# Principe des méthodes de Monte Carlo

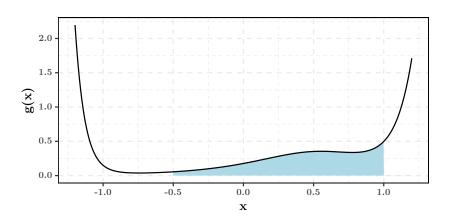
Pierre Gloaguen

22/03/2020

Soit g une fonction sur  $\mathbb{R}$  et a < b deux réels.

Supposons que l'on souhaite calculer une intégrale (finie) du type

$$I = \int_{a}^{b} g(x) dx$$



$$I = \int_a^b g(x) dx$$

$$I = \int_{a}^{b} g(x) dx$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \underbrace{(b-a)g(x)}_{b-a} \underbrace{\mathbf{1}_{a \le x \le b}}_{b-a} dx$$

$$I = \int_{a}^{b} g(x) dx$$

$$= \int_{\mathbb{R}} (b-a)g(x) \frac{1_{a \le x \le b}}{b-a} dx$$

$$= \mathbb{E}[\varphi(X)], \text{ où } X \sim \mathcal{U}[a,b].$$

$$I = \int_{a}^{b} g(x) dx$$

$$= \int_{\mathbb{R}} (b - a)g(x) \frac{1_{a \le x \le b}}{b - a} dx$$

$$= \mathbb{E}[\varphi(X)], \text{ où } X \sim \mathcal{U}[a, b].$$

#### Estimateur de Monte Carlo

On fixe un entier M > 0. On simule un échantillon  $X_1, \ldots, X_M$  selon  $X \sim \mathcal{U}[a, b]$ , on pose alors l'estimateur:

$$\hat{I}_M = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M \varphi(X_k)$$

$$I = \int_{a}^{b} g(x) dx$$

$$= \int_{\mathbb{R}} (b - a)g(x) \frac{1_{a \le x \le b}}{b - a} dx$$

$$= \mathbb{E}[\varphi(X)], \text{ où } X \sim \mathcal{U}[a, b].$$

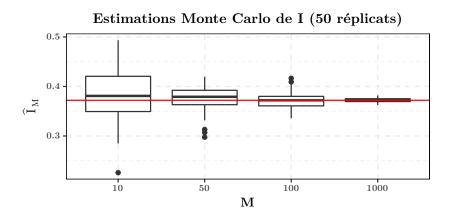
#### Estimateur de Monte Carlo

On fixe un entier M > 0. On simule un échantillon  $X_1, \ldots, X_M$  selon  $X \sim \mathcal{U}[a, b]$ , on pose alors l'estimateur:

$$\hat{I}_M = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M \varphi(X_k)$$

### Remarques

- ► *M* est appelé **effort de Monte Carlo**;
- ▶ On suppose pour le moment qu'on sait simuler selon  $\mathcal{U}[a,b]$ ;
- L'estimateur de / est une variable aléatoire.



# Cas générique

On veut calculer une intégrale

$$I = \int_{\mathbb{R}^d} \varphi(x) f(x) \mathrm{d}x$$

où f est une fonction positive, telle que  $\int_{\mathbb{R}^d} f(x) \mathrm{d}x = 1$ , alors on se sert du fait que

$$I = \mathbb{E}[\varphi(X)]$$

où X est une variable aléatoire de densité f.

#### Estimateur de Monte Carlo

On fixe un entier M > 0. On simule un échantillon  $X_1, \ldots, X_N$  selon  $X \sim f(\cdot)$ , on pose alors l'estimateur:

$$\hat{I}_{N} = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^{M} \varphi(X_{k})$$

### Pourquoi?

Les  $\varphi(X_1), \ldots, \varphi(X_N)$  sont des variables aléatoires i.i.d. d'espérance  $\mathbb{E}[\varphi(X)]$  finie, avec  $X \sim f(\cdot)$ .

### Pourquoi?

Les  $\varphi(X_1), \ldots, \varphi(X_N)$  sont des variables aléatoires i.i.d. d'espérance  $\mathbb{E}[\varphi(X)]$  finie, avec  $X \sim f(\cdot)$ .

Loi des grands nombres:

$$\frac{\varphi(X_1)+\cdots+\varphi(X_N)}{M} \xrightarrow[M\to\infty]{\text{p.s.}} \mathbb{E}[\varphi(X)]$$

### Propriétés

### Sans biais

$$\mathbb{E}[\hat{I}_N] = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^{M} \mathbb{E}[\varphi(X_k)] \stackrel{\text{id. distrib}}{=} \mathbb{E}[\varphi(X)] = I$$

# Propriétés

### Sans biais

$$\mathbb{E}[\hat{I}_N] = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^{M} \mathbb{E}[\varphi(X_k)]^{\text{id.}} \stackrel{\text{distrib}}{=} \mathbb{E}[\varphi(X)] = I$$

**Variance** Si  $\mathbb{V}[\varphi(X)] < \infty$ 

$$\mathbb{V}[\hat{I}_N] \stackrel{\text{ind.}}{=} \frac{1}{M^2} \sum_{k=1}^M \mathbb{V}[\varphi(X_k)] \stackrel{\text{id. distrib}}{=} \frac{1}{M} \mathbb{V}[\varphi(X)]$$

# Propriétés

#### Sans biais

$$\mathbb{E}[\hat{I}_N] = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^{M} \mathbb{E}[\varphi(X_k)]^{\text{id. distrib}} \mathbb{E}[\varphi(X)] = I$$

**Variance** Si  $\mathbb{V}[\varphi(X)] < \infty$ 

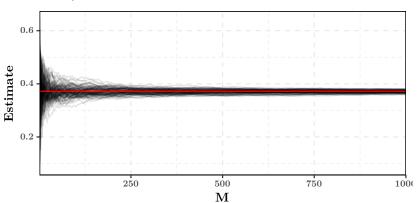
$$\mathbb{V}[\hat{I}_N] \stackrel{\text{ind.}}{=} \frac{1}{M^2} \sum_{k=1}^M \mathbb{V}[\varphi(X_k)] \stackrel{\text{id. distrib}}{=} \frac{1}{M} \mathbb{V}[\varphi(X)]$$

Loi La loi des grands nombres nous donne la loi asymptotique

$$\sqrt{M}\left(\hat{I}_N-I\right) \xrightarrow[M\to\infty]{\text{Loi}} \mathcal{N}(0,\mathbb{V}[\varphi(X)])$$

### Loi de l'estimateur

▶ 100 réplicats d'échantillons Monte Carlo de taille M = 1000.



### Intervalle de confiance

On note

$$\sigma^2 = \mathbb{V}[\varphi(X)].$$

Ainsi, en notant  $z_{\alpha}$  le quantile d'ordre  $\alpha \in ]0,1[$  de la loi  $\mathcal{N}(0,1)$ , si on définit l'intervalle aléatoire

$$J_{M} = \left[\hat{I}_{M} - z_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma^{2}}{M}}; \hat{I}_{M} + z_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma^{2}}{M}}\right]$$

Alors,

$$\mathbb{P}(J_M\ni I)\underset{M\to\infty}{\longrightarrow} 1-\alpha$$

 $J_M$  est donc un intervalle de confiance asymptotique au niveau 1 -  $\alpha$  pour la valeur de I.

# Intervalle de confiance (2)

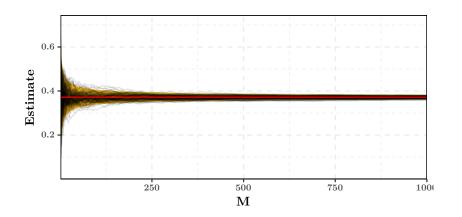
En pratique cependant, cet intervalle n'est pas calculable car  $\sigma^2$  est inconnu

On dispose cependant d'un estimateur consistant de  $\sigma^2$  donné par

$$\hat{\sigma}_M^2 = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^{M} \left( \varphi(X_k) - \hat{I}_M \right)^2$$

- ▶ Dans l'expression précédente, on remplace  $\sigma^2$  par son estimateur.
- Le lemme de Slutski nous assure que les propriétés de J<sub>M</sub> restent vraies.

# Intervalle de confiance (3)



# Comparaison avec l'intégration numérique

L'objectif présenté ici est de calculer, en dimension d, une intégrale:

$$\int_{\mathbb{R}^d} g(x) \mathrm{d}x$$

- Calcul possible par méthode numérique (méthode des cubes).

# Comparaison avec l'intégration numérique

L'objectif présenté ici est de calculer, en dimension d, une intégrale:

$$\int_{\mathbb{R}^d} g(x) \mathrm{d}x$$

- Calcul possible par méthode numérique (méthode des cubes).
  - ▶ Intégration numérique: Pour une fonction g de classe  $C^s$ , l'erreur est de l'ordre  $\frac{1}{M^{\frac{s}{d}}}$  (où M est le nombre d'évaluations de la fonction).
    - ▶ Il faut connaître la régularité de g!
    - L'erreur augmente avec la dimension.

# Comparaison avec l'intégration numérique

L'objectif présenté ici est de calculer, en dimension d, une intégrale:

$$\int_{\mathbb{R}^d} g(x) \mathrm{d}x$$

- Calcul possible par méthode numérique (méthode des cubes).
  - ▶ Intégration numérique: Pour une fonction g de classe  $C^s$ , l'erreur est de l'ordre  $\frac{1}{M^{\frac{s}{d}}}$  (où M est le nombre d'évaluations de la fonction).
    - ▶ Il faut connaître la régularité de g!
    - L'erreur augmente avec la dimension.
  - ▶ **Méthodes Monte Carlo:** Pour les méthodes de Monte Carlo, l'écart type de l'erreur est de l'ordre  $\frac{1}{M^{\frac{1}{2}}}$ .
    - ▶ Indépendamment de la régularité de g!
    - ▶ Indépendamment de la dimension!

Ainsi, ces méthodes deviennent vite avantageuses quand d est grand.