

Juin 2018

Antoine Grosnit et Yassin Hamaoui





# 1 UNE MODÉLISATION SIMPLIFIÉE

# 1.1 Prix négatifs

#### 1.1.1 • Simulation par un Monte-Carlo naïf

infP < 0 On commence par un modèle simple où on simule M processus de Poisson associés à notre modèle. On détermine ensuite  $P_{est} = \mathbb{P}(\inf_{t \leq T} P_t < 0)$  par un Monte-Carlo naïf qui consiste à utiliser l'estimateur :  $P_{est} = \frac{1}{M} \sum 1_{\inf_{t \leq T} P_t < 0}$ 

Pour obtenir un intervalle de confiance, on utilise le résultat qui affirme que :  $\sqrt{M}(\frac{1}{M}\sum 1_{\inf_{t\leq T}P_t<0} - \mathbb{P}(\inf_{t\leq T}P_t<0)) \Rightarrow N(0,\mathbb{P}(\inf_{t\leq T}P_t<0)(1-\mathbb{P}(\inf_{t\leq T}P_t<0))$ 

Alors un intervalle de confiance à 0.95 est donné par :  $[P_{est} - 2*P_{est}(1-P_{est}); P_{est} + 2*P_{est}(1-P_{est})]$ On regroupe les résultats pour différents paramètres dans le tableau suivant :

Tableau: P0; i = 0ou3;  $M = 10^6$ ; Pest; Intervalled econf

#### 1.1.2 • Simulation par changement de loi

Il s'agit maintenant d'utiliser une méthode qui permet d'évaluer correctement la probabilité quand l'évènement est rare et que le résultat donné par un Monte-Carlo naïf n'est plus pertinent (ce qui est ici le cas pour  $P_0=35$ . On va alors procéder à un changement de loi via la transformation d'Esscher. L'idée de cette technique est de modifier les probabilités de manière à rendre l'évènement étudiée moins rare. Dans ce cas, on veut que le prix diminue. Il faut donc que les sauts négatifs soient privilégiés.

## DESCRIPTION DE LA TRANSFORMATION DESSCHER

On choisit  $\theta$  qui minimise la variance de l'estimation de la probabilité. Pour cela, on commence par tracer  $P_{est}$  en fonction de  $\theta$ . On obtient le graphique suivant :

#### INSERER GRAPHIQUE.

On note alors un plateau dans la région A COMPLETER. On cherche dans un deuxième temps le  $\theta$  de cette région qui minimise la variance de l'estimation. On obtient  $\theta = ACOMPLETER$ 

TABLEAU DE RESULTAT  $M1=86*10^6~M3=50*10^6~i=1, i=3~theta=opt, P0=10~theta=valopt, P0=35$ 

#### 1.1.3 • MÉTHODE DE SPLITTING VIA MCMC

Pour estimer la probabilité que le prix devienne négatif pour des grandes valeurs de  $P_0$  (ici,  $P_0 = 35$ ), nous mettons également en oeuvre la méthode de splitting et chaînes de Markov avec rejet qui est adaptée à la modélisation simplifiée des prix par un processus de Poisson composé caractéristique  $(\lambda, \nu)$  (où  $\nu$  est la loi de  $J_n$ ).

On a  $N = (N_t)_{t>=0}$  processus de Poisson homogène de paramètre  $\lambda$  et  $(J_n)$  v.a. i.i.d. On procède donc comme pour l'exercice 3. du TP4:

- on se donne des seuils  $-1 = p_K < ... < p_1 < p_0 = P_0$ .
- pour k = 1, ...K, on approche  $\mathbb{P}(\inf_{t \leq T} P_t \leq p_k | \inf_{t \leq T} P_t \leq p_{k-1})$  par un estimateur  $\widehat{\pi}_k$



— estimer  $\mathbb{P}(\inf_{t \leq T} P_t < 0))$  par  $\prod_1^K \widehat{\pi}_k$ .

# 1.2 CALCUL DU QUANTILE

#### 1.2.1 • Simulation par un Monte-Carlo naïf

Dans cette partie on veut estimer des quantiles du prix final  $p_T$  à différents niveaux. Une première approche consiste à utiliser l'estimateur des quantiles empiriques. Il s'agit donc de simuler différentes M processus de Poisson et de réordonner les prix finaux obtenus par ordre croissant :  $p_T^1, p_T^2..., p_T^M$ . Le quantile empirique au niveau  $\alpha$  est alors :  $p_T^{\lceil M\alpha \rceil}$ 

On obtient les résultats suivants pour différents paramètres :  $i = 1ou3, P0 = 35, alpha = 10^{-4}, 5, 6$  box plot + histogramme

#### 1.2.2 • Simulation par changement de loi

Dans cette partie, on veut estimer le quantile à des niveaux plus extrêmes ( $10^{-5}$  ou  $10^{-6}$ ) ce qui nécessite d'avoir recours à un changement de loi car la méthode naïve n'aboutit pas un résultat exploitable. L'idée est de nouveau utiliser la transformation d'Esscher, déterminer le paramètre  $\theta$  qui minimise la variance puis effectuer le quantile en utilisant le résultat suivant du cours : Pour  $X_1, ..., X_n$  simulés sous  $\mathbb{Q}: Q(\alpha) = \inf_x \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{p(X_i)}{q(X_i)} \mathbf{1}_{X_i \geq x} \geq \alpha \right\}$ 

On implémente cela en triant les prix puis en leur affectant leur poids (correspondant à la normalisation calculée précédemment).

On obtient les résultats suivants pour différents paramètres :  $i=1ou3, P0=35, alpha=10^-4, 5, 6$  box plot + histogramme

# 2 SUPERPOSITION DE PROCESSUS

# 2.1 Prix négatifs

#### 2.1.1 • Simulation par un Monte-Carlo naïf

On procède de la même manière qu'à la section précédente en simulant M fois l'évolution du prix qui est la somme d'un processus de Poisson et d'un processus déterministe (mis à part sa première valeur) qui alterne entre saut positif et saut négatif.

On obtient les résultats suivants : Tableau : P0; i = 0ou3;  $M = 10^6$ ; Pest; Intervalled econf

# 2.1.2 • Simulation par MCMC

#### 2.2 Calcul du quantile



#### 2.2.1 • Simulation par un Monte-Carlo naïf

De la même qu'au calcul de quantile avec le processus précédent, on obtient les résultats suivants :

#### 2.2.2 • Simulation par MCMC

3

# **MODÉLISATION MARKOVIENNE**

# 3.1 Quelques propriétés

— Signe de  $\alpha_+$  et  $\alpha_-$ 

Dans le cadre de cette modélisation on considère que  $\hat{J}_n$  est une chaîne de Markov de matrice de transition :  $\hat{Q} = \begin{pmatrix} \frac{1+\alpha_+}{2} & \frac{1-\alpha_+}{2} \\ \frac{1-\alpha_-}{2} & \frac{1+\alpha_-}{2} \end{pmatrix}$  Cela s'interprete en termes probabilistes par :  $\mathbb{P}(\hat{J}_{n+1} = 1 \mid \hat{J}_n = 1) = \frac{1+\alpha_+}{2}$  et on veut que cette probabilité soit inférieure à  $\frac{1}{2}$  pour modéliser le retour

à la moyenne. On a donc :  $\alpha_+ < 0$ . Par le même argument :  $\alpha_- < 0$  A partir de maintenant (et sauf mention contraire)  $\alpha_+ = \alpha_- = \alpha$ .

 $- \mathbb{P}(\hat{J}_n \hat{J}_{n+1} = 1) \simeq \frac{1+\alpha}{2}$ 

On considère dans la suite que  $\alpha=-0.875$  (donné par l'article de référence). On simule simplement la suite des signes  $hat J_n$  en respectant la loi de transition donnée par la matrice. En utilisant la loi des grands nombres, on obtient bien :  $\mathbb{P}(\hat{J}_n\hat{J}_{n+1}=1)\simeq 0.0625\simeq \frac{1+\alpha}{2}$ 

## 3.2 Prix négatifs

#### 3.2.1 • Simulation par un Monte-Carlo naïf

On va simuler la suite des prix et utiliser la loi des grands nombres pour estimer la probabilité que le prix devienne négatif. On obtient les résultats suivants :

#### 3.2.2 • Simulation par changement de loi

### 3.3 CALCUL DU QUANTILE

#### 3.3.1 • Simulation par un Monte-Carlo naïf

On utilise la simulation obtenue précédemment pour déterminer le quantile grâce au quantile empirique.

#### 3.3.2 • Simulation par changement de loi



# 4 LIMITE MACROSCOPIQUE