# Méthodes de Monte Carlo - Projet

## stoehr@ceremade.dauphine.fr

- À rendre avant le 28 décembre 2020. Chaque jour de retard sera pénalisé d'un point.
- R est le seul langage autorisé. Les questions nécessitant un code R sont indiquées par le symbole .
- Le rapport (nom du fichier: numero\_groupe\_rapport\_noms)
  - à rendre au format **.pdf** et doit contenir vos réponses et commentaires. Une rédaction soignée est attendue. Il est important de justifier/commenter les résultats théoriques et numériques
  - Pour intégrer tout ou partie de votre code et des sorties dans votre rapport, vous pouvez utiliser les outils dédiés : Notebook, Rmarkdown ou 上下X+ knitr. En revanche, il est interdit de copier-coller du code brut dans le corps du texte.
  - o Les graphiques doivent être soigneusement annotés et présentés (titre, couleur, légendes, ...).
- Une version du code pouvant être testée doit être fournie (même nom de fichier). Ce code doit
  - s'exécuter sans erreurs et permettre de reproduire l'intégralité des résultats présentés dans le rapport.
     Vous préciserez la graine utilisée pour les résultats obtenus.
  - o être bien commenté. Il est possible qu'une explication orale vous soit demandée.
  - o utiliser autant que possible les spécificités du language (bonus pour les codes les plus efficaces).

**Exercice 1**. Soit f une densité de  $\mathbb{R}^2$  définie pour  $(x, y) \in \mathbb{R}^2$  par  $f(x, y) = a\psi(x, y)$  avec  $a \in \mathbb{R}^*_+$  et

$$\psi(x,y) = \left[ \left| \sin \left( \frac{2}{\pi} x^2 - \frac{\pi}{4} \right) \right| + 4 \cos(x)^2 + y^4 \right] e^{-2(x+|y|)} \mathbb{1}_{\{x \in [-\pi/2,\pi/2]\}} \mathbb{1}_{\{y \in [-1,1]\}}.$$

Pour (X, Y) de densité f, l'objectif est d'estimer  $f_X$  la densité marginale de X.

**Contrainte.** Les générateurs runif et rexp peuvent être utilisés directement. Les autres générateurs de variables aléatoires doivent être démontrés et codés en conséquence.

## Simulation suivant la densité f

1. Montrer que pour simuler suivant f, il n'est pas nécessaire de connaître a et il suffit de trouver une constante  $m \in \mathbb{R}_+^*$  et une densité g pour laquelle on dispose d'un générateur aléatoire telles que

$$\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2, \quad \psi(x, y) \le mg(x, y). \tag{1}$$

Trouver alors m et g qui satisfont (1).

Dans la suite, on désigne par ratio d'acceptation, la fonction définie pour  $(x, y) \in \text{supp}(g)$  par

$$\rho(x,y) = \frac{\psi(x,y)}{mg(x,y)}.$$

**2.** ( $\spadesuit$ ) Coder les fonctions rgen\_g(n) qui simule n réalisations suivant la densité g et rgen\_f qui retourne n réalisations suivant la densité f ainsi que toutes les valeurs du ratio d'acceptation utilisées

pour obtenir ces réalisations.

3. (♠) Simuler un échantillon z de taille n=10000 suivant f à l'aide de la fonction rgen\_f. Auto-évaluer votre solution à l'aide du tableau suivant.  $n_t$  désigne le nombre moyen de simulations suivant g pour différents choix de g possibles.  $n_\ell$  est le nombre moyen de passages dans une boucle for ou while pour le code utilisé pour générer les réalisations de f.

g	*		**		***		***		****	
Code	$n_t$	$n_\ell$	$n_t$	$n_\ell$	$n_t$	$n_{\ell}$	$n_t$	$n_\ell$	$n_t$	$n_\ell$
*		527000		263000		84000		42000		36000
**	527000	503	263000	248	84000	75	42000	36	36000	30
***		3		3		4		4		7

### Méthode n°1 – Estimation de a

- **4.** (a) Construire un estimateur de a en fonction de  $\rho$ , noté  $\hat{b}_n$ . Montrer qu'il est biaisé et converge presque sûrement. En déduire un intervalle de confiance asymptotique de a au niveau  $1-\alpha$  calculable en pratique.
  - (b) (a) À l'aide des variables aléatoires simulées question 3., évaluer  $\hat{b}_n$  et l'intervalle de confiance au niveau 95%.
  - (c) ( $\spadesuit$ ) Proposer une méthode d'estimation du biais ne nécessitant pas de simulations supplémentaires suivant f ou g.
- 5. (a) Montrer que l'algorithme de simulation suivant f fournit un autre estimateur de a, noté  $\widehat{a}_n$ , qui converge presque sûrement mais qui est sans biais. En déduire un intervalle de confiance asymptotique de a au niveau  $1-\alpha$  calculable en pratique.
  - **(b)** (**a**) À l'aide de l'échantillon z, évaluer  $\hat{a}_n$  et l'intervalle de confiance au niveau 95%.
- **6.** ( $\spadesuit$ ) Exprimer le rapport des coûts pour lesquels  $\widehat{b}_n$  et  $\widehat{a}_n$  atteignent la même précision. Évaluer le à l'aide des résultats précédents. Quel est l'estimateur le plus efficace?
- 7. (a) Pour  $x \in [-\pi/2, \pi/2]$  donner un estimateur  $\widehat{f}_{X,n}(x)$  de  $f_X(x)$  à l'aide de  $\widehat{a}_n$ .
  - **(b)** (**a**) Comparer graphiquement la distribution marginale de l'échantillon z à l'estimateur  $\widehat{f}_{X,n}(x)$ .

### Méthode n°2 – Estimateur ponctuel

**8.** Soient  $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$  une suite de variables indépendantes suivant la loi jointes  $f_{X,Y}(x,y)$  et  $w(\cdot)$  une densité quelconque. Montrer que

$$\widehat{w}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \frac{\psi(x, Y_k) w(X_k)}{\psi(X_k, Y_k)} \xrightarrow[n \to +\infty]{p.s.} f_X(x).$$

En déduire un intervalle de confiance asymptotique de  $f_X(x)$  au niveau  $1-\alpha$  calculable en pratique.

**9.** Pour quel choix de *w* obtient-on l'estimateur de variance minimale? Commenter ce résultat et expliquer comment l'utiliser en pratique.

- **10.** ( $\spadesuit$ ) À l'aide de l'échantillon z, évaluer  $\widehat{w}_n(-1)$  et l'intervalle de confiance au niveau 95%.
- 11. ( $\spadesuit$ ) Exprimer le rapport des coûts pour lesquels  $\widehat{w}_n(-1)$  et  $\widehat{f}_{X,n}(-1)$  atteignent la même erreur quadratique moyenne. Évaluer le à l'aide des résultats précédents. Quel est l'estimateur le plus efficace?

**Exercice 2.** Soit  $\mathbf{X} = (X_1, X_2, X_3)$  un vecteur aléatoire de  $\mathbb{R}^3$  distribué suivant la loi  $\mathcal{N}(\mu, \Sigma)$  avec

$$\mu = \begin{pmatrix} 0.1 \\ 0 \\ 0.1 \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 0.047 & 0 & 0.0117 \\ 0 & 0.047 & 0 \\ 0.0117 & 0 & 0.047 \end{pmatrix}.$$

On s'intéresse à

$$\delta = \mathbb{E}\left[\min\left(3, \frac{1}{3} \sum_{k=1}^{3} e^{-X_k}\right)\right].$$

**Contrainte.** Le générateur rnorm peut être utilisé directement. Les autres générateurs de variables aléatoires doivent être codés en conséquence.

- 1. ( $\spadesuit$ ) Écrire une fonction rmvnorm(n, mu, sigma) qui permet de générer n réalisation de la loi normale multivariée de moyenne mu et de matrice de variance-covariance sigma. Simuler à l'aide de cette fonction un échantillon  $\mathbf{x}$  de taille n=10000 suivant la loi de  $\mathbf{X}$ .
- **2.** (a) Étant donné une ensemble de variables aléatoires  $\mathbf{X}_i = (X_{1,i}, X_{2,i}, X_{3,i}), i = 1, ..., n, i.i.d.$  suivant la loi de  $\mathbf{X}$ , donner l'expression de l'estimateur de Monte Carlo de  $\delta$ , noté  $\overline{\delta}_n$ .
  - **(b)** ( $\spadesuit$ ) Pour l'échantillon  $\mathbf{x}$ , évaluer  $\overline{\delta}_n$  et l'erreur quadratique moyenne associée.
- **3.** (a) Montrer qu'il existe une transformation mesurable A qui laisse la loi  $\mathcal{N}(\mu, \Sigma)$  invariante et telle que pour l'estimateur de  $\delta$  par la méthode de la variable antithétique, noté  $\widehat{\delta}_n$ ,  $\mathbb{V}$  ar  $\left[\widehat{\delta}_n\right] \leq \mathbb{V}$  ar  $\left[\overline{\delta}_n\right]/2$ . Exprimer le facteur de réduction de variance théorique, noté  $R_1$ , de  $\widehat{\delta}_n$  par rapport à  $\overline{\delta}_n$ .
  - **(b)** (**a**) Pour l'échantillon **x**, évaluer  $\widehat{\delta}_n$ , l'erreur quadratique moyenne associée et  $R_1$ . Qu'en concluez vous?
- **4.** (a) ( $\spadesuit$ ) En utilisant des moments d'ordre 1 et/ou d'ordre 2 associés à la loi de X, trouver une fonction  $h_0$ , telle que la corrélation entre  $h_0(X)$  et min $(3, \sum_{k=1}^3 e^{-X_k}/3)$  soit supérieure à 0.5. En déduire, pour  $b \in \mathbb{R}$ , l'expression de l'estimateur par la méthode de la variable de contrôle simple, noté  $\widehat{\delta}_n(b)$ .
  - (b) (a) Pour l'échantillon  $\mathbf{x}$  et une valeur de b judicieusement choisie, évaluer  $\widehat{\delta}_n(b)$  et l'erreur quadratique moyenne associée. Discuter le résultat obtenu en fonction du nombre global de simulations effectuées et du nombre de simulations utilisées pour le calcul de  $\widehat{\delta}_n(b)$ .

**Exercice 3.** On suppose Y est distribué suivant la loi géométrique  $\mathcal{G}(p)$ , i.e., pour  $k \in \mathbb{N}^*$ ,  $\mathbb{P}[Y = k] = 0$ 

 $p(1-p)^{k-1}$ . Pour  $(X_n)_{n\geq 1}$  de variables aléatoires *i.i.d.* suivant la loi gamma  $\Gamma(m,\theta)$ , on s'intéresse à

$$\delta = \mathbb{E}[S], \text{ avec } S = \sum_{i=1}^{Y} \log(X_i + 1).$$

On prendra p = 0.2, m = 2 et  $\theta = 2$ .

- 1. ( $\spadesuit$ ) Pour n=10000 tirages, donner une estimation de  $\delta$  par la méthode de Monte Carlo classique et de l'erreur quadratique moyenne associée.
- **2.** (a) Proposer un ensemble de strates  $D_1, ..., D_L, L \in \mathbb{N}^*$ . En déduire un estimateur de  $\delta$  par la méthode de stratification avec allocation proportionnelle  $(n_1, ..., n_L)$ . On le notera  $\widehat{\delta}_n(n_1, ..., n_L)$ .
  - **(b)** ( $\spadesuit$ ) Évaluer  $\widehat{\delta}_n(n_1,\ldots,n_L)$  pour n=10000 tirages et L=15 strates. Donner l'erreur quadratique moyenne associée. Quelle est l'efficacité relative  $\widehat{\delta}_n(n_1,\ldots,n_L)$  par rapport à la méthode de Monte Carlo classique? Discuter de façon concise les résultats obtenus.

Auto-évaluation du code. Évaluer votre code à l'aide des critères suivants :

• Nombre de déclarations du type « c ( ) »

Code	Ex. n°1	Ex. n°2	Ex. n°3	
*	≥3	≥ 1	≥1	
**	< 2	≥1		
***	_ ≤ ∠	0	0	

• Nombre de boucles for ou while utilisées

Code	Ex. n°1	Ex. n°2	Ex. n°3
*	≥3	≥2	≥ 4
**	2	1	≤3
***	1	0	0

• Nombre de boucles conditionnelles if utilisées

Code	Ex. n°1	Ex. n°2	Ex. n°3
*	≥ 1	≥ 1	≥ 1
**	0	0	0
***	U	U	U

 Code
 Ex. n°1
 Ex. n°2
 Ex. n°3

  $\star$   $\geq 1 (0 \text{ ou } \geq 2)$   $\geq 1 (\geq 1)$   $\geq 1 (0)$ 
 $\star \star$  0 (1)
 0 (0)
 0 (3)

  $\star \star \star$  0 (4)