



INSTITUT
POLYTECHNIQUE
DE PARIS

Risque de défaut d'entreprises

BENYAMINE Axel, LAMBERT Julien

Sommaire



Modélisations



p. 3

Méthodes de Monte-Carlo



p. 8

Méthodes de splitting



p. 16

Conclusion



p. 27

Présentation du problème

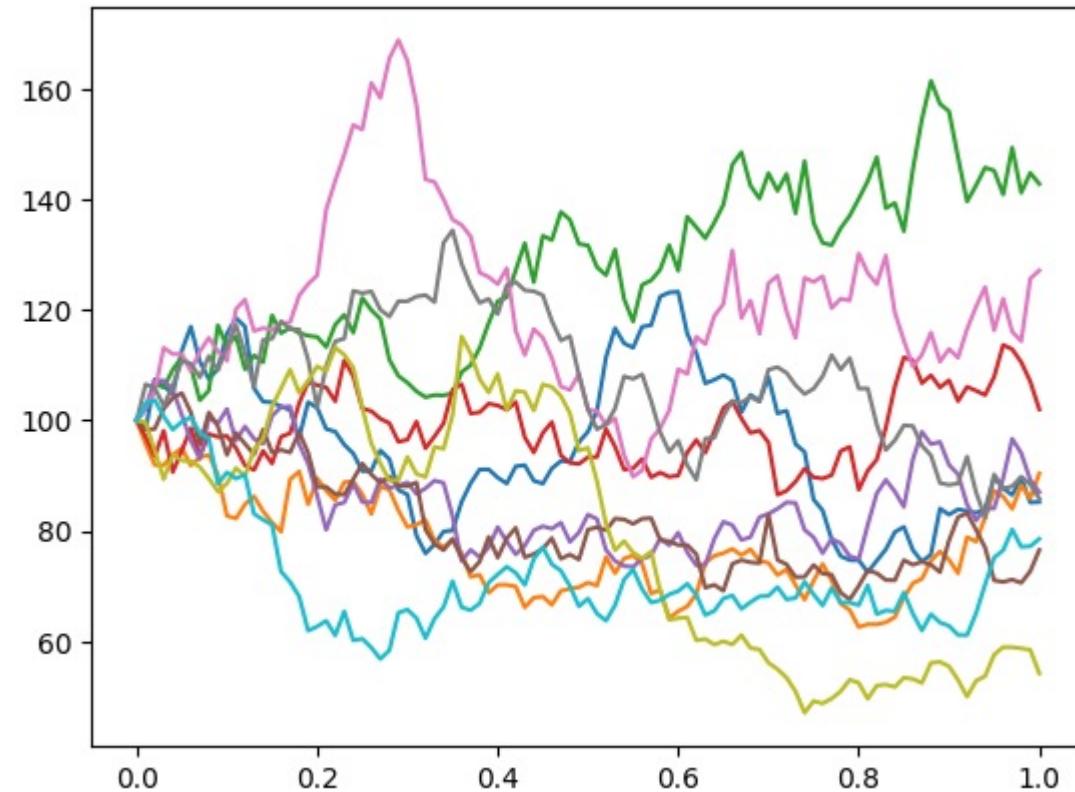
Problème

- N entreprises
- Estimation de $\mathbb{P}(L \geq k)$
- Estimation des pertes engendrées par les défauts de paiement



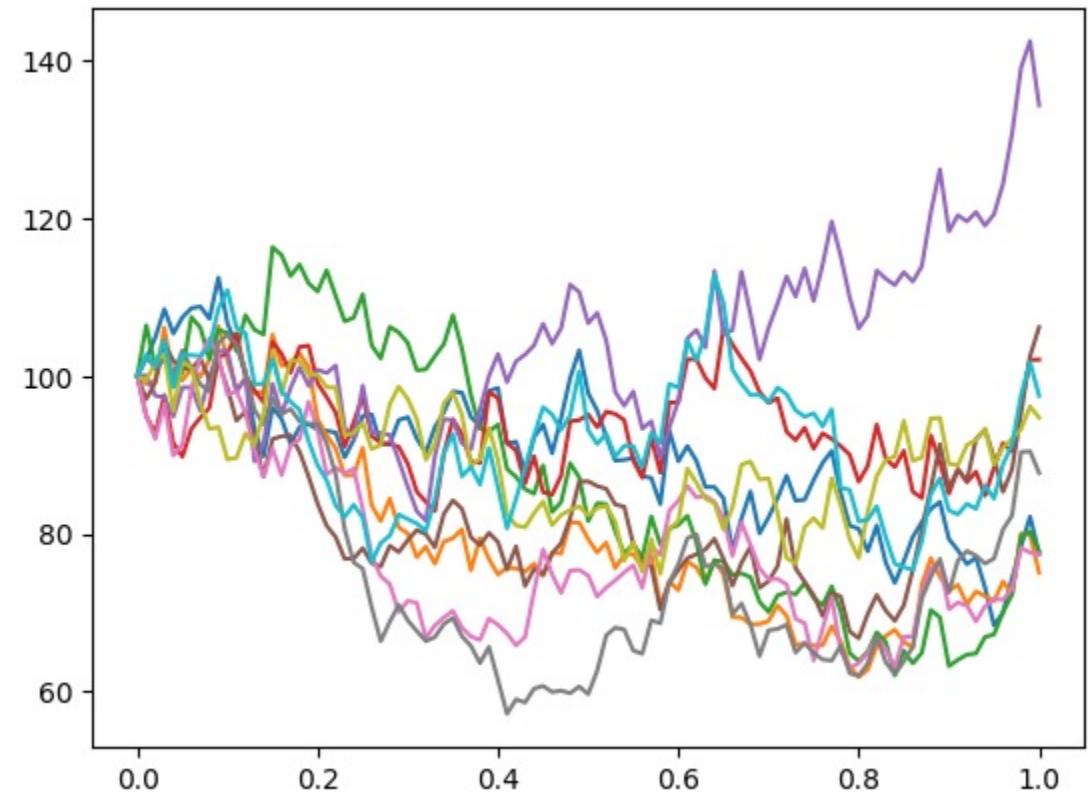
Première modélisation

- $S_t^i = S_0^i e^{-\frac{1}{2}\sigma_i^2 t + \sigma_i W_t^i}$ où W^i mouvement brownien
- Faillite lorsque $S_T^i \leq B$
- (W^1, W^2, \dots, W^N) indépendants
- Calcul théorique possible à partir de la probabilité de faillite d'une entreprise



Ajout d'une corrélation

- $Cov(W_t^1, \dots, W_t^N) = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \dots & \rho \\ \rho & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \rho \\ \rho & \dots & \rho & 1 \end{bmatrix} \cdot t$

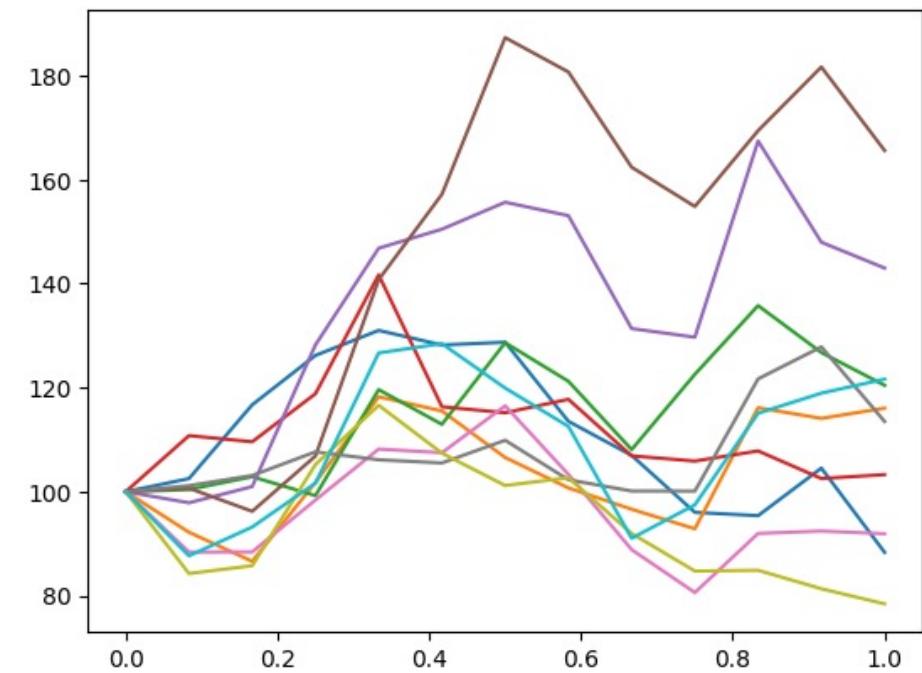


Ajout de plusieurs dates

Faillite lorsque $S_{t_k}^i \leq B$

$(S_{t_k}^i)_{1 \leq i \leq N, 1 \leq k \leq M} = f(\Delta W)$, où $\Delta W \sim \mathcal{N}(0, A)$

$$\text{avec } A = \begin{bmatrix} \Sigma \cdot (t_1 - t_0) & & (0) \\ & \ddots & \\ & & \Sigma \cdot (t_M - t_{M-1}) \end{bmatrix}$$



Méthodes de Monte-Carlo

Monte-Carlo naïf

Présentation de la méthode

Un estimateur naïf de $\mathbb{E}[h(X)]$ (estimateur de Monte-Carlo) :

$$\widehat{\mu}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n h(X_i)$$

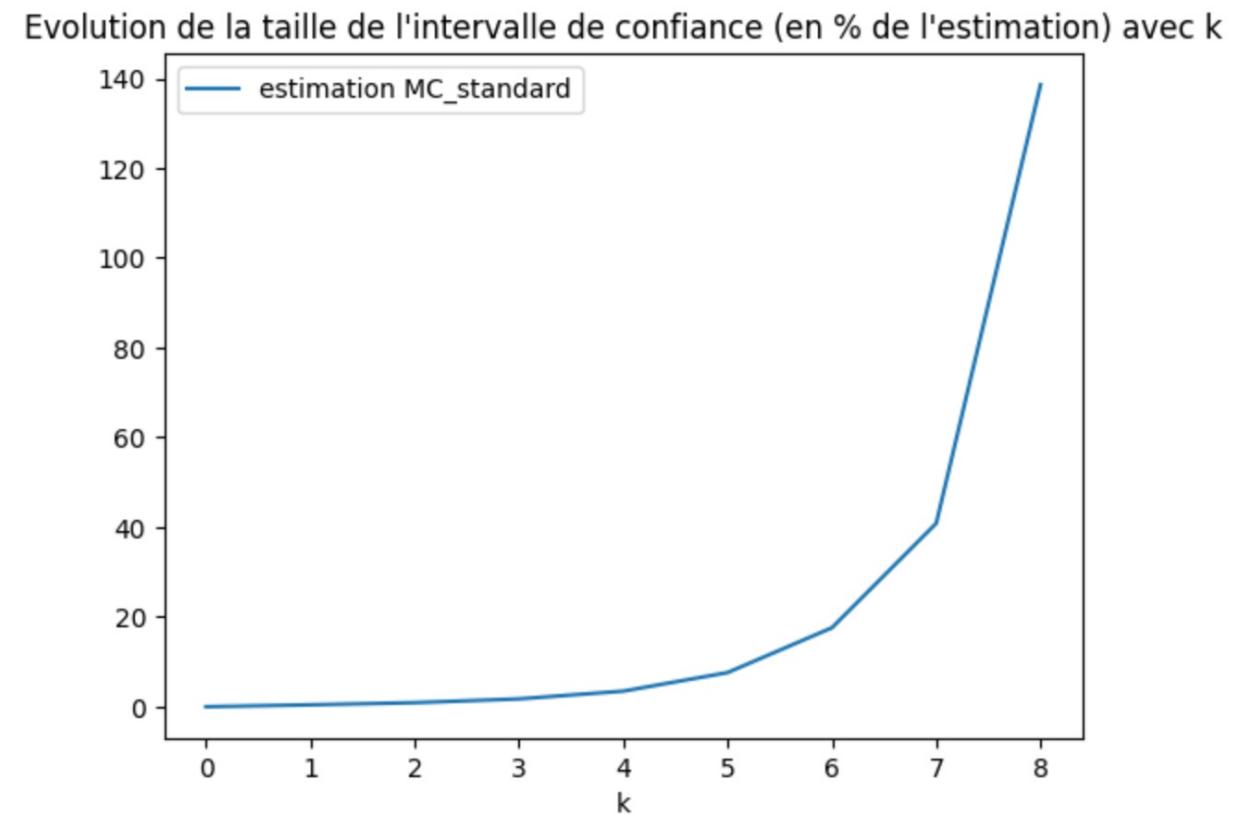
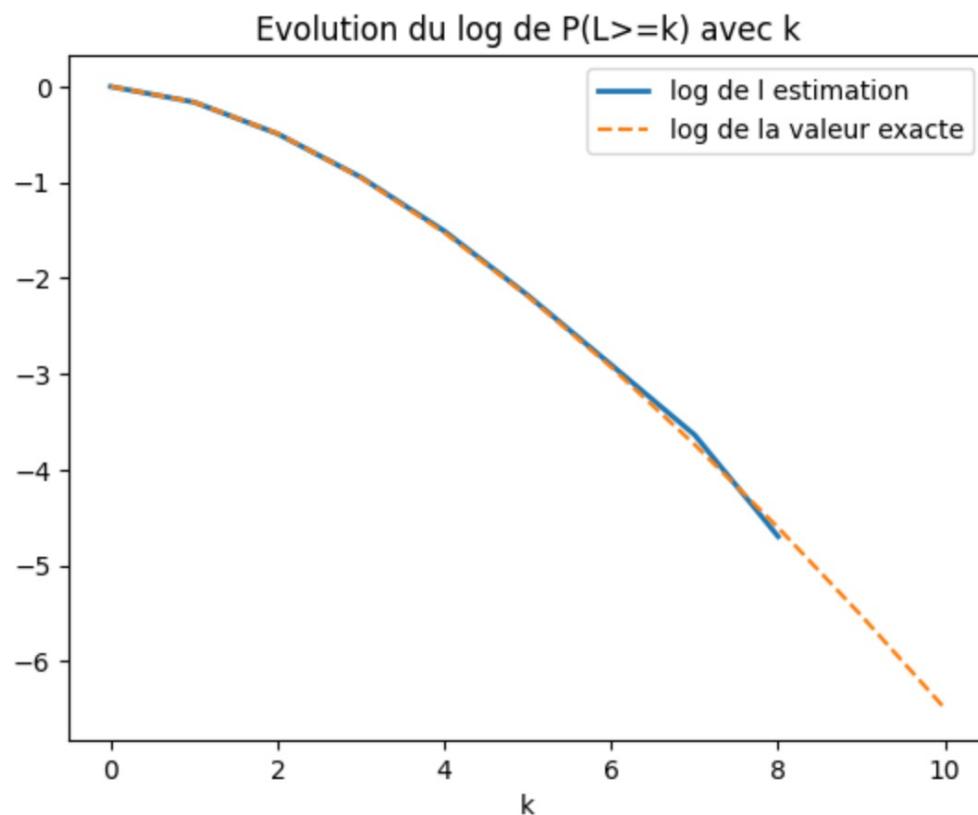
L'erreur relative associée : $1,96 \sqrt{\frac{1-p}{np}}$

Intérêt : Très fiable si $p \ll \frac{1}{n}$ (en pratique $p \leq \frac{1}{10^2 n}$)

Problème : $\widehat{p}_n = 0$ sinon

Résultats de l'implémentation

Pour $n = 10^5$:



Monte-Carlo par échantillonnage d'importance

Présentation de la méthode

$$\mathbb{E}_f[h(X)] = \int_{\Omega} h(x)f(x)\nu(dx) = \int_{\Omega} \frac{h(x)f(x)}{g(x)}g(x)\nu(dx) = \mathbb{E}_g\left[\frac{h(X)f(X)}{g(X)}\right]$$

D'où le nouvel estimateur :

$$\widehat{h}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \frac{h(X_k)f(X_k)}{g(X_k)} \text{ où } (X_k) \text{ i.i.d. suivant } g.\nu$$

Cas où $X \sim \mathcal{N}(0, \Sigma)$: transformation en $X' \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$

$$\mathbb{E}_{(0,\Sigma)}[h(X)] = \mathbb{E}_{(\mu,\Sigma)}\left[h(X')\exp\left(-\mu^T\Sigma^{-1}X' + \frac{1}{2}\mu^T\Sigma^{-1}\mu\right)\right]$$

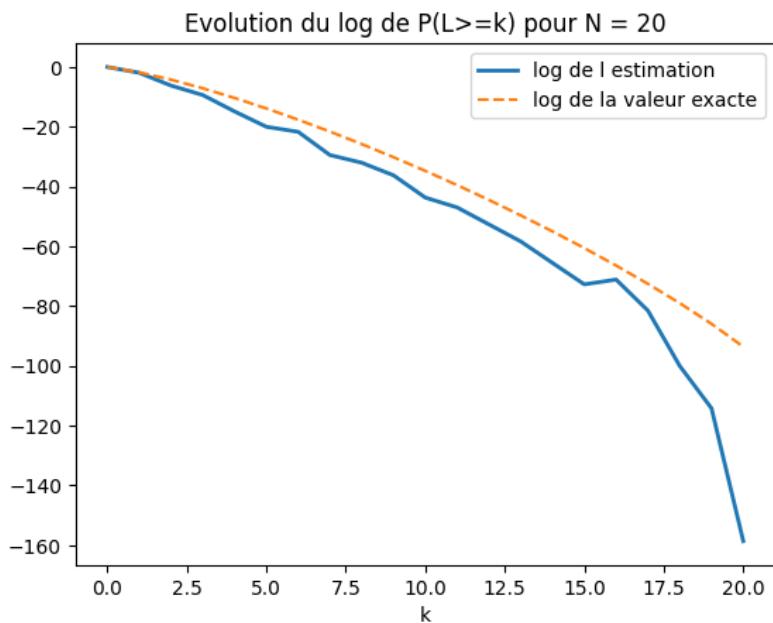
Cas d'un vecteur gaussien

Choix de μ :

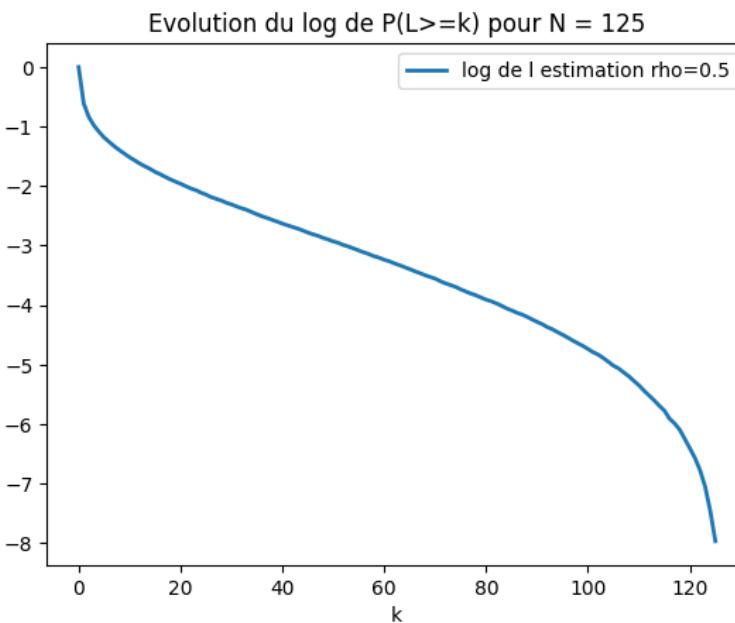
- 1) De telle sorte que la probabilité de faillite soit $\frac{1}{2}$
- 2) De telle sorte que le nombre moyen de faillites soit k
- 3) De telle sorte que le nombre de faillites à chaque t_k soit k

Résultats de l'implémentation

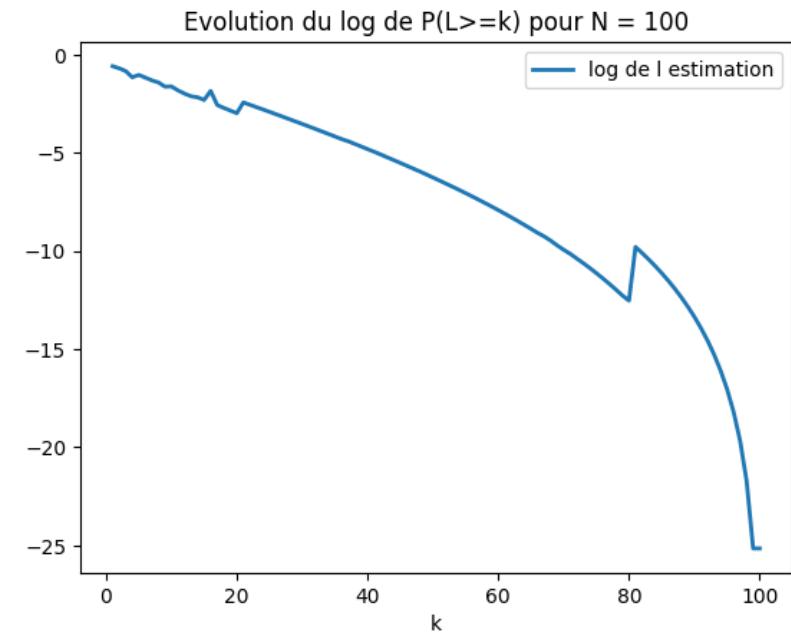
— — — — —



Cas non corrélé



Cas corrélé $\rho = 0.5$



Cas extensions, $N = 100, M = 4$

Problèmes : Explosion de la variance en grande dimension, choix de μ

Méthodes de splitting

Présentation de la méthode

Idée : Calculer $\mathbb{P}(g(X) \geq b)$ par des probabilités conditionnelles

$$\mathbb{P}(g(X) \geq b) = \mathbb{P}(g(X) \geq b_0) \prod_{i=0}^{J-1} \mathbb{P}(g(X) \geq b_{i+1} | g(X) \geq b_i)$$

avec $b_0 = b < b_1 < \dots < b_J = b$

Pour simuler $X | g(X) \geq b_i$:

(X_k) chaîne de Markov telle que $\begin{cases} X_{k+1} = aX_k + \sqrt{1-a^2}Y_k & \text{si } g(aX_k + \sqrt{1-a^2}Y_k) \geq b_i \\ X_{k+1} = X_k & \text{sinon} \end{cases}$

Par le théorème ergodique : $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbf{1}_{g(X_k) \geq b_{i+1}}$ estimateur de $\mathbb{P}(g(X) \geq b_{i+1} | g(X) \geq b_i)$

Splitting selon k

Présentation de la méthode

$$\mathbb{P}(L \geq k) = \prod_{i=0}^{J-1} \mathbb{P}(L \geq k_{i+1} | L \geq k_i)$$

avec $k_0 = 0 < k_1 < \dots < k_J = k$

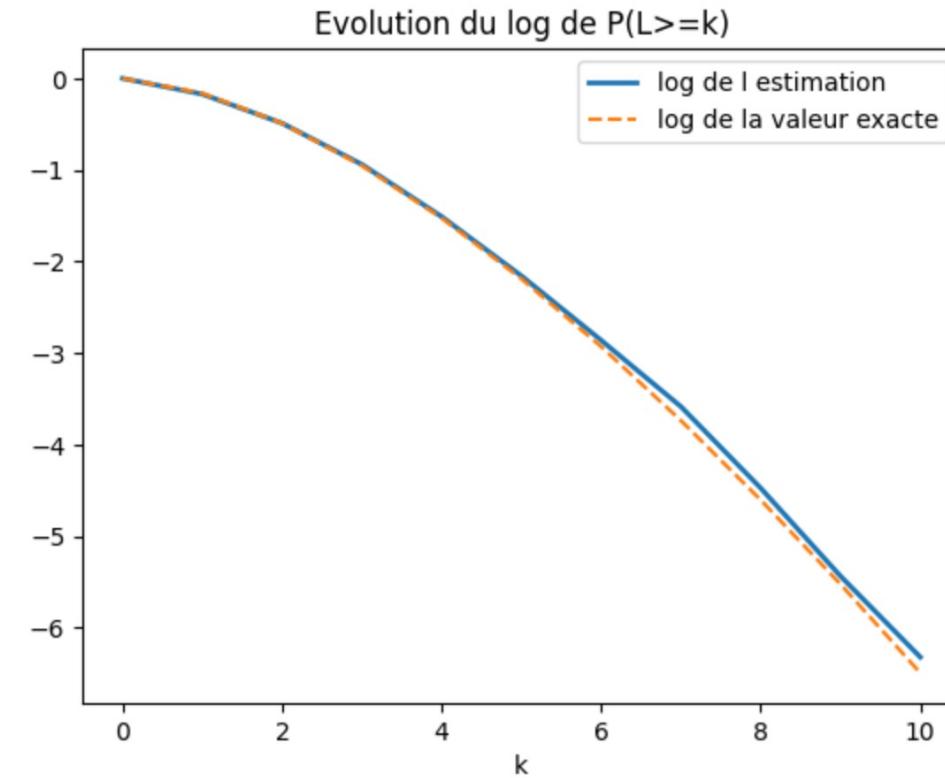
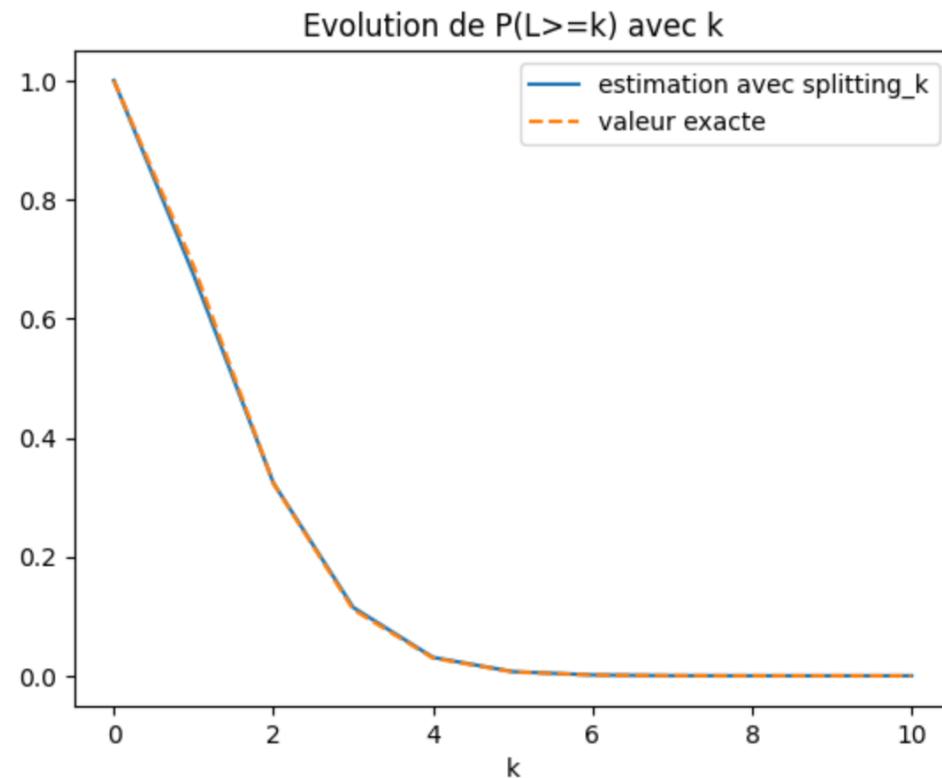
Avantage : Calcul de tous les $\mathbb{P}(L \geq k)$ en une fois

Problème : $\{k_i$ possibles $\}$ n'est pas dense

$\mathbb{P}(L \geq k_{i+1} | L \geq k_i)$ majorée par $\mathbb{P}(L \geq k_i + 1 | L \geq k_i)$

Résultats de l'implémentation

Pour $n = 10^4$ (longueur de la chaîne de Markov) et $a = 0,8$:



Splitting selon B

Présentation de la méthode

Pour k fixé : $g_k(X) = X^{(k)}$ (k -ème min) où $X^{(1)} \leq \dots \leq X^{(N)}$

$$\mathbb{P}(g_k(X) \leq B) = \prod_{i=0}^{J-1} \mathbb{P}(g_k(X) \leq B_{i+1} | g_k(X) \leq B_i)$$

avec $B_0 = +\infty > B_1 > \dots > B_J = B$

Avantage : $\{B_i \text{ possibles}\} = [B, +\infty[$ est dense

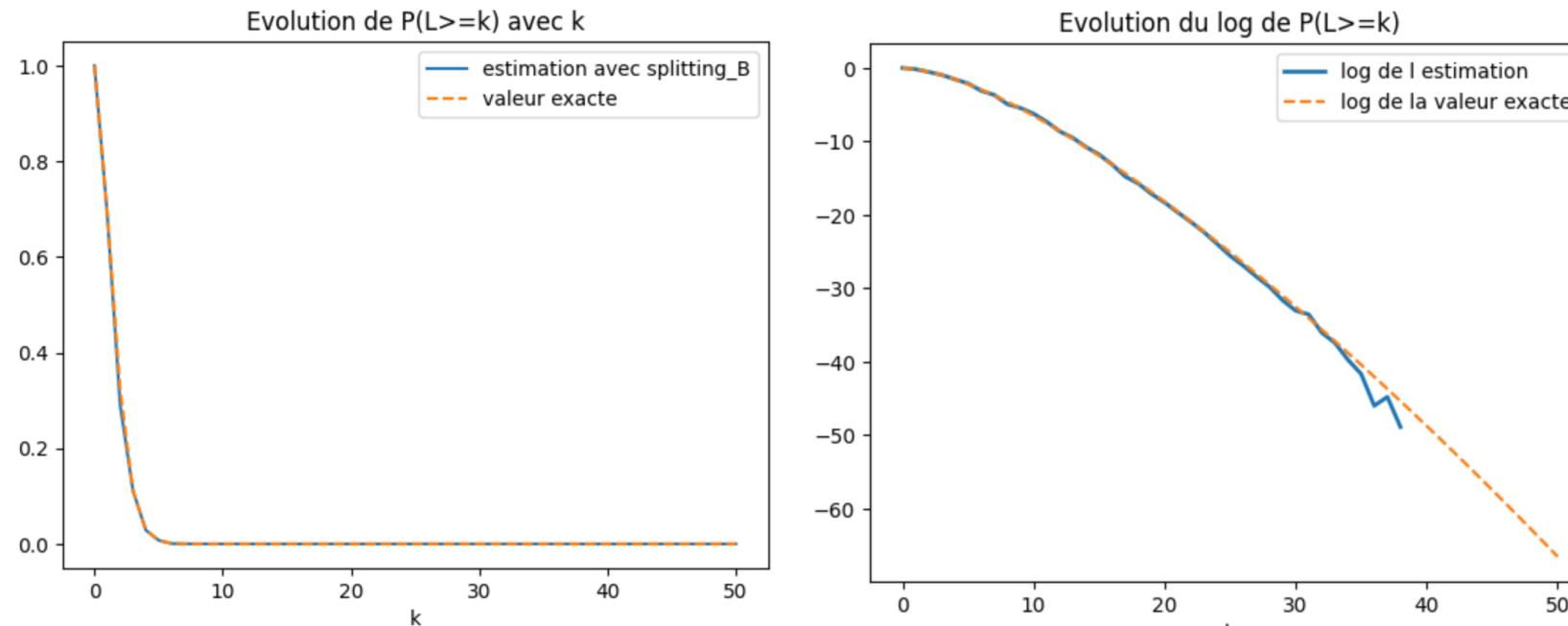
$\mathbb{P}(g_k(X) \geq B_{i+1} | g_k(X) \geq B_i)$ n'est pas majoré

Pour construire $\{B_i\}$: on cherche $\mathbb{P}(g_k(X) \leq B_{i+1} | g_k(X) \leq B_i) \approx 10^{-1}$

Désavantage : dépendance en k de $\{B_i\}$

Résultats de l'implémentation

Pour $n = 10^4$ (longueur de la chaîne de Markov) et $a = 0,99$:



Remarques :

Faible précision même pour k faible

Reste une bonne approximation jusqu'à $p = 10^{-45}$

Échoue vite lorsque a décroît

Adaptative Multilevel Splitting

Algorithme

Algorithm 1: Algorithme de la dernière particule pour estimer $\mathbb{P}(S(X) < B)$

Entrée: Nombre de particules n

Sortie : Estimation de $\mathbb{P}(S(X) < B)$

Générer n copies indépendantes (X_1, \dots, X_n) selon la loi de X

repeat

 Calculer $L = \min(S(X_1), \dots, S(X_n))$

for $j = 1$ **to** n **do**

if $S(X_j) = L$ **then**

 Remplacer X_j par X^* indépendant de (X_1, \dots, X_n) tel que

$X^* \sim \mathcal{L}(X | S(X) < L)$

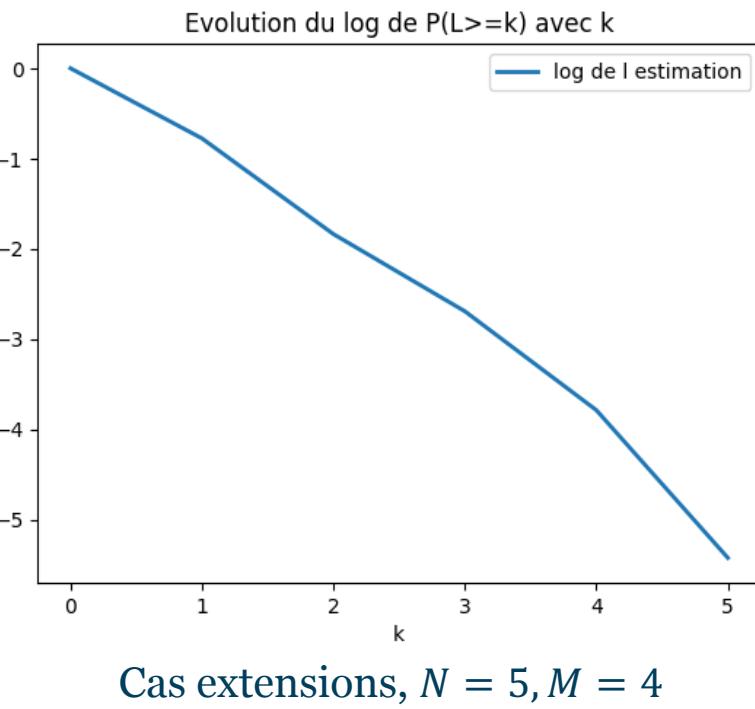
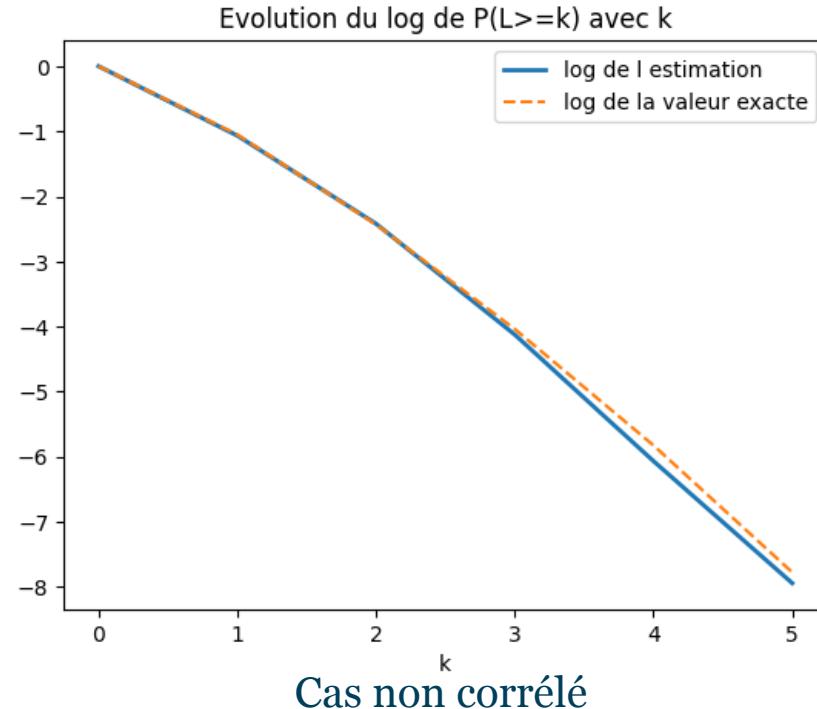
end

end

until $L < B$;

return $(1 - \frac{1}{n})^{J_n}$ où J_n est le nombre d'itérations;

Résultats de l'implémentation



Problèmes : Temps de calcul très long qui empêche de calculer pour beaucoup de valeurs/particules

Conclusion

Conclusion

	Avantages	Inconvénients
MC naïf	Fiabilité pour p élevé, Rapidité, Implémentation simple	Non fiable pour p faible
MC importance	Rapidité, Flexibilité	Choix du changement loi complexe
Splitting	Fiable pour p faible	Temps de calcul, Absence de résultats théoriques
AMS	Fiable	Très couteux en temps et en espace, Problème d'indépendance en pratique

Conclusion

- *Augmentation nette des temps de calcul et des variances avec l'ajout de dimensions*
- *Se ramener à calculer des probabilités plus élevées*
- *Choix minutieux et compliqué des hyperparamètres*

Merci



INSTITUT
POLYTECHNIQUE
DE PARIS