

1^{ère} année Master MAS Méthode de Monte-Carlo et Simulation Année : 2018/2019

Examen Final

Exercice N° 1:

- 1. On considère la variable aléatoire X de fonction de répartition \mathbb{F} . Montrer que la variable aléatoire définie par $U = \mathbb{F}(X)$, suit la loi uniforme $\mathcal{U}[0,1]$.
- 2. On considère la variable aléatoire U qui suit la loi uniforme U[0,1] et une fonction de répartition \mathbb{F} . Montrer que la variable aléatoire définie par $X = \mathbb{F}^{-1}(U)$, a pour fonction de répartition \mathbb{F} .

Une variable aléatoire est de loi uniforme sur [a,b], si sa densité est définie comme $f(x)=\frac{1}{b-a}\mathbb{1}_{[a,b]}(x)$.

- 3. Montrer que si U suit la loi uniforme $\mathcal{U}[0,1]$, alors (b-a)U+a suit la loi uniforme $\mathcal{U}[a,b]$.
- 4. Quelle est la loi de a(2U-1)?
- 5. Déterminer la loi de la variable aléatoire *X* en sortie du code suivant :

$$X < -2 + runif(1) - 1$$

EXERCICE N° 2:

On considère la variable aléatoire X de densité

$$f(x) = Cxe^{-\frac{4}{18}x^2}, \qquad x \in \mathbb{R}_+.$$

- 1. Calculer C pour que f soit bien une densité de probabilité.
- 2. Déterminer la fonction de répartition \mathbb{F}_X de X.
- 3. Écrire une fonction qui permet de simuler n variables aléatoires de X.

Soit g une densité de probabilité définie par :

$$g(x) = K e^{-\frac{2}{15}x^2}, \qquad x \in \mathbb{R}_+.$$

- 4. Déterminer K de sorte que g soit une densité de probabilité sur \mathbb{R}_+ .
- 5. Trouver la plus petite constante M telle que $f(x) \leq Mg(x)$ sur $[0, +\infty[$.
- 6. Donner une représentation graphique des courbes de f et Mg.
- 7. Utiliser la méthode de rejet pour simuler à partir de f avec l'enveloppe g.



1^{ère} année Master MAS Méthode de Monte-Carlo et Simulation Année : 2018/2019

Examen Final

EXERCICE N° 1:

1. On considère la variable aléatoire définie par $U = \mathbb{F}(X)$,

$$\mathbb{P}(U \le u) = \mathbb{P}(\mathbb{F}(X) \le u) = \mathbb{P}\left(X \le \mathbb{F}^{-1}(u)\right)$$
$$= \mathbb{F}\left(\mathbb{F}^{-1}(u)\right) = u.$$

Donc U suit la loi uniforme $\mathcal{U}[0,1]$.

2. On considère la variable aléatoire définie par $X = \mathbb{F}^{-1}(U)$, alors

$$\mathbb{P}(X \le x) = \mathbb{P}\left(\mathbb{F}^{-1}(U) \le x\right) = \mathbb{P}\left(U \le \mathbb{F}(x)\right)$$

= $\mathbb{F}(x)$

Il s'en suit que X a pour fonction de répartition \mathbb{F} .

Une variable aléatoire est de loi uniforme sur [a,b], si sa densité est définie comme $f(x) = \frac{1}{b-a}\mathbb{1}_{[a,b]}(x)$.

3. MSoit V = (b - a)U + a,

$$\mathbb{P}(V \le v) = \mathbb{P}((b-a)U + a \le v)$$
$$= \mathbb{P}\left(U \le \frac{v-a}{(b-a)}\right) = \frac{v-a}{(b-a)}.$$

On reconnaît la fonction de répartition de la loi uniforme $\mathcal{U}[a,b]$.

- 4. La variable aléatoire a(2U-1) suit la loi uniforme $\mathcal{U}[-a,a]$
- 5. La variable aléatoire X en sortie du code

$$X<-2*runif(1)-1$$
 suit la loi $\mathcal{U}[-1,1]$.

EXERCICE N° 2:

On considère la variable aléatoire X de densité

$$f(x) = Cxe^{-\frac{4}{15}x^2}, \qquad x \in \mathbb{R}_+.$$

1. Pour que f soit une densité, il faut que $C \ge 0$ et :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \, \mathrm{d}x = 1 \implies \int_{-\infty}^{+\infty} Cx \mathrm{e}^{-\frac{4}{15}x^2} \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+}(x) \, \mathrm{d}x = 1$$

$$\implies C \times -\frac{15}{8} \mathrm{e}^{-\frac{4}{15}x^2} \Big]_0^{+\infty} = 1$$

$$\implies C = \frac{8}{15}.$$

2. La fonction de répartition de X:

$$\mathbb{F}_X(x) = 1 - e^{-\frac{4}{15}x^2}.$$

3. Pour générer n réalisations de X, on utilise la méthode d'inversion. En résolvant l'équation $U = \mathbb{F}(X)$, on a :

$$X = \sqrt{-\frac{15}{4}\log(1 - U)}$$

```
myf<-function(n) {
  x<-sqrt(-(15/4)*log(runif(n)))
  return(x)
}</pre>
```

Soit g une densité de probabilité définie par :

$$g(x) = K \mathrm{e}^{-\frac{2}{15}x^2}, \qquad x \in \mathbb{R}.$$

4. Détermin**er** K de sorte que g soit une densité de probabilité sur \mathbb{R} . Pour que g soit une densité, il faut que $K \geq 0$ et :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x) \, dx = 1 \implies \int_{0}^{+\infty} K e^{-\frac{2}{15}x^{2}} \, dx = 1$$

$$\implies K = \frac{2\sqrt{2}}{\sqrt{15\pi}}.$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\alpha x^{2}} \, dx = \sqrt{\frac{\pi}{\alpha}}$$

- 5. En faisant une étude de variation, on trouve facilement que $M=\sqrt{2\pi}{
 m e}^{-1/2}$
- 6. Donner une représentation graphique des courbes de f et Mg

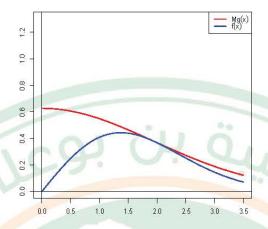


FIGURE 1 – Représentation graphique des courbes de f et Mg

- 7. L'algorithme d'acceptation-rejet peut être défini de la manière suivante :
 - (i) générer Y selon la densité g c'est à dire la loi normale $\mathcal{N}(0,\frac{15}{4})$; et U selon la loi uniforme $\mathcal{U}[0,1]$;
 - (ii) tester si $U \le \frac{4}{\sqrt{15}} Y e^{(\frac{1}{2} \frac{2Y^2}{15})} \mathbb{1}_{Y \ge 0}$:

SENBOUAL

- (a) si c'est vrai, accepter la valeur Y et on pose X = Y;
- (b) sinon, rejeter Y et recommencer à partir de la première étape.

```
myfrejet<-function(n) {
Y <- rnorm(n, sd=sqrt(15/4))
U <- runif(n)
A <- U < (4/sqrt(15)) * Y * exp(.5 - (2/15)*Y^2) * (Y >= 0)
Y[A]
}
```



1^{ère} année Master MAS Méthode de Monte-Carlo et Simulation Année : 2019/2020

Examen Final

<u>EXERCICE N° 1</u>: On considère le générateur de nombres pseudo-aléatoires suivant :

$$x_i = (5 \times x_{i-1} + 1) \mod 16.$$

On prend $x_0 = 5$.

- 1. Donner la période de ce générateur.
- 2. En utilisant ce générateur, simuler 5 valeurs successives entre [0, 1].

EXERCICE N° 2:

On considère la variable aléatoire X dont la loi est donnée par :

x	1	2	3	4	5
$\mathbb{P}(X=x)$	0.2	0.3	0.1	0.3	0.1

- 1. Définir \mathbb{F}_X , la fonction de répartition de X et construire sa représentation graphique.
- 2. Donner l'algorithme qui permet de simuler à partir de la variable aléatoire X.
- 3. Utiliser les valeurs suivantes pour simuler à partir de X:

$$u_1 = 0.15, u_2 = 0.61, u_3 = 0.65, u_4 = 0.43$$

EXERCICE N° 3:

On considère la variable aléatoire Y de densité

$$g(y) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1 + y^2}, \qquad y \in \mathbb{R}.$$

- 1. Déterminer la fonction de répartition \mathbb{G}_Y de Y.
- 2. Simuler à partir de la variable aléatoire Y.

Soit f la densité de la loi normale $\mathcal{N}(0,1)$:

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

- 3. Trouver la plus petite constante M telle que $f(x) \leq Mg(x)$.
- 4. Utiliser la méthode de rejet pour simuler à partir de f avec l'enveloppe g.
- 5. Utiliser les valeurs suivantes pour simuler à partir de g, puis à partir de f:

$$u_1 = 0.02, u_2 = 0.99, u_3 = 0.15, u_4 = 0.81, u_5 = 0.57$$

Mardi: 27/10/2020 1 sur 1 Durée : 1h30



1^{ère} année Master MAS Méthode de Monte-Carlo et Simulation Année : 2019/2020

Examen Final

EXERCICE N° 1: On considère le générateur de nombres pseudo-aléatoires suivant :

$$x_i = (5 \times x_{i-1} + 1) \mod 16.$$

On prend $x_0 = 5$.

1. La sortie du générateur est :

$$x_1 = 10$$
, $x_2 = 3$, $x_3 = 0$, $x_4 = 1$, $x_5 = 6$, $x_6 = 15$, $x_7 = 12$, $x_8 = 13$, $x_9 = 2$, $x_{10} = 11$, $x_{11} = 8$, $x_{12} = 9$, $x_{13} = 14$, $x_{14} = 7$, $x_{15} = 4$, $x_{16} = 5$, $x_{17} = 10$,...

Donc la période de ce générateur est égale à 16

2. En utilisant ce générateur, on obtient les 5 valeurs suivante entre [0, 1] :

$$u_0 = 0.3125, \ u_1 = 0.6250, \ u_2 = 0.1875, \ u_3 = 0, \ u_4 = 0.0625, \ u_5 = 0.3750$$

EXERCICE Nº 2

On considère la variable aléatoire X dont la loi est donnée par :

x	1	2	3	4	5
$\mathbb{P}(X=x)$	0.2	0.3	0.1	0.3	0.1

1. La fonction de répartition de X

$$\mathbb{P}(X \le 1) = 0.2$$

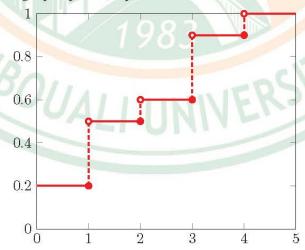
$$\mathbb{P}(X \le 2) = 0.2 + 0.3 = 0.5$$

$$\mathbb{P}(X \le 3) = 0.2 + 0.3 + 0.1 = 0.6$$

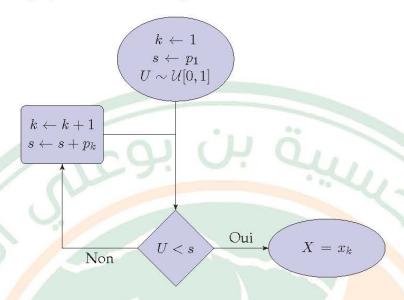
$$\mathbb{P}(X \le 4) = 0.2 + 0.3 + 0.1 + 0.3 = 0.9$$

$$\mathbb{P}(X \le 5) = 0.2 + 0.3 + 0.1 + 0.3 + 0.1 = 1$$

On peut la représenter graphiquement par :



2. L'algorithme qui permet de simuler à partir de la variable aléatoire X.



3. On applique l'algorithme précédent sur les valeur suivantes pour simuler à partir de X:

$$u_1 = 0.15, \ u_2 = 0.61, \ u_3 = 0.65, \ u_4 = 0.43$$

On ob<mark>ti</mark>ent les valeurs suivantes :

$$x_1 = 1, x_2 = 4, x_3 = 4, x_4 = 2$$

EXERCICE N° 3: On considère la variable aléatoire Y de densité

$$g(y) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1 + y^2}, \qquad y \in \mathbb{R}.$$

1. La fonction de répartition \mathbb{G}_Y de Y est donnée par :

$$\mathbb{G}_{Y}(y) = \int_{-\infty}^{y} g(t) \, dt = \int_{-\infty}^{y} \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+t^{2}} \, dt = \frac{1}{\pi} \arctan(t) \Big|_{-\infty}^{y} = \frac{1}{\pi} \arctan(y) + \frac{1}{2}$$

2. En résolvant l'équation $U = \mathbb{G}_Y(Y)$, on a :

$$U = \frac{1}{\pi} \arctan(Y) + \frac{1}{2} \Longrightarrow Y = \tan\left(\pi(U - \frac{1}{2})\right)$$

Soit f la densité de la loi normale $\mathcal{N}(0,1)$:

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

3. En faisant une étude de variation, on trouve facilement que $M=\sqrt{rac{2\pi}{\mathrm{e}}}$.

En effet, on pose
$$h(x)=rac{f(x)}{g(x)}=rac{rac{1}{\sqrt{2\pi}}{
m e}^{-rac{1}{2}x^2}}{rac{1}{\pi}rac{1}{1+x^2}}=\sqrt{rac{\pi}{2}}(1+x^2){
m e}^{-rac{1}{2}x^2}.$$
 On a

$$h'(x) = \sqrt{\frac{\pi}{2}}(2x - x(1+x^2))e^{-\frac{1}{2}x^2} = \sqrt{\frac{\pi}{2}}x(1-x^2)e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

Donc le maximum est atteint pour $x=\pm 1$. Alors $M=h(1)=\sqrt{\frac{2\pi}{\mathrm{e}}}$.

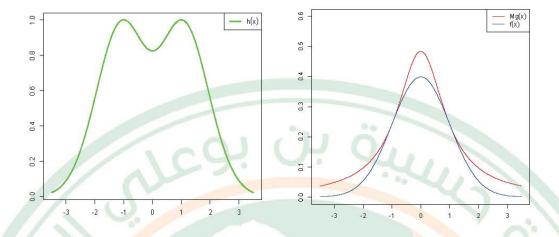


FIGURE 1 – Représentation graphique des courbes de h, f et Mg

- 4. L'algorithme d'acceptation-rejet peut être défini de la manière suivante :
 - (i) générer Y selon la densité g c'est à dire la loi Cauchy; et U selon la loi uniforme $\mathcal{U}[0,1]$;
 - (ii) tester si $U \leq \frac{\sqrt{e}}{2} \frac{\mathrm{e}^{-\frac{1}{2}Y^2}}{1+Y^2}$:
 - (a) si c'est vrai, accepter la valeur Y et on pose X = Y;
 - (b) sinon, rejeter Y et recommencer à partir de la première étape.

5. On a

 $Y_1 = 15.8945448$, $Y_2 = 31.8205160$, $Y_3 = -1.9626105$, $Y_4 = 1.4714553$, $Y_5 = 0.2235265$ On rejette Y_1 , on rejette Y_2 , on accepte Y_3 , on accepte Y_4 , on accepte Y_5 .

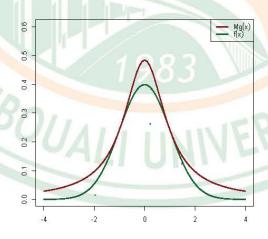


FIGURE 2 – Illustration de la méthode de rejet.