

UNIVERSITÉ DE BÉJAÏA

Méthodes de Monte-carlo

Master 1 PSA : 2019–2020

Corrigé du Devoir 1

=====

Nous avons :

$$f(x, y) = \frac{x}{2\sigma\pi} e^{-\frac{x^2 y^2}{2} + x^2 y - \frac{x^2}{2} - \frac{x^2}{2\sigma^2}}, x, y \in \mathbb{R}.$$

1) La loi de X

La densité $f(x)$ s'obtient en marginalisant $f(x, y)$ par rapport à y ;

$$\begin{aligned} f(x) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy = \int_{\mathbb{R}} \frac{x}{2\sigma\pi} e^{-\frac{x^2 y^2}{2} + x^2 y - \frac{x^2}{2} - \frac{x^2}{2\sigma^2}} dy \\ &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} \int_{\mathbb{R}} \frac{x}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2 y^2}{2} + x^2 y - \frac{x^2}{2}} dy \\ &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\frac{1}{x}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-1}{\frac{1}{x}}\right)^2} dy \\ &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} \end{aligned}$$

$$\text{car } \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\frac{1}{x}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-1}{\frac{1}{x}}\right)^2} dy = 1, \quad \frac{1}{\frac{1}{x}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-1}{\frac{1}{x}}\right)^2} \sim \mathcal{N}\left(1, \frac{1}{x^2}\right)$$

d'où $X \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

2) La loi de Y sachant $X = x$

La densité conditionnelle est donnée à partir de la relation suivante :

$$\begin{aligned} f(y|x) &= \frac{f(x, y)}{f(x)} = \frac{x}{2\sigma\pi} e^{-\frac{x^2 y^2}{2} + x^2 y - \frac{x^2}{2} - \frac{x^2}{2\sigma^2}} / \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} \\ &= \frac{1}{\frac{1}{x}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-1}{\frac{1}{x}}\right)^2} \end{aligned}$$

d'où la loi de Y sachant $X = x$ est la loi normale $\mathcal{N}\left(1, \frac{1}{x^2}\right)$.

3)

Nous avons :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in \mathbb{R},$$

$$g(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

Question (a)

On montre que $\int_{\mathbb{R}} g(x) dx = 1$.

Nous avons :

$$\int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = \int_0^{+\infty} e^{-x} dx = [-e^{-x}]_0^{+\infty} = 1$$

Question (b)

Afin de montrer que :

$$f(x) \leq mg(x),$$

on calcul le rapport $f(x)/g(x)$.

Nous avons

$$f(x)/g(x) = \frac{2}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2} + |x|}.$$

Posons $\varphi(x) = e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2} + |x|}$. La fonction $\varphi(x)$ est symétrique, donc on peut limiter l'étude de cette fonction à \mathbb{R}^+ . Pour tout $x \geq 0$, nous avons

$$\varphi'(x) = \left(\frac{-x}{\sigma^2} + 1\right) e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2} + x}$$

d'où le tableau de variation de la table 1.

x	0	σ^2	$+\infty$
$\varphi'(x)$	+	0	-
$\varphi(x)$	\nearrow	$\psi(\sigma^2)$	\searrow

TABLE 1 – Tableau de variation de φ .

D'après le tableau de variation et pour tout $x \geq 0$,

$$\varphi(x) \leq \varphi(\sigma^2)$$

d'où

$$f(x) \leq mg(x),$$

avec

$$m = \frac{2}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\frac{\sigma^2}{2}}.$$

Question (c)

Posons $\chi(\lambda) = \frac{1}{\sigma} e^{\frac{\sigma^2}{2}}$ et minimisons cette fonction.

Nous avons, pour tout $\sigma > 0$,

$$\chi'(\lambda) = (1 - \frac{1}{\sigma^2}) e^{\frac{\sigma^2}{2}}$$

d'où le tableau de variation de $\chi(\sigma)$ donné dans la table 2.

σ	0	1	$+\infty$
$\chi'(x)$	-	0	+
$\chi(x)$	\searrow	$\chi(1)$	\nearrow

TABLE 2 – Tableau de variation de χ .

D'après ce tableau, la valeur de σ qui permet de minimiser la probabilité de rejet est : $\sigma = 1$.

Question (d)

1. **Méthode 1** : Nous avons $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}$, $x \in \mathbb{R}$, donc on peut proposer une méthode basée sur la simulation d'une loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$, pour cela ;

(a) on tire deux suites de v.a.i.i.d, $u, v \sim \mathcal{U}([0; 1])$

(b) on pose $X(i) = \sigma \sqrt{-2 \log(u(i))} \cos(2\pi v(i))$

2. **Méthode 2** : d'après les question (a) et (b), on peut simuler f avec un algorithme de rejet ;

(a) **Simulation de la loi de densité g** :

Par l'application de la méthode d'inversion sur la fonction de répartition de g , on trouve :

$$|Z| = -\log(u), \quad u \sim \mathcal{U}([0, 1])$$

(b) **Le rapport d'acceptation-rejet $r(z)$**

Le rapport d'acceptation-rejet est donné par :

$$r(z) = e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2} - \frac{\sigma^2}{2} + |z|}.$$

(c) **Comparaison**

On tire une suite de v.a $v \sim \mathcal{U}([0, 1])$ et on compare les éléments de cette suites avec lerapport d'acceptation-rejet.

Un des programmes qui permet de simuler $X \sim L(f)$ est le suivant :

Algorithme 1 : Simulation $X \sim L(f)$.

```

1   n=input('n=');
2   segma=input('segma=');
3   u=rand(1,n)
4   v=rand(1,n)
5   for i=1:n
6   X(i)=segma*sqrt(-2*log(u(i))*cos(2*pi*v(i)));
7   end
8 end
9 disp(X)
```

4) Méthode de simulation du couple (X, Y) .

D'après les questions (1) et (2) et afin de simuler le couple de variables aléatoires (X, Y) on doit suivre les étapes suivantes :

1. **Etape 1** : On simule $X \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ par une des deux méthodes vues précédemment (question 3-d).
2. **Etape 2** : On simule $Y \sim \mathcal{N}(1, \frac{1}{X^2})$, pour cela
 - a) On tire deux suites de v.a $u, v \sim \mathcal{U}([0, 1])$.
 - b) On pose $Z(i) = \sqrt{-2 \log(u(i))} \cos(2\pi v(i))$.
 - c) Pour finir on pose $Y(i) = 1 + \frac{1}{X(i)} Z(i)$.

5) Programme Matlab

Le programme Matlab qui permet de simuler un couple de v.a est donné par,

Algorithme 2 : Simulation du couple (X, Y) .

```
1      n=input('n=');
2      segma=input('segma=');
3      u=rand(1,n)
4      v=rand(1,n)
5      w=rand(1,n)
6      x=rand(1,n)
7      for i=1:n
8          X(i)=segma*sqrt(-2*log(u(i))*cos(2*pi*v(i)));
9          Z(i)=segma*sqrt(-2*log(w(i))*cos(2*pi*x(i)));
10         Y(i)=1+(1/X(i))*Z(i);
11     end
12 end
13 disp(X)
14 disp(Y)
```
