

## Corrigés du TD 2 – Probabilités

### Correction 1

1. Du fait que  $f(x)$  soit positive, on doit avoir  $c(1 - x^k) > 0$ .

Comme  $1 - x^k \geq 0$  car  $x \in [0, 1]$  et  $k \in \mathbb{N}^*$ , on a  $c > 0$ .

La relation  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$  entraîne  $c \int_0^1 (1 - x^k) dx = 1$  où  $c = \frac{k+1}{k}$ .

Pour tout couple  $(c, k)$  lié par la relation précédente, c'est-à-dire  $(\frac{k+1}{k}, k)$ ;  $k \in \mathbb{N}^*$ , la fonction  $f(x)$  définit une densité de probabilité.

On peut énumérer les couples  $(2, 1); (\frac{3}{2}, 2); \dots; (\frac{n+1}{n}, n); \dots$

2. Si  $k = 2$ ,  $f(x)$  s'écrit

$$f(x) = \begin{cases} \frac{3}{2}(1 - x^2) & \text{si } 0 \leq x < 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\text{et } \mathbb{P}\left(X > \frac{1}{2}\right) = \int_{\frac{1}{2}}^{\infty} f(x)dx = \frac{3}{2} \int_{\frac{1}{2}}^1 (1 - x^2) dx = 0,31$$

### Correction 2

1. Du fait que  $f$  soit positive, on doit avoir  $k > 0$ .

La relation  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$  donne  $k \int_0^1 \frac{dx}{\sqrt{1-x^2}} = 1$ , alors  $k \text{Arcsin } 1 = 1$ ,

c'est-à-dire  $k = \frac{2}{\pi}$ .

2. La fonction de répartition  $F$  de cette v.a.  $X$  est :

$$\begin{aligned} F(x) = \mathbb{P}(X \leq x) &= \int_{-\infty}^x f(t)dt \\ &= \frac{2}{\pi} \int_0^x \frac{dt}{\sqrt{1-t^2}} \end{aligned}$$

Donc :

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ \frac{2}{\pi} \text{Arcsin } x & \text{si } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$$

### Correction 3

1. Soit  $Y = -2X + 1$ . On a vu dans la 2<sup>ème</sup> question de l'exercice 7, de la série 1, que si  $X$  est une v.a., alors  $Y = aX + b$  avec  $a, b \in \mathbb{R}$  est aussi une v.a.

Ici on a  $a = -2$  et  $b = 1$ , même raisonnement  $Y = -2X + 1$  est aussi une v.a.; où on peut écrire :  $\{Y \leq x\} = \{-2X + 1 \leq x\} = \{X \geq \frac{1-x}{2}\} = \{X < \frac{1-x}{2}\}^c \in$  tribu considérée, (car  $X$  est une v.a.).

Déterminons  $f_Y$  sa densité de probabilité.

On a  $Y = g(X)$  avec  $g(x) = -2x + 1$  qui est une application **bijective**.

D'où

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \left| (g^{-1}(y))' \right|$$

On a :  $g^{-1}(y) = \frac{1-y}{2}$ , alors  $(g^{-1}(y))' = -\frac{1}{2}$  et  $f_X(g^{-1}(y)) = \frac{1}{2}$  si  $-1 \leq \frac{1-y}{2} \leq 1$ ,  
i.e.,  $f_X(g^{-1}(y)) = \frac{1}{2}$  si  $-1 \leq y \leq 3$ .

Donc :

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{4} & \text{si } -1 \leq y \leq 3 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

2. Déterminons  $f_Z$  la densité de probabilité de  $Z = X^2$ .

D'abord,  $Z$  est bien une v.a., car  $\{X^2 \leq x\} = \{-\sqrt{x} \leq X \leq \sqrt{x}\} \in$  la tribu considérée.

$Z = X^2$ , la transformation considérée ici, n'est pas bijective, donc, on ne peut pas utiliser la formule que l'on a utilisé dans la question précédente.

Alors, on déterminera, d'abord, la fonction de répartition  $F_Z$  et on la dérive, par la suite, pour trouver la densité  $f_Z$ .

Comme  $X \sim \mathcal{U}(-1, 1)$  alors la fonction de répartition  $F_X$  de la v.a.  $X$  est définie par :

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -1 \\ \frac{x+1}{2} & \text{si } -1 \leq x \leq 1 \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

On a :  $F_Z(z) = \mathbb{P}(Z \leq z) = \mathbb{P}(X^2 \leq z)$

► Si  $z \leq 0$ , alors  $F_Z(z) = 0$ .

► Si  $z > 0$ , on trouve  $F_Z(z) = \mathbb{P}(-\sqrt{z} \leq X \leq \sqrt{z})$

$$= F_X(\sqrt{z}) - F_X(-\sqrt{z})$$

- Si  $z \leq 1$ , on a  $F_Z(z) = \frac{\sqrt{z}+1}{2} - \frac{-\sqrt{z}+1}{2} = \sqrt{z}$
- Si  $z > 1$ , on a  $F_Z(z) = 1 - 0 = 1$

d'où

$$F_Z(z) = \begin{cases} 0 & \text{si } z \leq 0 \\ \sqrt{z} & \text{si } z \in ]0, 1] \\ 1 & \text{si } z > 1 \end{cases}$$

On en déduit la fonction de densité de probabilité de  $Z$  :

$$f_Z(z) = \begin{cases} 0 & \text{si } z \notin ]0, 1] \\ \frac{1}{2\sqrt{z}} & \text{si } z \in ]0, 1] \end{cases}$$

#### Correction 4

La fonction de répartition de  $X$  est :  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x)dt$

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ \frac{x}{a} & \text{si } 0 < x \leq a \\ 1 & \text{si } x > a \end{cases}$$

1. Déterminons  $f_Y$  la fonction de densité de probabilités de la v.a.  $Y = X^2$

Soit  $y \in \mathbb{R}$ ;  $\mathbb{P}(Y \leq y) = \mathbb{P}(X^2 \leq y)$

► si  $y < 0$ ;  $\mathbb{P}(Y \leq y) = 0$

► si  $y \geq 0$ ;

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Y \leq y) &= \mathbb{P}(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}) \\ &= \mathbb{P}(X \leq \sqrt{y}) - \mathbb{P}(X \leq -\sqrt{y}) \\ &= F(\sqrt{y}) - F(-\sqrt{y}) \\ &= F(\sqrt{y}) \end{aligned}$$

Donc

$$F_Y(y) = \begin{cases} \frac{\sqrt{y}}{a} & \text{si } 0 < y \leq a^2 \\ 1 & \text{si } y \geq a^2 \end{cases}$$

D'où

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2a\sqrt{y}} & \text{si } 0 < y \leq a^2 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

2. De même, pour  $Z = \sqrt{X}$ .

Soit  $z \geq 0$ ,

$$F_Z(z) = \mathbb{P}(Z \leq z) = \mathbb{P}(X \leq z^2) = F(z^2)$$

Donc

$$f_Z(z) = 2zF'_X(z^2) = 2zf_X(z^2)$$

D'où

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{2z}{a} & \text{si } 0 < z \leq \sqrt{a} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

### Correction 5

1. Pour que  $f$  soit une densité de probabilité, il faut que  $f(x) \geq 0, \forall x \in \mathbb{R}^+$  et  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ .

Alors il faut que  $\alpha > 0$  et  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_0^{\frac{a}{2}} \alpha x dx + \int_{\frac{a}{2}}^a \alpha(a-x)dx = 1$

c'est-à-dire, il faut que  $\alpha \left[ \frac{x^2}{2} \right]_0^{\frac{a}{2}} + \alpha a \left[ x \right]_{\frac{a}{2}}^a - \alpha \left[ \frac{x^2}{2} \right]_{\frac{a}{2}}^a = 1$

et on trouve  $\alpha = \frac{4}{a^2}$

2.

$$\mathbb{P}\left(X > \frac{a}{2}\right) = \alpha \int_{\frac{a}{2}}^a (a-x)dx = \frac{4}{a^2} \left( a \left( a - \frac{a}{2} \right) - \left[ \frac{x^2}{2} \right]_{\frac{a}{2}}^a \right) = \frac{1}{2}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\frac{a}{2} - b < X \leq \frac{a}{2} + b\right) &= \int_0^{\frac{a}{2}+b} f(x)dx - \int_0^{\frac{a}{2}-b} f(x)dx \\ &= \int_0^{\frac{a}{2}} f(x)dx + \int_{\frac{a}{2}}^{\frac{a}{2}+b} f(x)dx - \int_0^{\frac{a}{2}-b} f(x)dx \\ &= \int_{\frac{a}{2}-b}^{\frac{a}{2}} f(x)dx + \int_{\frac{a}{2}}^{\frac{a}{2}+b} f(x)dx \\ &= \alpha \left( \int_{\frac{a}{2}-b}^{\frac{a}{2}} x dx + \int_{\frac{a}{2}}^{\frac{a}{2}+b} (a-x) dx \right) \end{aligned}$$

Soit le changement de variable  $y = a - x$ , dans la 2<sup>ème</sup> intégrale

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\frac{a}{2} - b < X \leq \frac{a}{2} + b\right) &= \alpha \left( \int_{\frac{a}{2}-b}^{\frac{a}{2}} x dx - \int_{\frac{a}{2}}^{\frac{a}{2}-b} y dy \right) \\ &= 2\alpha \int_{\frac{a}{2}-b}^{\frac{a}{2}} x dx = 2\alpha \left[ \frac{x^2}{2} \right]_{\frac{a}{2}-b}^{\frac{a}{2}} \\ &= \alpha b(a-b) \\ &= \frac{4b(a-b)}{a^2} \end{aligned}$$

3. On a :

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}\left(\frac{a}{2} < X \leq \frac{a}{2} + b\right) = \alpha \int_{\frac{a}{2}}^{\frac{a}{2}+b} (a-x) dx$$

Soit, par changement de variable  $y = a - x$

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \alpha \int_{\frac{a}{2}}^{\frac{a}{2}+b} y dy = \frac{\alpha}{2} [b(a-b)]$$

Ce qui démontre que l'on a :  $\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \cdot \mathbb{P}(B)$ , c'est-à-dire que les événements  $A$  et  $B$  sont indépendants.

### Correction 6

D'une manière générale,  $F$  est une fonction de répartition d'une v.a.  $X$  définie par  $F(x) = \mathbb{P}(X \leq x), \forall x \in \mathbb{R}$  si, et seulement si, elle a les propriétés suivantes :

- $F$  est non-décroissante.
- $F$  est continue à droite en tout point  $x$  de  $\mathbb{R}$ .
- $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$  et  $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$

Vérifions si ces conditions sont vérifiées pour les fonctions  $F$  et  $H$  données.

1. La fonction  $F$  donnée par :

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \frac{e^{-x}}{2} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

► Sa dérivée est :

$$F'(x) = \begin{cases} \frac{e^{-x}}{2} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

Donc  $F'(x) \geq 0$ , d'où  $F$  est non-décroissante.

►  $\forall \alpha \in \mathbb{R}^*$ ; on a :  $\lim_{x \rightarrow \alpha} F(x) = F(\alpha) \Leftrightarrow F$  est continue en  $\alpha; \alpha \neq 0$ .

pour  $\alpha = 0$ , on a :  $\lim_{x \rightarrow 0^-} F(x) = 0 \neq F(0) = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$

$$\lim_{x \rightarrow 0^+} F(x) = \frac{1}{2} = F(0)$$

Donc  $F$  est continue à droite de zéro, mais discontinue à gauche de zéro.

►

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) &= \lim_{x \rightarrow -\infty} (0) = 0 \\ \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) &= \lim_{x \rightarrow +\infty} \left(1 - \frac{e^{-x}}{2}\right) = 1 - 0 = 1 \end{aligned}$$

Donc  $F$  est bien une fonction de répartition d'une certaine v.a.

2. La fonction  $H$  définie par :

$$H(y) = \begin{cases} 1 & \text{si } y > 0 \\ 0 & \text{si } y \leq 0 \end{cases}$$

On vérifie de même que :

- $H$  est non-décroissante.
- $H$  est continue en tout point  $\alpha \in \mathbb{R}^*$

Pour  $\alpha = 0$ , on a  $\lim_{y \rightarrow 0^-} H(y) = 0 = H(0)$  et  $\lim_{y \rightarrow 0^+} H(y) = 1 \neq 0 = H(0)$

Donc  $H$  est continue à gauche de zéro, mais discontinue à droite de zéro.

D'où  $H$  ne peut être considérée comme une fonction de répartition et ceci malgré que l'on ait :  $\lim_{y \rightarrow 0^-} H(y) = 0$  et  $\lim_{y \rightarrow 0^+} H(y) = 1$ .

### Correction 7

La fonction  $g(x) = ax + b$  est dérivable et sa dérivée garde un signe constant pour tout  $x$ , on peut, donc appliquer la formule  $h(y) = f(g^{-1}(y)) |(g^{-1}(y))'|$  où  $h$  est la densité de probabilité de la variable  $Y = aX + b$ .

La fonction inverse  $g^{-1}(y)$  se calcule en résolvant l'équation  $y = ax + b$  par rapport à  $x$  ; on obtient  $g^{-1}(y) = \frac{y - b}{a}$ .

D'après le calcul  $(g^{-1}(y))' = \frac{1}{a}$  ; donc  $|(g^{-1}(y))'| = \frac{1}{|a|}$ .

D'où  $h(y) = \frac{1}{|a|} f\left(\frac{y - b}{a}\right)$