

Correction Examens
Outils de Simulation

Exercice 1:

1) Pour $x \leq 0$, $P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda|t|} dt = \int_{-\infty}^x \frac{\lambda}{2} e^{\lambda t} dt = \frac{e^{\lambda x}}{2}$

Pour $x \geq 0$, $P(X \leq x) = \int_{-\infty}^0 \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda|t|} dt + \int_0^x \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda|t|} dt = \frac{1}{2} + \int_0^x \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{2} + \left[-\frac{e^{-\lambda t}}{2} \right]_0^x$
 $= 1 - \frac{e^{-\lambda x}}{2}$

2) Soit $u \in [0, 1/2]$, $u = \frac{e^{-\lambda x}}{2} \Leftrightarrow x = \frac{1}{\lambda} \log(2u)$

Soit $u \in [1/2, 1]$, $u = 1 - \frac{e^{-\lambda x}}{2} \Leftrightarrow x = -\frac{1}{\lambda} \log(2(1-u))$

donc $F^{-1}(u) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda} \log(2u) & \text{si } u \in [0, 1/2] \\ -\frac{1}{\lambda} \log(2(1-u)) & \text{si } u \in [1/2, 1] \end{cases}$

Code Scilab:

```

U = rand()
Lambda = ...
if U > (1/2) then
    X = -1/Lambda * log (2*(1-U))
else
    X = 1/Lambda * log (2*U)
end

```

3)a) On applique la méthode de la paroi muette: Soit $\phi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable bornée

$$\mathbb{E}[\phi(Y-Z)] = \iint_{\mathbb{R}^2} \phi(y-z) \lambda e^{-\lambda y} \lambda e^{-\lambda z} \mathbb{1}_{y>0} \mathbb{1}_{z>0} dy dz$$

z

$$\mathbb{E}[\phi(Y-Z)] = \iint_{\mathbb{R}^2} \phi(y-z) \lambda e^{-\lambda(y+z)} dy dz$$

On fait ensuite un changement de variable $\begin{cases} u = y-z \\ v = y+z \end{cases}$ et on arrive à la fin à

$$\mathbb{E}[\phi(Y-Z)] = \int_{\mathbb{R}} \phi(u) \mathbb{E}[B(u)] du \text{ ce qui permet de conclure.}$$

b) Y a des valeurs dans \mathbb{R}^+ , donc $G(t) = 0$ pour $t \leq 0$.

$$\text{Pour } t \geq 0, \quad G(t) = \int_0^t \lambda e^{-\lambda x} dx = 1 - e^{-\lambda t}$$

$$\text{Donc } G(t) = (1 - e^{-\lambda t}) \mathbb{1}_{t \geq 0}$$

$$\text{Pour } u \in [0, 1], \quad u = 1 - e^{-\lambda t} \Leftrightarrow t = -\frac{1}{\lambda} \log(1-u)$$

$$\text{Donc } G^{-1}(u) = -\frac{1}{\lambda} \log(1-u)$$

~~Code Scilab:~~

$$U = \text{rand}()$$

$$\text{Lambda} = \dots$$

$$Y = -1/\text{Lambda} * \log(1-U) \quad // \text{On peut également prendre log(U)}$$

c) Code Scilab:

$$U = \text{rand}()$$

$$V = \text{rand}()$$

$$\text{Lambda} = \dots$$

$$Y = -1/\text{Lambda} * \log(U)$$

$$Z = -1/\text{Lambda} * \log(V)$$

$$X = Y - Z$$

$$\begin{aligned} \text{Soit } t \in \mathbb{R}, \quad F(t) &= P(Y \leq t) = P(Y \leq t | E=1) P(E=1) + P(Y \leq t | E=-1) P(E=-1) \\ &= \frac{1}{2} (1 - e^{-\lambda t}) \mathbb{1}_{t \geq 0} + \frac{1}{2} (1 - (1 - e^{\lambda t})) \mathbb{1}_{t < 0} \\ &= F(t) \end{aligned}$$

Donc $EY \sim \mathcal{Z}(\lambda)$

Code Scilab:

$$\text{eps} = 2 * (\text{rand}() < (1/\text{z})) - 1$$

Lambda = ...

$$Y = -1 / \text{Lambda} * \log(\text{rand}())$$

$$X = \text{eps} * Y$$

Exercice II:

D'après la figure 1, $(Y_n)_n$ converge presque-sûrement vers une variable aléatoire non constante.

D'après la figure 3, la limite presque sûre de $(Y_m)_{m \geq 0}$ a une loi uniforme sur $[0,1]$.

D'après la figure 2, $(Z_n)_n$ ne converge pas presque sûrement lorsque $n \rightarrow +\infty$.

D'après la figure 4, $(Z_m)_m$ semble converger en loi vers la loi $\mathcal{U}(0,1)$.

Exercice III:

Ce code permet de simuler $N=10\,000$ tirages indépendants de la variable aléatoire

$$\frac{\sqrt{n}}{\sqrt{2}} \left(\sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{2} \right) \quad \text{avec } n=10 \text{ et } X_i \sim \mathcal{U}(0,1) \text{ iid}$$

D'après le théorème central limite, cette variable aléatoire doit être proche de la loi $\mathcal{N}(0,1)$.

Pour le vérifier, le code affiche un histogramme des tirages (avec 50 classes) et superpose la densité de la loi $\mathcal{N}(0,1)$.

Exercice IV:

$$1) h: [0,1] \rightarrow \mathbb{R}$$

$$x \mapsto x^{a-1} (1-x)^{b-1}$$

$$h \text{ est } \mathcal{C}^2, \quad h'(x) = x^{a-2} (1-x)^{b-2} [(a-1)(1-x) - (b-1)x]$$

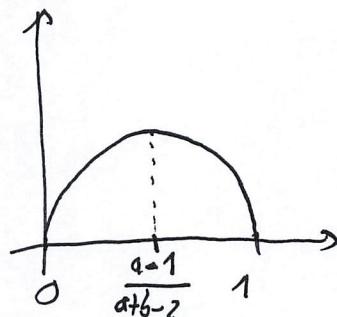
$$= x^{a-2} (1-x)^{b-2} [(a-1) - x(a+b-2)]$$

$$\text{Dès que } \begin{cases} h'(x^*) = 0 \Leftrightarrow x^* = \frac{a-1}{a+b-2} \\ x^* \in]0, 1[\end{cases} \quad \text{on a }\boxed{\text{maximum}}$$

On remarque également que $h'(0^+) = 0$ si $a > 2$
et $h'(1^-) = 0$ si $b > 2$

x	0	$\frac{a-1}{a+b-2}$	1
h'	+	0	-
h			

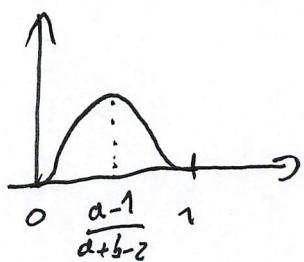
Comme pour $a \leq 2, b \leq 2$:



Comme pour $a > 2, b > 2$:

z) L'étude des variations, nous donne directement que

$$h(x) \leq h\left(\frac{a-1}{a+b-2}\right) = \pi$$



3) Code Matlab:

~~mais~~ $a = \dots; b = \dots; \pi = ((a-1) \wedge (a-1)) * ((b-1) \wedge (b-1)) / ((a+b-2) \wedge (a+b-2));$

$$U = \text{rand}(); V = \pi * \text{rand}();$$

~~while~~ $V > ((U \wedge (a-1)) * ((1-U) \wedge (b-1)))$

$$U = \text{rand}(); V = \pi * \text{rand}();$$

end;

$X = U$; // X suit la loi ~~Beta~~ Beta (a, b) .

(5)

9) On appelle $\text{Beta}(a,b)$ la fonction qui génère un tirage de la loi $\text{Beta}(a,b)$ à l'aide du code de la question 3).

Code Scilab:

$$a=2; \quad b=4; \quad n=2000$$

~~$$X = [];$$~~

for $i = 1:n$

$$X(i) = \text{Beta}(a,b);$$

end

$$\text{histplot}(20, X);$$

$$t = \text{linspace}(0, 1, 1000);$$

$$y = (t.^{a-1}).*((1-t).^{b-1}) / B(a,b);$$

$$\text{plotcd}(t, y)$$

Question subsidiaire:

$$B(a,b) = \mathbb{E}[U^{a-1} (1-U)^{b-1}] \quad \text{avec } U \sim U[0,1]$$

on peut donc approcher $B(a,b)$ à l'aide de la loi forte des grands nombres

$$\text{on pose } \bar{Y}_n = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M Y_i \quad \text{avec } Y_i = U_i^{a-1} (1-U_i)^{b-1} \text{ et } (U_i) \text{ iid de loi } U[0,1].$$

$$\text{Alors } \bar{Y}_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} B(a,b) \text{ p.s.}$$