ÉCOLE NATIONALE DES PONTS ET CHAUSSÉES



C++: SLV Model

Ismaël BADAROU - Victor BELLISSANT - Raphaël LASRY - Ludovic QUILY

30 juin 2022

GitHub

1 Introduction

Le but de ce projet est de coder un pricer dit SLV ($Stochastic\ Local\ Volatility$), et de comparer ses performances sur un cas jouet avec un modèle d'Heston. Tous les points techniques liés à ce modèle ne seront pas re-détaillés dans ce rapport attendu qu'ils sont démontrés dans ce <u>papier</u>. L'intégralité du code développé (C++) est en libre accès sur ce repos <u>GitHub</u>.

Notre projet s'est construit en plusieurs étapes. Premièrement, nous avons repris le projet réalisé en Décembre qui traitait d'un modèle de Dupire (interpolation/extrapolation d'une surface de volatilité implicite), puis implémenté un modèle d'Heston, ainsi qu'un générateur de scénario via un schéma d'Euler. Ensuite, nous avons calculé une espérance conditionnelle pour finaliser la classe SLV. Dans un dernier temps nous avons travaillé sur une méthode pour inverser le modèle de Black et Scholes afin d'obtenir la volatilité à partir d'un prix de call donné.

Notre framework de test test_implementation.cpp s'articule donc de la manière suivante :

- Paramétrisation d'un modèle d'Heston,
- Détermination des prix des calls dans le modèle d'Heston,
- Estimation des volatilités Black-Scholes associées aux prix obtenus,
- Perturbation de la surface de volatilité par un bruit (normal ou uniforme),
- Détermination des prix des calls dans le modèle SLV,
- Visualisation des différences entre les deux pricers.

2 Le modèle d'Heston

Le modèle d'Heston est un modèle dit à volatilité stochastique. Contrairement au modèle de Black et Scholes, la volatilité de ce modèle à deux facteurs est elle même sujette à une équation différentielle stochastique. L'actif sous-jacent S_t suit dans ce modèle les équations suivantes :

$$\begin{cases}
dS_t = \mu S_t dt + \sqrt{V_t} S_t dW_t^s \\
dV_t = \kappa (\theta - V_t) dt + \xi \sqrt{V_t} dW_t^v \\
d < W^s, W^v >_t = \rho dt
\end{cases} \tag{1}$$

De plus, la condition de Feller impose que si $2\kappa\theta > \xi^2$, alors $V_t > 0$.

Une étude plus précise (et avec plus de moyens) se serait déroulée ainsi :

- Requête d'un set de call pour des maturités et strikes donnés sur un actif liquide (type CAC40 ou S&P500),
- Calibration du modèle d'Heston,
- Inversion des prix obtenus dans ce modèle pour obtenir la matrice de volatilité associée (voir 4.1) Néanmoins, n'ayant pas de données de marché, et ne sachant pas comment calibrer ce modèle, nous proposons de fixer les paramètres, et de simuler des prix via une méthode de Monte-Carlo.

	μ	κ	θ	ξ	ρ
]	1.00	2.00	0.01	0.10	0.00

Table 1 – Paramètres du modèle d'Heston

3 Le modèle SLV

Comme son nom l'indique, le modèle SLV est lui aussi un modèle à volatilité stochastique. Dans ce modèle, le sous-jacent S_t est mû par les équations différentielles stochastiques suivantes :

$$\begin{cases}
dS_t = \mu S_t dt + \sigma(t, S_t) \sqrt{V_t} S_t dW_t^s \\
dV_t = \kappa(\theta - V_t) dt + \xi \sqrt{V_t} dW_t^v \\
d < W^s, W^v >_t = \rho dt
\end{cases} \tag{2}$$

On remarque que la seule différence avec un modèle à volatilité stochastique comme celui d'Heston est l'introduction de la partie *locale* contrôlée par $\sigma(t, S_t)$. Ainsi, la principale difficulté de ce projet réside dans le calcul de cette dernière. L'article explicite la formule pour le calcul de $\sigma(t, S_t)$:

$$\sigma^2(t,K) = \frac{\sigma_{LV}^2(t,K)}{\mathbb{E}\left[V_t \mid S_t = K\right]} \tag{3}$$

3.1 Volatilité locale

Nous avons repris le travail effectué plus tôt dans l'année sur le modèle de Dupire (interpolation/extrapolation de la volatilité). On se donne une matrice de volatilité ($\sigma(T^i, K^j)$), et on cherche à calculer $\sigma_{LV}(T, K)$ quelconque. Les calculs détaillés dans le polycopié du cours aboutissent aux formules suivantes :

Interpolation sur les strikes : $K^1 \le K \le K^n$

On définit S_i la fonction d'interpolation cubique telle que :

$$S_j(x) = \alpha_j(x - x_j)^3 + \beta(x - x_j)^2 + \gamma_j(x - x_j) + \delta_j$$

On ne re-détaille pas l'algorithme de Thomas qui permet d'obtenir les coefficients $\alpha_j, \beta_j, \gamma_j$ et δ_j . On obtient la volatilité locale alors ainsi :

$$\sigma_{\text{LV}}(T^i, K) = S_j(K) \quad \text{avec } K \in [K^j, K^{j+1}]$$
 (4)

Extrapolation sur les strikes : $K < K^1$ ou $K > K^n$

On introduit les grandeurs suivantes

$$\begin{cases}
D_L = \gamma_1 \\
D_R = 3\alpha_{N-1} \left(K^N - K^{N-1} \right)^2 + 2\beta_{N-1} \left(K^N - K^{N-1} \right) + \gamma_{N-1}
\end{cases}$$

Les formules d'extrapolation donnent $\sigma_{\mathrm{LV}}(T^i,K)$:

$$\begin{cases}
\sigma\left(T^{i}, K^{1}\right) + D_{L}\left(K - K^{1}\right) & \text{si } K < K^{1} \\
\sigma\left(T^{i}, K^{n}\right) + D_{R}\left(K - K^{n}\right) & \text{si } K > K^{n}
\end{cases}$$
(5)

Interpolation sur les maturités : $T^1 \le T \le T^m$

On définit les grandeurs $K^{(i)}$ comme :

$$K^{(i)} = K \int_0^{T^i - T} r_s ds$$

L'interpolation sur les maturités se fait alors via la formule suivante :

$$\sigma_{LV}(T,K) = \sqrt{\frac{1}{T} \left(\sigma_{LV}^2(T^i, K^{(i)}) T^i + \frac{\sigma_{LV}^2(T^{i+1}, K^{(i+1)}) T^{i+1} - \sigma_{LV}^2(T^i, K^{(i)}) T^i}{T^{i+1} - T^i} (T - T^i) \right)}$$
(6)

Extrapolation sur les maturités : $T < T^1$ ou $T > T^m$

On reprend les notations introduites juste au dessus, $\sigma_{\text{LV}}(T, K)$ vaut alors :

$$\begin{cases} \sigma_{\text{LV}} \left(T^1, K^{(1)} \right) & \text{si } T < T^1 \\ \sigma_{\text{LV}} \left(T^m, K^{(m)} \right) & \text{si } T > T^m \end{cases}$$

$$(7)$$

3.2 Espérance conditionnelle

On reprend ici les résultats principaux développés dans l'article pour l'estimation de $\mathbb{E}[V_t \mid S_t = K]$. Étant donné que l'on effectue des simulations Mont-Carlo des paires $(s_{i,j}, v_{i,j})$, on a nécessairement $\mathbb{E}[V_{t_i} \mid S_{t_i} = s_{i,j}] = v_{i,j}$. Pour y remédier, on va chercher à regrouper les paires de réalisations. On choisit donc l bins disjointes $(b_1, b_2], (b_2, b_3], \ldots, (b_l, b_{l+1}]$ qui couvrent les valeurs prises par S. On effectue l'approximation suivante :

$$\mathbb{E}\left[V_{t_i} \mid S_{t_i} = s_{i,j}\right] \approx \mathbb{E}\left[V_{t_i} \mid S_{t_i} \in (b_k, b_{k+1}]\right] \tag{8}$$

Se pose alors la question du choix optimal des bins pour calculer cette espérance conditionnelle. Parmi les N simulations Monte-Carlo réalisées, on ordonne les valeurs des prix spot obtenues pour une time-step t_i tel que $\bar{s}_{i,1} \leq \bar{s}_{i,2} \leq \ldots \leq \bar{s}_{i,N}$. On choisit alors les bornes des bins b_k telles qu'elles contiennent approximativement le même nombre de simulations Monte-Carlo :

$$b_{i,1} = \bar{s}_{i,1}, \ \bar{s}_{i,l+1} = \bar{s}_{i,N}, \ b_{i,k} = \bar{s}_{i,\frac{(k-1)N}{l}}, \quad \forall k \in [2, l]$$
 (9)

Enfin, on obtient une expression de l'approximation de l'espérance conditionnelle :

$$\mathbb{E}\left[V_{t_i} \mid S_{t_i} = s_{i,j}\right] \approx \frac{l}{N} \sum_{j \in \mathcal{J}_{i,k}} v_{i,j} \tag{10}$$

Avec $\mathcal{J}_{i,k} = \{j \mid (s_{i,j}, v_{i,j}) \in \mathcal{B}_k\}$, et \mathcal{B}_k est la k^{ième} bin.

4 Résultats et comparaison avec le modèle d'Heston

4.1 Inversion du modèle de Black-Scholes

Le but de cette méthode est de partir d'un prix de call donné (C^*) , d'un strike (K), d'une maturité (T), d'un taux sans risque (r) et d'un prix de sous-jacent initial (S_0) ; et de retrouver la volatilité (σ^*) telle que le modèle de Black Scholes redonne le prix du call C^* .

On rappelle que dans le modèle de Black-Scholes, le prix du call est donné par la formule :

$$\begin{cases}
C = S_0 \mathcal{N}(d_1) - K e^{-rT} \mathcal{N}(d_2) \\
\mathcal{N}(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \\
d_1 = \frac{1}{\sigma\sqrt{T}} \left[\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r + \frac{1}{2}\sigma^2\right) T \right] \\
d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T}
\end{cases} \tag{11}$$

On rappelle aussi l'expression d'une des grecques dans ce modèle, le $v\acute{e}ga$ (ν) , qui mesure la sensibilité du prix du call aux variations de la volatilité :

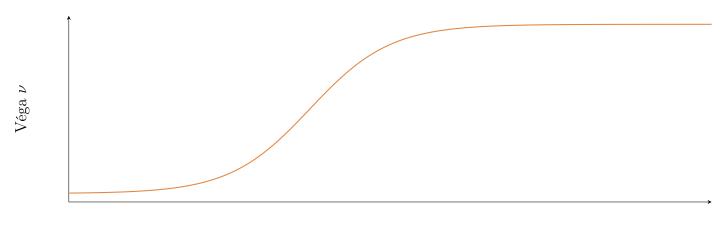
$$\begin{cases} \nu = S_0 \sqrt{T} \mathcal{N}'(d_1) \\ \mathcal{N}'(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} \end{cases}$$
 (12)

On peut alors mettre en place la méthode de Newton-Raphson, détaillée dans ce <u>papier</u>, résumée dans le pseudo-code suivant :

Algorithm 1: Méthode de Newton-Raphson pour l'estimation de σ^* dans le modèle de Black-Scholes

```
\begin{aligned} & \mathbf{Data:} \ C^*, K, T, r, S_0, \epsilon > 0 \\ & \mathbf{Result:} \ \sigma \ \text{such that} \ |\sigma^* - \sigma| < \epsilon \\ & \tilde{\sigma} \leftarrow \sqrt{\frac{2\pi}{T}} \frac{C^*}{S_0}; \\ & d_1 \leftarrow \frac{1}{\tilde{\sigma}\sqrt{T}} \left[ \ln \left( \frac{S_0}{K} \right) + \left( r + \frac{1}{2} \tilde{\sigma}^2 \right) T \right]; \\ & d_2 \leftarrow d_1 - \tilde{\sigma} \sqrt{T}; \\ & C \leftarrow S_0 \mathcal{N}(d_1) - K e^{-rT} \mathcal{N}(d_2); \\ & \nu = S_0 \sqrt{T} \mathcal{N}'(d_1); \\ & \sigma \leftarrow \tilde{\sigma} + \frac{C - C^*}{\nu}; \\ & \mathbf{while} \ |\sigma - \tilde{\sigma}| > \epsilon \ \mathbf{do} \end{aligned}
\begin{vmatrix} \tilde{\sigma} \leftarrow \sigma; \\ d_1 \leftarrow \frac{1}{\tilde{\sigma}\sqrt{T}} \left[ \ln \left( \frac{S_0}{K} \right) + \left( r + \frac{1}{2} \tilde{\sigma}^2 \right) T \right]; \\ d_2 \leftarrow d_1 - \tilde{\sigma} \sqrt{T}; \\ & C \leftarrow S_0 \mathcal{N}(d_1) - K e^{-rT} \mathcal{N}(d_2); \\ & \nu = S_0 \sqrt{T} \mathcal{N}'(d_1); \\ & \sigma \leftarrow \tilde{\sigma} + \frac{C - C^*}{\nu}; \end{aligned}
\mathbf{end}
```

Notons que cet algorithme converge en généralement très rapidement, mais des problèmes numériques peuvent apparaître quand le $v\acute{e}ga$ devient nul. Une courbe probable de cette grecque est la suivante :



Volatilité σ

FIGURE 1 – Allure générique du $v\acute{e}ga$ dans le modèle de Black-Scholes en fonction de la volatilité σ

Il apparaît ainsi que pour les valeurs trop petites de σ , le $v\acute{e}ga$ s'annule et la méthode de Newton-Raphson ne converge plus.

4.2 Performances relatives

Nous avons comparé notre modèle SLV au modèle d'Heston que nous avons implémenté avec les paramètres décrits en Table 1. Nous avons premièrement obtenu les prix des calls dans le modèle d'Heston, inversé la formule de Black-Scholes pour obtenir la volatilité implicite, puis bruité cette même matrice et utilisé le pricer SLV pour tenter de retrouver des prix assez proches.

On présente ici plusieurs tests que nous avons réalisé. L'idée est que cet exercice est artificiel puisque nous ne comparons pas réellement un modèle d'Heston avec notre pricer SLV (les données sont générées via ce même modèle d'Heston). Les bruits ajoutés aux résultats fournis par le modèle d'Heston permettent ainsi de simuler les limites de ce modèle et les améliorations apportées par l'aspect *local* de la volatilité du modèle SLV. Dans les simulations qui suivent, les runs ont été effectués avec les paramètres suivants : 20 bins, 10^4 runs Monte-Carlo et une discretisation temporelle de 100 points.

4.2.1 Bruit uniforme

Pour ce premier test, nous ajoutons le même bruit à tous les coefficients de la matrice de volatilité obtenue avec le modèle d'Heston.

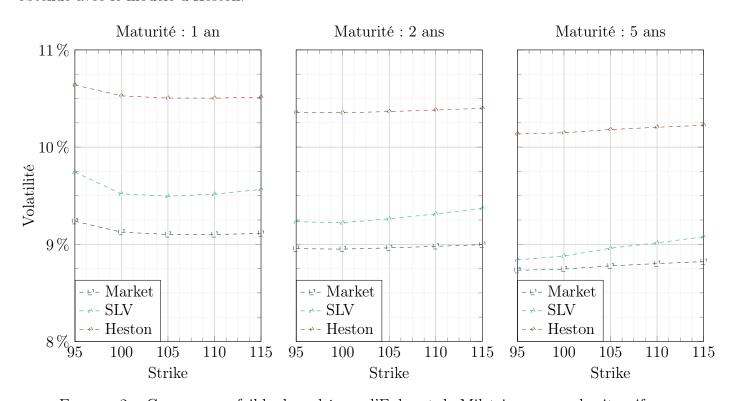


FIGURE 2 – Convergence faible des schémas d'Euler et de Milstein pour un bruit uniforme

4.2.2 Bruit normal

Le coefficient ajouté à la matrice des volatilités calculé avec le modèle de Heston n'est plus le même pour chaque coefficient. Nous avons ajouté un bruit gaussien de moyenne nulle et de variance 1%. On perd alors légèrement en cohérence puisque nos volatilités ne suivent plus aucune monotonie, mais on test ainsi la robustesse du modèle SLV à retrouver divers prix.

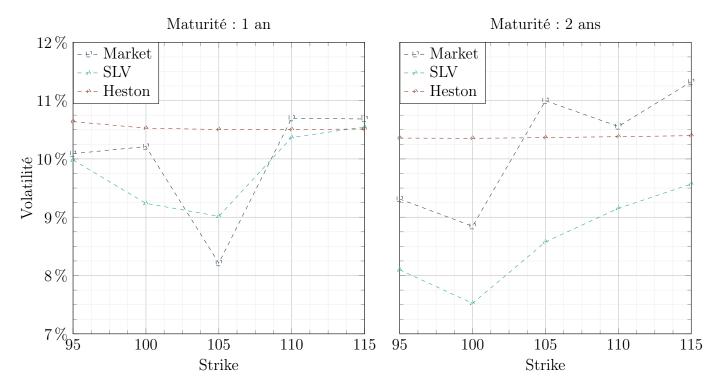


FIGURE 3 – Convergence faible des schémas d'Euler et de Milstein pour un bruit normal

4.2.3 Absence de bruit

Dans ce test nous regardons ce qu'il se passe lorsque nous ne modifions pas la matrice des volatilités obtenue avec le modèle d'Heston (Market = Heston).

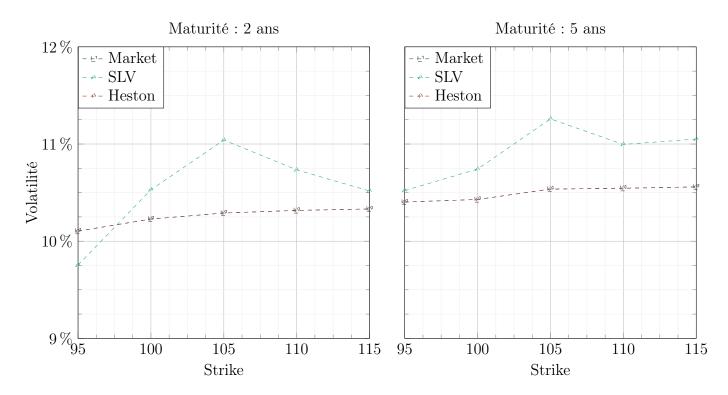


FIGURE 4 – Convergence faible des schémas d'Euler et de Milstein sans bruit

5 Conclusion

Dans ce projet nous avons implémenté un modèle d'Heston ainsi qu'un pricer SLV. Ces deux modèles, bien que proches sur le papier diffèrent uniquement par l'ajout d'une volatilité locale dans le second. Cela entraîne quelques complications techniques liées premièrement à l'estimation de cette volatilité locale (interpolation/extrapolation de Dupire), et ensuite via l'estimation d'une espérance conditionnelle. On opte alors pour une approximation, assymptotiquement exacte, basée sur le regroupement des valeurs simulées en intervalles.

Une étude plus poussée aurait permis de collecter des données de marché, de calibrer le modèle d'Heston sur ces dernières et de comparer l'efficacité relative de l'ajout d'une volatilité locale. Nous avons tout de même pu constater que le pricer implémenté parvient correctement à retrouver les volatilités de marché (celles simulées puis bruitées).