

Corrigé DM8 Variables aléatoires à densité et partie entière

1. La fonction f est positive sur \mathbb{R} et continue sur \mathbb{R} sauf en 1.

L'intégrale $I = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt = \int_1^{+\infty} \frac{b}{2^t} dt = b \int_1^{+\infty} e^{-t \ln 2} dt$ est impropre en $+\infty$.

Soit $a \geq 1$. On pose $I(a) = \int_1^a e^{-t \ln 2} dt = \left[-\frac{1}{\ln 2} e^{-t \ln 2} \right]_1^a = -\frac{1}{\ln 2} (e^{-a \ln 2} - e^{-\ln 2})$.

Comme $\lim_{a \rightarrow +\infty} -\frac{1}{\ln 2} (e^{-a \ln 2} - e^{-\ln 2}) = \frac{e^{-\ln 2}}{\ln 2} = \frac{1}{2 \ln 2}$, I est convergente et $I = \frac{1}{2 \ln 2}$.

On en déduit que f est une densité de probabilité si, et seulement si, $b = 2 \ln 2$.

2. a. Comme $X(\Omega) = [1, +\infty[$ et $Y = X - 1$, $Y(\Omega) = [0, +\infty[$.

Y est une fonction affine de X donc, une densité de Y est définie par

$$g(t) = f(t+1) = \begin{cases} \frac{2 \ln 2}{2^{t+1}} & \text{si } t \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}.$$

Comme $\frac{2 \ln 2}{2^{t+1}} = \ln 2 e^{-t \ln 2}$, on reconnaît alors que

Y suit une loi exponentielle de paramètre $\lambda = \ln 2$.

- b. On sait que Y admet une espérance $E(Y) = \frac{1}{\ln 2}$ et une variance $V(Y) = \frac{1}{\ln^2 2}$.

Comme $X = Y + 1$, X admet une espérance $E(X) = E(Y) + 1$ et une variance $V(X) = V(Y)$.

On en conclut que X admet une espérance $E(X) = \frac{1}{\ln 2} + 1$ et une variance $V(X) = \frac{1}{\ln^2 2}$.

3. a. Soit $U \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1])$ et $V = -\frac{1}{\lambda} \ln U$.

$U(\Omega) =]0, 1]$ et $\lambda > 0$ donc $V(\Omega) = [0, +\infty[$.

Soit $x \geq 0$ alors $P(V \leq x) = P\left(-\frac{1}{\lambda} \ln U \leq x\right) = P(U \geq e^{-\lambda x}) = 1 - P(U < e^{-\lambda x})$.

Comme $x \geq 0$, $e^{-\lambda x} \in]0, 1]$ donc $P(U < e^{-\lambda x}) = F_U(e^{-\lambda x}) = e^{-\lambda x}$ où F_U est la fonction de répartition de U .

On pose alors $\forall x \in \mathbb{R}$, $F_V(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$.

On reconnaît la fonction de répartition d'une variable aléatoire qui suit une loi exponentielle de paramètre λ .

On en conclut que la variable $-\frac{1}{\lambda} \ln U$ suit une loi exponentielle de paramètre λ .

- b. On utilise la fonction random pour simuler U , puis, en choisissant $\lambda = \ln 2$, on simule la variable Y et on renvoie une réalisation de la variable $X = Y + 1$:

```
import random as rd
import numpy as np
def X():
    U=rd.random()
    return -np.log(U)/np.log(2) + 1
```

4. a. Comme $Z = \lfloor X \rfloor$, pour simuler Z sous Python on utilise la fonction `floor` et la fonction X précédente.

De plus, comme Z est à valeur entière, on peut utiliser la fonction `int` qui transforme un flottant en entier :

```
def Z():
    return int(np.floor(X()))
```

- b. Pour estimer l'espérance de Z , on calcule la moyenne arithmétique d'un grand nombre de réalisations de Z :

```
def moyZ(N):
    return sum([Z() for _ in range(N)])/N
```

Avec l'instruction `print(moyZ(100000))`,

on peut conjecturer que Z admet une espérance et que $E(Z) = 2$.

c. Comme $X(\Omega) = [1, +\infty[$ et $Z = \lfloor X \rfloor$, $Z(\Omega) = \mathbb{N}^*$.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$.

$$P(Z = n) = P(\lfloor X \rfloor = n) = P(n \leq X < n+1) = P(n-1 \leq Y < n) = F_Y(n) - F_Y(n-1).$$

$$\text{Donc } \forall n \in \mathbb{N}^*, P(Z = n) = (1 - e^{-n \ln 2}) - (1 - e^{-(n-1) \ln 2}) = -\frac{1}{2^n} + \frac{1}{2^{n-1}} = \frac{1}{2^{n-1}} \left(-\frac{1}{2} + 1\right).$$

On en déduit que $Z(\Omega) = \mathbb{N}^*$ et $\forall n \in \mathbb{N}^*, P(Z = n) = \frac{1}{2^n}$.

En remarquant que $\forall n \in \mathbb{N}^*, P(Z = n) = \frac{1}{2^n} = \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{n-1} \frac{1}{2}$, on en conclut que

Z suit une loi géométrique de paramètre $\frac{1}{2}$, Z admet une esérance et $E(Z) = 2$ ce qui est

cohérent avec la conjecture faite en **4b**.