



Robust Adaptive Importance Sampling for Normal Random Vectors

Corvisier Jean-Christophe, OREISTEIN Pierre

January 10, 2019

Introduction

- **Article**

Benjamin Jourdain et Jérôme Lelong.

Robust Adaptive Importance Sampling for Normal Random Vectors, 2008.

- **Contexte**

Calcul de $\mathbb{E}[f(G)]$ avec $G = (G_1, \dots, G_d)$ un vecteur normal de dimension d et $f : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ une fonction mesurable et intégrable pour G .

- **Motivations**

Utile en mathématiques financières: correspond au le calcul du prix d'une option européenne dans le modèle de Black-Scholes avec f le payoff.

- **Proposition du papier**

Proposition d'une méthode de Monte-Carlo adaptatif robuste, efficace et automatique.

Hypothèses & Premiers Résultats

- **Hypothèses :**

- La variable aléatoire non nulle: $\mathbb{P}(f(G) \neq 0) > 0$
- La variable aléatoire est légèrement plus que de carré intégrable:

$$\forall \theta \in \mathbb{R}^d, \mathbb{E}[f^2(G)e^{-\theta \cdot G}] < +\infty \quad (1)$$

Hypothèses & Premiers Résultats

- **Hypothèses :**

- La variable aléatoire non nulle: $\mathbb{P}(f(G) \neq 0) > 0$
- La variable aléatoire est légèrement plus que de carré intégrable:

$$\forall \theta \in \mathbb{R}^d, \mathbb{E}[f^2(G)e^{-\theta \cdot G}] < +\infty \quad (1)$$

- **Transformation :**

- Pour toute fonction intégrable, on a:

$$\forall \theta \in \mathbb{R}^d, \mathbb{E}[h(G)] = \mathbb{E} \left[h(G + \theta) e^{-\theta \cdot G - \frac{|\theta|^2}{2}} \right] \quad (2)$$

Hypothèses & Premiers Résultats

- **Hypothèses :**

- La variable aléatoire non nulle: $\mathbb{P}(f(G) \neq 0) > 0$
- La variable aléatoire est légèrement plus que de carré intégrable:

$$\forall \theta \in \mathbb{R}^d, \mathbb{E}[f^2(G)e^{-\theta \cdot G}] < +\infty \quad (1)$$

- **Transformation :**

- Pour toute fonction intégrable, on a:

$$\forall \theta \in \mathbb{R}^d, \mathbb{E}[h(G)] = \mathbb{E} \left[h(G + \theta) e^{-\theta \cdot G - \frac{|\theta|^2}{2}} \right] \quad (2)$$

- **Premiers Résultats :**

- $\mathbb{E}[f(G)] = \mathbb{E} \left[f(G + \theta) e^{-\theta \cdot G - \frac{|\theta|^2}{2}} \right] \implies \text{Nouvel estimateur}$

Hypothèses & Premiers Résultats

- **Hypothèses :**

- La variable aléatoire non nulle: $\mathbb{P}(f(G) \neq 0) > 0$
- La variable aléatoire est légèrement plus que de carré intégrable:

$$\forall \theta \in \mathbb{R}^d, \mathbb{E}[f^2(G)e^{-\theta \cdot G}] < +\infty \quad (1)$$

- **Transformation :**

- Pour toute fonction intégrable, on a:

$$\forall \theta \in \mathbb{R}^d, \mathbb{E}[h(G)] = \mathbb{E} \left[h(G + \theta) e^{-\theta \cdot G - \frac{|\theta|^2}{2}} \right] \quad (2)$$

- **Premiers Résultats :**

- $\mathbb{E}[f(G)] = \mathbb{E} \left[f(G + \theta) e^{-\theta \cdot G - \frac{|\theta|^2}{2}} \right] \implies \text{Nouvel estimateur}$
- $\text{Var}[f(G + \theta) e^{-\theta \cdot G - \frac{|\theta|^2}{2}}] = \underbrace{\mathbb{E} \left[f^2(G) e^{-\theta \cdot G - \frac{|\theta|^2}{2}} \right]}_{= \nu^f(\theta)} - \mathbb{E}[f(G)]^2$

- **Estimateurs :**

- $(G_i)_{i \leq 1}$ une séquence i.i.d. de gaussiennes centrées de dimension d .
- Nouvel estimateur non biaisé et convergent de $\mathbb{E}[f(G)]$:

$$M_n(\theta, f) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(G_i + \theta) e^{-\theta \cdot G_i - \frac{|\theta|^2}{2}}$$

- Variance de l'estimateur:

$$n \operatorname{Var}[M_n(\theta, f)] = \nu^f(\theta) - \mathbb{E}[f(G)]^2$$

- **Estimateurs :**

- $(G_i)_{i \leq 1}$ une séquence i.i.d. de gaussiennes centrées de dimension d .
- Nouvel estimateur non biaisé et convergent de $\mathbb{E}[f(G)]$:

$$M_n(\theta, f) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(G_i + \theta) e^{-\theta \cdot G_i - \frac{|\theta|^2}{2}}$$

- Variance de l'estimateur:

$$n \operatorname{Var}[M_n(\theta, f)] = \nu^f(\theta) - \mathbb{E}[f(G)]^2$$

- **Objectif :**

- On cherche θ_*^f qui minimise la variance. *Je*, trouver θ_*^f solution de :

$$\nabla_{\theta} \nu^f(\theta) = \mathbb{E} \left[(\theta - G) f(G + \theta) e^{-\theta \cdot G + \frac{|\theta|^2}{2}} \right] = 0$$

État de l'art

- État de l'art :

- [Arouna, 2004] utilise l'algorithme de Robbins-Monro tronqué pour approximer θ_*^f .

Problèmes : Difficulté dans le choix de la séquence de sous espaces compacts pour les variables aléatoires tronquées.

État de l'art

- État de l'art :

- [Arouna, 2004] utilise l'algorithme de Robbins-Monro tronqué pour approximer θ_*^f .

Problèmes : Difficulté dans le choix de la séquence de sous espaces compacts pour les variables aléatoires tronquées.

- [Lemaire and Pagès, 2008] utilisation l'algorithme de Robbins-Monro pour caractériser θ_*^f comme solution de

$$\nabla_{\theta} \nu^f(\theta) = e^{|\theta|^2} \mathbb{E} [(2\theta - G) f^2(G - \theta)] = 0.$$

Problèmes : f doit satisfaire une hypothèse de croissance exponentielle à l'infini.

\implies Dans les deux cas nécessité d'optimiser la séquence des gains de l'algorithme de Robbins-Monro

État de l'art

- État de l'art :

- [Arouna, 2004] utilise l'algorithme de Robbins-Monro tronqué pour approximer θ_*^f .

Problèmes : Difficulté dans le choix de la séquence de sous espaces compacts pour les variables aléatoires tronquées.

- [Lemaire and Pagès, 2008] utilisation l'algorithme de Robbins-Monro pour caractériser θ_*^f comme solution de
$$\nabla_{\theta} \nu^f(\theta) = e^{|\theta|^2} \mathbb{E} [(2\theta - G)f^2(G - \theta)] = 0.$$

Problèmes : f doit satisfaire une hypothèse de croissance exponentielle à l'infini.

\implies Dans les deux cas nécessité d'optimiser la séquence des gains de l'algorithme de Robbins-Monro

- [Kim and Henderson, 2007] En deux étapes: 1) Newton sur la variance empirique pour estimer θ_*^f . 2) Estime $\mathbb{E}[f(G)]$ avec de nouveaux samples.

Problème : Utilise des samples de G différents aux deux étapes.

- **Estimation de θ_*^f :**

Approximation par θ_n^f , via procédure de Newton, minimisant :

$$\nu_n^f(\theta) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f^2(G_i) e^{-\theta \cdot G_i + \frac{|\theta|^2}{2}}$$

- **Estimation de θ_*^f :**

Approximation par θ_n^f , via procédure de Newton, minimisant :

$$\nu_n^f(\theta) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f^2(G_i) e^{-\theta \cdot G_i + \frac{|\theta|^2}{2}}$$

- **Estimation de $\mathbb{E}[f(G)]$:**

Approximation par $M_n(\theta_n^f, f)$

\Rightarrow Utilisation des mêmes samples G_i pour ces deux approximations

- **Estimation de θ_*^f :**

Approximation par θ_n^f , via procédure de Newton, minimisant :

$$\nu_n^f(\theta) \stackrel{\text{def}}{=} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f^2(G_i) e^{-\theta \cdot G_i + \frac{|\theta|^2}{2}}$$

- **Estimation de $\mathbb{E}[f(G)]$:**

Approximation par $M_n(\theta_n^f, f)$

⇒ Utilisation des mêmes samples G_i pour ces deux approximations

- **Principales Contributions :**

- Convergence p.s. de θ_n^f vers θ_*^f et de $\nu_n^f(\theta_n^f)$ vers $\nu^f(\theta_*^f)$
- Convergence p.s. de $M_n(\theta_n^f, f)$ vers $\mathbb{E}[f(G)]$

Quelques détails sur les preuves

- **Preuve de la convergence de θ_n^f :**

- ① Preuve que ν^f est \mathcal{C}^∞ (via TCD)
- ② Preuve que ν^f est fortement convexe. (Hypothèse 1)
- ③ Lemme [*Ledoux and Talagrand, 1991*] sur la convergence de la moyenne empirique de fonctions mesurables et intégrables.

Quelques détails sur les preuves

- **Preuve de la convergence de θ_n^f :**

- ① Preuve que ν^f est \mathcal{C}^∞ (via TCD)
- ② Preuve que ν^f est fortement convexe. (Hypothèse 1)
- ③ Lemme [*Ledoux and Talagrand, 1991*] sur la convergence de la moyenne empirique de fonctions mesurables et intégrables.

- **Preuve de la convergence de $M_n(\theta_n^f, f)$:**

- ① Convergence de θ_n^f vers θ^* (résultat précédent)
- ② Utilisation du Lemme [*Ledoux et Talagrand, 1991*] pour prouver la convergence local uniforme de $\theta \rightarrow M_n(f, \theta)$ vers $\mathbb{E}(f(G))$

Quelques détails sur les preuves

• Preuve d'un TCL :

- 1 Changement de variable : $\theta_n^f = \mathcal{A}\nu_n^f$ avec \mathcal{A} une matrice de taille $d \times d'$ (et de rang d' avec $d' \leq d$)

- 2 Introduction d'un ensemble de fonctions

$$\mathcal{H}_\alpha = \left\{ g : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R} \text{ s.t. : } \exists \beta \in [0, 2), \lambda \geq 0, \forall x, |g(x)| \leq \lambda * e^{|x|^\beta}, \right. \\ \left. \forall x, y, |g(x) - g(y)| \leq \lambda e^{\max(|x|^\beta, |y|^\beta)} |x - y|^\alpha \right\}$$

- 3 On considère une décomposition $f = f_1 + f_2$ avec f_1 de classe \mathcal{C}^1 et f_2 dans l'ensemble \mathcal{H}_α avec $\alpha \in (\frac{\sqrt{d'^2 + 8d^2} - d'}{4}, 1]$

- 4 Preuve de la convergence en probabilité des $\sqrt{n}(M_n(\theta_n^{f, \mathcal{A}}, f_i) - M_n(\theta_*^{f, \mathcal{A}}, f_i))$ vers 0.

- 5 Par théorème centrale limite, convergence en loi de

$$\sqrt{n}(M_n(\theta_n^{f, \mathcal{A}}, f_i) - \mathbb{E}(f(G))) \text{ vers } \mathcal{N}_1(0, \text{Var}(f(G + \theta_*^{f, \mathcal{A}})e^{-\theta_* \cdot G - \frac{\|\theta_*\|^2}{2}}))$$

Évaluation sur un modèle de Black-Scholes

- **Dynamique du modèle de Black-Scholes**

On considère la dynamique suivante :

$$dS_t^i = S_t^i(rdt + \sigma^i dW_t^i) \quad S_0 = (S_0^1, \dots, S_0^d)$$

Où $W = (W^1, \dots, W^d)$ est un mouvement Brownien standard.

- **Matrice de Covariance entre les mouvements browniens**

Pour l'expérience on assume une matrice de covariance de la forme :

$$\langle W_t^i, W_t^j \rangle = \rho t \mathbb{1}_{\{i \neq j\}} + t \mathbb{1}_{\{i=j\}}$$

- **Fonction de payoff :**

$$f(G) = e^{-rT} \left(\sum_{i=1}^d \omega^i S_T^i(G) - K \right)_+$$

Résultats expérimentaux

- Données :

$d = 40, r = 0.05, T = 1, S_0^i = 50, \sigma^i = 0.2, \omega^i = 1/d, \forall i = 1, \dots, d$, et $N = 100$.

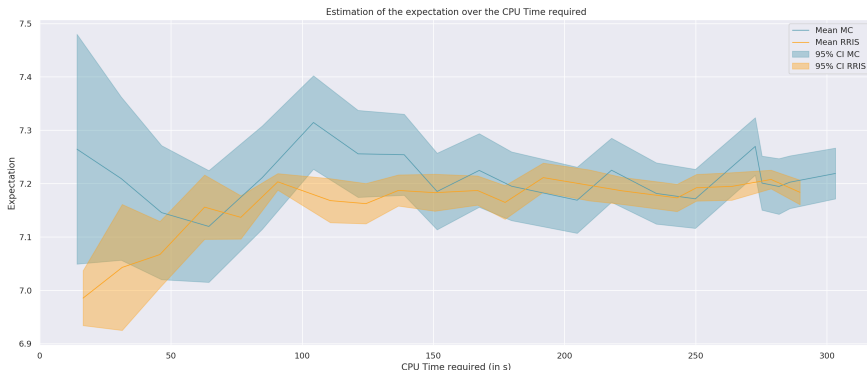


Figure: Approximation du prix et intervalle de confiance à 95% avec une méthode de Monte-Carlo classique (en bleu) et approximation via l'algorithme RRIS proposé (en orange)

Questions ...