$ © filtr $\tilde{\mathbf{A}}$ © $(\Omega^N, \mathcal{F}_t^N; t \in [0, T], \mathbb{P}^N),$
- d = m + n et X^* est le transposé de X,
- b et ϕ sont d \tilde{A} (c)terministes et born \tilde{A} (c)s sur [0, T],
- σ est une matrice d \tilde{A} (c)terministe $d \times d$.

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 indÃ@pendants.

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 hypothà "ses (que nous n'expliciterons 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.

A l'instant t=0, l'initi $\tilde{\mathbf{A}}$ © dispose d'un capital X_0 et consomme toujours $\tilde{\mathbf{A}}$ une vitesse c qui est un processus positif \mathcal{Y} -adapt $\tilde{\mathbf{A}}$ ©, v $\tilde{\mathbf{A}}$ ©rifiant $\int_0^T c_s ds < \infty$. En notant toujours $\pi_t^i = \theta_t^i S_t^i$ la somme investie sur la i- $\tilde{\mathbf{A}}$ "me action pour i=1,...,d, la richesse au temps t de l'initi $\tilde{\mathbf{A}}$ © est :

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

Comme toujours, nous supposons que la strat é
gie est autofinan çante, c'est-Ã -dire

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

Avec le facteur d'actualisation $R_t = (S_t^0)^{-1}$, sa richesse actualis \tilde{A} ©e v \tilde{A} ©rifie l' \tilde{A} ©quation donn \tilde{A} ©e par la formule d'It \tilde{A} ' suivante :

$$dX_{t} = \sum_{i=0}^{d} \theta_{t}^{i} dS_{t}^{i} - c_{t} dt$$

$$= \sum_{i=1}^{d} \theta_{t}^{i} dS_{t}^{i} + \theta_{t}^{0} dS_{t}^{0} - c_{t} dt$$

$$= \sum_{i=1}^{d} \theta_{t}^{i} \left(S_{t}^{i} b_{t}^{i} dt + S_{t}^{i} \sum_{j=1}^{d} \sigma_{t}^{ij} d(W^{*}, N^{*})_{j}^{*}(t) \right) + \theta_{t}^{0} S_{t}^{0} r_{t} dt - c_{t} dt$$

$$= (X_{t} r_{t} - c_{t}) dt + \sum_{i=1}^{d} \pi_{t}^{i} (b_{t}^{i} - r_{t}) dt + \sum_{i=1}^{d} \pi_{t}^{i} \sum_{j=1}^{d} \sigma_{t}^{ij} d(W^{*}, N^{*})_{j}^{*}(t)$$

$$= (X_{t} r_{t} - c_{t}) dt + \pi^{*} (b_{t} - r_{t} I_{d}) dt + \pi^{*} \sigma_{t} d(W^{*}, N^{*})^{*}(t),$$

$$\tilde{\lambda}_{t}^{1} = (A_{t}^{i} - C_{t}^{i}) dt + A_{t}^{i} (A_{t}^{i} - A_{t}^{i}) dt + A_{t}^{i} (A_{t}^{i} -$$

$$o\tilde{A}^1\pi = (\pi_t^1, ..., \pi_t^d)^* \text{ et } I_d = (1, ..., 1)^* \in \mathbb{R}^d.$$

Avec $d(R_t) = d((S_t^0)^{-1}) = -r_t R_t dt$, la formule d'ItÃ' nous donne encore

$$d(X_t R_t) = X_t dR_t + R_t dX_t + d < X, R >_t$$

= $-X_t r_t R_t dt + R_t ((X_t r_t - c_t) dt + \pi^* (b_t - r_t I_d) dt + \pi^* \sigma_t d(W^*, N^*)^* (t))$
= $-R_t c_t dt + R_t \pi^* (b_t - r_t I_d) dt + R_t \pi^* \sigma_t d(W^*, N^*)^* (t)$

$$\Rightarrow X_t R_t + \int_0^t R_s c_s ds = X_0 + \int_0^t R_s \pi^*(b_s - r_s I_d) ds + \int_0^t R_s \pi^* \sigma_s d(W^*, N^*)^*(s)$$

En notant:

- $\Theta_t := \text{les } m \text{ premi}\tilde{A}$ res lignes de $(\sigma_t)^{-1}(b_t r_t I_d)$.
- q un processus de dimension n, dont les composants sont suppos \tilde{A} ©s positifs, tel que $q_t \cdot \kappa_t := \text{les n derni}\tilde{A}$ re lignes de $-(\sigma_t)^{-1}(b_t r_t I_d)$,

oùq_t. κ_t définit le vecteur dont les composants sont $(q_t.\kappa_t)_i = q_t^i \kappa_t^i, i = 1,...,n$, nous définissons :

$$-\widehat{W}_t := W_t + \int_0^t \Theta_s ds$$

$$-\widehat{M}_t := N_t - \int_0^t q_s .\kappa_s ds$$

$$-\widehat{S} := (\widehat{W}^*, \widehat{N}^*)^*$$

Donc notre \tilde{A} ©quation de richesse actualis \tilde{A} ©e en fonction de Θ_t et $q_t.\kappa_t$ devient :

$$\begin{split} X_{t}R_{t} + \int_{0}^{t} R_{s}c_{s}ds &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{t}d(W^{*}, N^{*})^{*}(s) \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d(\widehat{W}^{*}, \widehat{N}^{*})^{*}(s) \\ &- \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}\Theta_{s}ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{t}q_{s}.\kappa_{s}ds \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d(\widehat{W}^{*}, \widehat{N}^{*})^{*}(s) \\ &- \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}(\sigma_{s})^{-1}(\Theta_{s}I_{1,m} - q_{s}.k_{s}I_{2,n}) \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d(\widehat{W}^{*}, \widehat{N}^{*})^{*}(s) - \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d(\widehat{W}^{*}, \widehat{N}^{*})^{*}(s) \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d\widehat{S}(s) \\ \\ \text{o}\tilde{\mathbf{A}}^{1}\mathbf{I}_{1,m} &= (\underbrace{\mathbf{1}, \dots, \mathbf{1}, \mathbf{0}, \dots, \mathbf{0}}_{s})^{*}, I_{2,n} = (\underbrace{\mathbf{0}, \dots, \mathbf{0}, \mathbf{1}, \dots, \mathbf{1}}_{s})^{*} \end{split}$$

0.2 Raisonnement

Comme dans la premi \tilde{A} "re partie, l'initi \tilde{A} © cherche \tilde{A} optimiser sa strat \tilde{A} ©gie de mani \tilde{A} "re suivante :

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

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

o \tilde{A}^1A , (U_1, U_2) et A sont les m \tilde{A}^a mes notations que celles dans le march \tilde{A} © diffusif.

Les problA"mes auxquels nous faisons face ici viennent toujours du fait que sur l'espace $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P})$, les processus W^* et N^* ne sont plus des semi-martingales. Pour cela, nous allons :

- D'abord trouver une mesure de probabilit \tilde{A} \otimes \mathbb{Q} \tilde{A} \otimes quivalente \tilde{A} \mathbb{P} sous laquelle \mathcal{F}_t et $\sigma(L)$ sont ind \tilde{A} \otimes pendants $\forall t \in [0, T]$.
- Ensuite utiliser la m©thode de grossissement de filtration pour construire un mouvement brownien et un processus de Poisson sur l'espace de probabilité filtré $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P})$ à l'aide de notre mesure de probabilité \mathbb{Q} .
- Nous ramener finalement \tilde{A} une mesure risque-neutre \mathbb{Q}_1 par un dernier changement de probabilit \tilde{A} $\hat{\mathbb{C}}$.

0.2.1 Changement de probabilit $\tilde{A}(\tilde{c})$

Proposition 3.1. Il existe une mesure de probabiliti; $\frac{1}{2}$ \mathbb{Q} qui est \ddot{i} ; $\frac{1}{2}$ quivalente \ddot{i} ; $\frac{1}{2}$ \mathbb{P} sur \mathcal{F}_T et sous cette probabiliti; $\frac{1}{2}$, \mathcal{F}_t et $\sigma(L)$ sont $ind\ddot{i}$; $\frac{1}{2}$ pendants $\forall t \in [0, T[$.

0.2.2 Grossissement de filtration

Introduisons la densité:

$$Z_t := \mathbb{E}_{\mathbb{Q}} \left[\frac{d\mathbb{P}}{d\mathbb{Q}} | Y_t \right]$$

qui satisfait l'é quation $dZ_t = Z_t \Big(\rho_1^*(t) dW_t + (\rho_2^*(t) - I_n)^* dM_t \Big)$, oÃ¹ ρ_1 et ρ_2 sont des processus \mathcal{Y}_T -pré visibles.

En corollaire, les processus

$$- \widetilde{W}_t := W_t - \int_0^t \rho_1(s) ds$$

$$- \widetilde{M}_t := N_t - \int_0^t \kappa . \rho_2(s) ds$$

sont un mouvement brownien et un processus de Poisson de l'intensit \tilde{A} \otimes $(\kappa.\rho_2)$ respectivement sur $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P})$.

0.2.3 Probabilit $ilde{ ext{A}}$ $ilde{ ext{C}}$ risque-neutre

Notons

$$Y_t := \varepsilon \Big(\int_0^t \Big(-(\Theta + \rho_1(s))^* d\widetilde{W}_s + (\frac{q}{\rho_2(s)} - I_n)^* d\widetilde{M}_s \Big) \Big),$$

o $\tilde{\mathbf{A}}^1\varepsilon$ est l'exponentielle de Dol $\tilde{\mathbf{A}}$ cans-Dade.

Alors Y est une $(\mathcal{Y}_T, \mathbb{P})$ -martingale locale positive, et $\mathbb{Q}_1 := Y\mathbb{P}$ d $\widetilde{\mathbb{A}}$ $\widehat{\mathbb{C}}$ finit la probabilit $\widetilde{\mathbb{A}}$ $\widehat{\mathbb{C}}$ risque-neutre pour l'initi $\widetilde{\mathbb{A}}$ $\widehat{\mathbb{C}}$. Les processus \widetilde{W} et \widetilde{M} sont respectivement un mouvement brownien et un processus de Poisson de l'intensit $\widetilde{\mathbb{A}}$ $\widehat{\mathbb{C}}$ (q,κ) sur $(\Omega,\mathcal{Y},\mathbb{Q}_1)$.

Par calculs, nous avons $d(Y_t^{-1}) = Y_t^{-1} l_t^* d\hat{S}_t$, avec $l_t^* := ((\Theta + \rho_1)^*, (\frac{\rho_2}{q} - I_n)^*)$.

0.3 Calcul des stratégies optimales

Le probl \tilde{A} me d'optimisation $\mathbb{E}_{\mathbb{P}}\left[\int_{0}^{A}U_{1}(c_{t})dt + U_{2}(X_{A}^{\pi,c})\Big|\mathcal{Y}_{0}\right]$ sur toutes les \mathcal{Y} -strat \tilde{A} ©gies admissibles que nous cherchons depuis le d \tilde{A} ©but ont pour solutions :

$$A < T, \forall t \in [0, A], \quad \begin{cases} R_t \widehat{c}_t = \frac{X_0}{A+1} \frac{1}{Y}(t) \\ R_t \widehat{X}_t = \frac{X_0(A+1-t)}{A+1} \frac{1}{Y}(t) \\ \widehat{\pi}_t = (\sigma_t^*)^{-1} \frac{Y(t)}{Y(t^{-1})} \widehat{X}_t l_t \end{cases}$$