Description du modi $\frac{1}{6}$ le, $\frac{1}{6}$ volution des prix et de la richesse

Pour la deuxiï; $\frac{1}{2}$ me partie de notre projet, nous avons ï; $\frac{1}{2}$ tudiï; $\frac{1}{2}$ un modï; $\frac{1}{2}$ le de marchï; $\frac{1}{2}$ financier qui est diffï; $\frac{1}{2}$ rent du premier en raison de la prï; $\frac{1}{2}$ sence d'un processus ponctuel, ou un processus de Poisson qui fait de sorte que les prix comportent des sauts.

Nous considï; $\frac{1}{2}$ rons un marchï; $\frac{1}{2}$ financier sur un espace de probabilitï; $\frac{1}{2}$ filtrï; $\frac{1}{2}$ ($\Omega, \mathcal{F}_t; t \in [0,T], \mathbb{P}$) dont les prix des actions sont dirigï; $\frac{1}{2}$ s par un mouvement brownien et un processus ponctuel et $\ddot{i}_{\ell}^{\frac{1}{2}}$ voluent selon l' $\ddot{i}_{\ell}^{\frac{1}{2}}$ quation :

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

oï $\frac{1}{2}$

- W est un mouvement brownien de dimension m sur l'espace de probabiliti; $\frac{1}{2}$ filtri; $\frac{1}{2}$ $(\Omega^W, \mathcal{F}_t^W; t \in [0, T], \mathbb{P}^W)$
- N est un processus de Poisson de dimension n sur l'espace de probabiliti; $\frac{1}{2}$ filtri; $\frac{1}{2}$ $(\Omega^N, \mathcal{F}_t^N; t \in [0, T], \mathbb{P}^N),$
- $\begin{array}{lll} & d = m + n \text{ et } X^* \text{ est le transpos\"i} ; \frac{1}{2} \text{ de } X, \\ & b \text{ et } \phi \text{ sont d\"i}; \frac{1}{2} \text{terministes et born\"i}; \frac{1}{2} \text{s sur } [0, T], \end{array}$
- σ est une matrice di; $\frac{1}{2}$ 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 indï, $\frac{1}{2}$ pendants.

Les proc \ddot{i} , $\frac{1}{2}$ dures sont pareilles. L'init \ddot{i} , $\frac{1}{2}$ a des informations sur le futur, repr \ddot{i} , $\frac{1}{2}$ sent \ddot{i} , $\frac{1}{2}$ es par la variable L, qui ne sont pas accessibles aux autres investisseurs sur le march $\ddot{i}_{c}^{\frac{1}{2}}$ 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 mï $\frac{1}{2}$ thode de grossissement de filtration, le changement de probabilit $\ddot{i}_{\dot{i}}^{\dot{1}}$ pour nous ramener $\ddot{\ddot{i}}_{\dot{i}}^{\dot{1}}$ une mesure neutre au risque, et certaines hypothi $\frac{1}{2}$ ses (que nous n'expliciterons pas en di $\frac{1}{2}$ taille mais se trouvent dans l'article de C. Hillairet, Comparison of insiders' optimal strategies depending on the type of side-information, Universitä 1/2 Paul Sabatier, UFR MIG, Laboratoire de Statistique et Probabilit $\ddot{i}_{\dot{c}}\frac{1}{2}s$, 118 route de Narbonne, 31062 Toulouse cedex 4, France.) nous donneront en ri $\frac{1}{2}$ sultat la richesse et le portefeuille optimal de l'initii $\frac{1}{2}$.

A l'instant t=0, l'initiï; $\frac{1}{2}$ dispose d'un capital X_0 et consomme toujours ï; $\frac{1}{2}$ une vitesse c qui est un processus positif \mathcal{Y} -adapti $\dot{\xi}_{2}^{1}$, vi $\dot{\xi}_{2}^{1}$ 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-i $\dot{\xi}_{2}^{1}$ me action pour i = 1, ..., d, la richesse au temps t de l'initii $\dot{\xi}_{2}^{1}$ 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 strati $\frac{1}{2}$ gie est autofinani $\frac{1}{2}$ ante, c'est-i $\frac{1}{2}$ -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 actualisi; $\frac{1}{2}$ e vi; $\frac{1}{2}$ rifie l'i; $\frac{1}{2}$ quation donni $\frac{1}{2}$ e par la formule d'Iti $\frac{1}{2}$ suivante :

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

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

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

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

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

$$\vec{o}_{i} : \frac{1}{2} \pi = (\pi_{t}^{1}, ..., \pi_{t}^{d})^{*} \text{ et } I_{d} = (1, ..., 1)^{*} \in \mathbb{R}^{d}.$$

oï;
$$\frac{1}{2}$$
 $\pi = (\pi_t^1, ..., \pi_t^d)^*$ 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'Itï; $\frac{1}{2}$ 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:

- $\Theta_t := \text{les } m \text{ premiï}; \frac{1}{2} \text{res lignes de } (\sigma_t)^{-1} (b_t r_t I_d).$
- q un processus de dimension n, dont les composants sont supposi; $\frac{1}{2}$ s positifs, tel que $q_t \cdot \kappa_t := \text{les n dernii} : \frac{1}{2} \text{re lignes de } -(\sigma_t)^{-1} (b_t - r_t I_d)$

oï $\dot{\iota}^{\frac{1}{2}}_{2} q_{t}.\kappa_{t}$ dï $\dot{\iota}^{\frac{1}{2}}_{2}$ finit le vecteur dont les composants sont $(q_{t}.\kappa_{t})_{i} = q_{t}^{i}\kappa_{t}^{i}, i = 1,...,n$, nous dï $\dot{\iota}^{\frac{1}{2}}_{2}$ finissons :

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

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

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

Donc notre $\ddot{i}_{t}^{\frac{1}{2}}$ quation de richesse actualis $\ddot{i}_{t}^{\frac{1}{2}}$ e en fonction de Θ_{t} et $q_{t}.\kappa_{t}$ devient :

$$\begin{split} X_{t}R_{t} + \int_{0}^{t} R_{s}c_{s}ds &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{t}d(W^{*}, N^{*})^{*}(s) \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d(\widehat{W}^{*}, \widehat{N}^{*})^{*}(s) \\ &- \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}\Theta_{s}ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{t}q_{s}.\kappa_{s}ds \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d(\widehat{W}^{*}, \widehat{N}^{*})^{*}(s) \\ &- \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}(\sigma_{s})^{-1} \big(\Theta_{s}I_{1,m} - q_{s}.k_{s}I_{2,n}\big) \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d(\widehat{W}^{*}, \widehat{N}^{*})^{*}(s) - \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}(b_{s} - r_{s}I_{d})ds \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d(\widehat{W}^{*}, \widehat{N}^{*})^{*}(s) \\ &= X_{0} + \int_{0}^{t} R_{s}\pi^{*}\sigma_{s}d\widehat{S}(s) \\ & \text{O\"{i}}\dot{\iota}\frac{1}{2} I_{1,m} = \underbrace{(1, \dots, 1, 0, \dots, 0)^{*}, I_{2,n} = \underbrace{(0, \dots, 0, 1, \dots, 1)^{*}}_{T_{s}}} \big(0, \dots, 0, \dots, 0, \dots, 0, \dots, 0, \dots, 1, \dots, 1\big)^{*} \end{split}$$

0.2 Raisonnement

Comme dans la premiï; $\frac{1}{2}$ re partie, l'initiï; $\frac{1}{2}$ cherche ï; $\frac{1}{2}$ optimiser sa stratï; $\frac{1}{2}$ gie de maniï; $\frac{1}{2}$ re suivante :

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

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

oï; $\frac{1}{2}$ \mathcal{A} , (U_1, U_2) et A sont les mï; $\frac{1}{2}$ mes notations que celles dans le marchï; $\frac{1}{2}$ diffusif.

Les probli; $\frac{1}{2}$ 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 probabilitï; $\frac{1}{2}$ \mathbb{Q} ï; $\frac{1}{2}$ quivalente ï; $\frac{1}{2}$ \mathbb{P} sous laquelle \mathcal{F}_t et $\sigma(L)$ sont indï; $\frac{1}{2}$ pendants $\forall t \in [0, T[$.
- Ensuite utiliser la mï $leq \frac{1}{2}$ thode de grossissement de filtration pour construire un mouvement brownien et un processus de Poisson sur l'espace de probabilitï $leq \frac{1}{2}$ filtrï $leq \frac{1}{2}$ ($\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P}$) i $leq \frac{1}{2}$ l'aide de notre mesure de probabilitï $leq \frac{1}{2}$ \mathbb{Q} .
- Nous ramener finalement $\ddot{i}_{i}^{\frac{1}{2}}$ une mesure \ddot{r} isque-neutre \mathbb{Q}_{1} par un dernier changement de probabilit $\ddot{i}_{i}^{\frac{1}{2}}$.

0.2.1 Changement de probabilitï; $\frac{1}{2}$

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 densiti; $\frac{1}{2}$:

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

qui satisfait l'ï; $\frac{1}{2}$ quation $dZ_t = Z_t \left(\rho_1^*(t) dW_t + (\rho_2^*(t) - I_n)^* dM_t \right)$, oï; $\frac{1}{2}$ ρ_1 et ρ_2 sont des processus \mathcal{Y}_T -prï; $\frac{1}{2}$ 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 $\ddot{\iota}_{\dot{\ell}}$ $(\kappa.\rho_2)$ respectivement sur $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{P})$.

0.2.3 Probabilitï; $\frac{1}{2}$ risque-neutre

Notons

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

oï; $\frac{1}{2}$ ε est l'exponentielle de Dolï; $\frac{1}{2}$ ans-Dade.

Alors Y est une $(\mathcal{Y}_T, \mathbb{P})$ -martingale locale positive, et $\mathbb{Q}_1 := Y\mathbb{P}$ dï $; \frac{1}{2}$ finit la probabilitï $; \frac{1}{2}$ risque-neutre pour l'initiï $; \frac{1}{2}$. Les processus \widetilde{W} et \widetilde{M} sont respectivement un mouvement brownien et un processus de Poisson de l'intensitï $; \frac{1}{2}$ $(q.\kappa)$ sur $(\Omega, \mathcal{Y}, \mathbb{Q}_1)$.

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

0.3 Calcul des strat \ddot{i}_{2}^{1} gies optimales

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

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