## DM2

Exercice 1 (VARIABLES EXPONENTIELLES). Soit X une variable aléatoire à valeurs réelles distribuée selon une loi exponentielle de paramètre 1.

- 1. Montrer que  $U = X/\lambda$  suit une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$ .
- 2. Donner la loi de la variable aléatoire V = 1 + |X|, où  $|\cdot|$  désigne la partie entière.
- 3. Donner la loi de  $W = \sqrt{X}$ .
- 4. Déterminer la fonction de répartition de la variable aléatoire  $Y = \min(X, a)$ , où a > 0. La variable Y a-t-elle une densité? Pour cette dernière question on pourra montrer que si  $f : \mathbb{R} \to \mathbb{R}_+$  est intégrable pour la mesure de Lebesgue alors  $t \mapsto \int_{-\infty}^t f(s) ds$  est continue sur  $\mathbb{R}$ .

**Solution.** 1. Calculons la fonction de répartition de U: si  $t \in \mathbb{R}$ ,

$$\mathbb{P}(U \le t) = \mathbb{P}(X \le \lambda t) = (1 - e^{-\lambda t}) \mathbf{1}_{\mathbb{R}^+}(\lambda t).$$

On reconnait bien la fonction de répartition d'une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$ , donc  $U \sim \mathcal{E}(\lambda)$ .

2. On remarque que V est à valeurs dans  $\mathbb{N}^*$  et est donc une variable aléatoire discrète. Pour tout  $k \geq 1$ , on a

$$\mathbb{P}(V = k) = \mathbb{P}(E(X) = k - 1) = \mathbb{P}(X \in [k - 1, k]) = \int_{k - 1}^{k} e^{-u} du = e^{-(k - 1)} - e^{-k} = \left(\frac{1}{e}\right)^{k - 1} \left(1 - \frac{1}{e}\right).$$

On conclut que V suit une loi géométrique de paramètre  $p=1-\frac{1}{\mathrm{e}}.$ 

3. Pour déterminer la loi de  $W = \sqrt{X}$ , calculons sa fonction de répartition : si  $t \ge 0$ ,

$$F_W(t) = \mathbb{P}(\sqrt{X} \le t) = \mathbb{P}(X \le t^2) = 1 - e^{-t^2},$$

et si  $t \leq 0$ ,  $F_W(t) = 0$ . On remarque que

$$F_W(t) = \int_{-\infty}^t 2u e^{-u^2} \mathbf{1}_{\mathbb{R}^+}(u) du, \quad \forall t \in \mathbb{R}.$$

Par conséquent, W a pour densité  $f_W(u) = 2u e^{-u^2} \mathbf{1}_{\mathbb{R}^+}(u)$ ,  $u \in \mathbb{R}$ . Il s'agit de la loi  $\mathcal{W}(2,1)$  (loi de Weibull).

4. Calculons la fonction de répartition de  $Y = \min(X, a)$  où  $a \ge 0$ . Si  $t \le 0$ , alors  $F_Y(t) = 0$ .

Si  $t \in [0, a[$ , alors

$${Y \le t} = {\min(X, a) \le t} = {X \le t}$$

et donc

$$F_Y(t) = \mathbb{P}(Y \le t) = \mathbb{P}(X \le t) = 1 - e^{-t}$$
.

Enfin, si  $t \geq a$ , alors

$$\{Y \le t\} = \{\min(X, a) \le t\} = \Omega$$

et donc  $F_Y(t) = \mathbb{P}(Y \le t) = 1$ . En conclusion,

$$F_Y(t) = \begin{cases} 0 & \text{si } t \le 0\\ 1 - e^{-t} & \text{si } 0 < t \le a \\ 1 & \text{si } t \ge a \end{cases}.$$

On remarque en particulier que  $F_Y$  est discontinue en a. La variable Y ne peut donc pas avoir de densité, car la fonction de répartition des variables à densité est toujours continue en tout point d'après l'indication de l'exercice. Montrons cette indication.

Soit  $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}_+$  intégrable pour la mesure de Lebesgue et  $t_0 \in \mathbb{R}$  et posons  $F(t) = \int_{-\infty}^t f(s) ds$ . Alors pour tout  $t \in \mathbb{R}$ ,  $|F(t) - F(t_0)| = |\int_{t_0}^t f(s) ds|$ . Il reste à montrer que  $t \mapsto |\int_{t_0}^t f(s) ds|$  tend vers 0 lorsque  $t \to t_0$ . Pour cela on utilise le critère sequentiel de la limite et le théorème de convergence dominé à la famille de fonctions  $(g_n)_{n \in \mathbb{N}}$  où  $g_n = \mathbbm{1}_{[\min(t_0,t_n),\max(t_0,t_n)]}f$  pour une suite  $(t_n)_{n \in \mathbb{N}}$  tendant vers  $t_0$ . Comme  $g_n \leq f$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$  et f est supposée intégrale, et  $g_n$  converge presque partout vers la fonction nulle, on en déduit que  $\lim_{n \to +\infty} \int_{\mathbb{R}} g_n dLeb = 0$ . Cela implique que bien  $t \mapsto |\int_{t_0}^t f(s) ds|$  tend vers 0 lorsque  $t \to t_0$  et conclue la preuve de l'indication.

Remarque : On rappelle que la valeur du saut en a détermine la masse accordée au singleton  $\{a\}$ . En effet, si  $t_n$  est une suite strictement croissante convergeant vers a, alors par la propriété d'intersection décroissante

$$F_Y(a) - F_Y(a^-) = \lim_{n \to \infty} \mathbb{P}(Y \in ]t_n, a]) = \mathbb{P}(Y \in \{a\}).$$

Ici, on trouve donc  $\mathbb{P}(Y = a) = e^{-a}$ .