

Licence 2 MIASHS – Probabilités 3

Contrôle continu du lundi 25 avril 2022 – Durée 1h30 – Documents et calculatrice interdits

Écrire les réponses et calculs sur cette copie, en respectant les délimitations

NOM :

PRENOM :

EXERCICE 1 – Trouver C pour que les fonctions ci-dessous soient des densités sur \mathbb{R}^2 .

1. $f_1(x, y) = C(x^2 + y) \mathbf{1}_{[-1,0] \times [0,1]}(x, y)$.

$$\begin{aligned} \int_{\mathbb{R}^2} f_1(x, y) dx dy &= C \int_0^1 \left(\int_{-1}^0 (x^2 + y) dx \right) dy = C \int_0^1 \left[\frac{x^3}{3} + xy \right]_{-1}^0 dy \\ &= C \int_0^1 \left(\frac{1}{3} + y \right) dy = C \left[\frac{y}{3} + \frac{y^2}{2} \right]_0^1 = \frac{5C}{6} \end{aligned}$$

Donc $\int_{\mathbb{R}^2} f_1(x, y) dx dy = 1 \Leftrightarrow C = \frac{6}{5}$, auquel cas $f_1(x, y) \geq 0 \forall x, y \in \mathbb{R}$.

$\Rightarrow f_1$ est une densité sur \mathbb{R}^2 si $C = \frac{6}{5}$

2. $f_2(x, y) = Cxe^{-x^2-2y} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_+^2}(x, y)$.

$$\begin{aligned} \int_{\mathbb{R}^2} f_2(x, y) dx dy &= C \int_0^{+\infty} xe^{-x^2} \left(\int_0^{+\infty} e^{-2y} dy \right) dx = C \left[\frac{e^{-x^2}}{-2} \right]_0^{+\infty} \left[\frac{e^{-2y}}{-2} \right]_0^{+\infty} \\ &= \frac{C}{4} \end{aligned}$$

Donc $\int_{\mathbb{R}^2} f_2(x, y) dx dy = 1 \Leftrightarrow C = 4$, auquel cas $f_2(x, y) \geq 0 \forall x, y \in \mathbb{R}$.

$\Rightarrow f_2$ est une densité sur \mathbb{R}^2 si $C = 4$

EXERCICE 2 – Soit X une variable aléatoire réelle de densité $f(x) = \frac{3}{x^4} \mathbf{1}_{[1,+\infty[}(x)$.

1. Calculer la variance de X.

$$\mathbb{E}(X) = \int_{\mathbb{R}} x f(x) dx = 3 \int_1^{+\infty} \frac{1}{x^3} dx = 3 \left[\frac{x^{-2}}{-2} \right]_1^{+\infty} = \frac{3}{2}$$

$$\mathbb{E}(X^2) = \int_{\mathbb{R}} x^2 f(x) dx = 3 \int_1^{+\infty} \frac{1}{x^2} dx = 3 \left[\frac{x^{-1}}{-1} \right]_1^{+\infty} = 3$$

Donc $\text{var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2 = 3 - \frac{9}{4} = \frac{3}{4}$

2. Calculer la médiane de X.

Calculons tout d'abord la f.r. f_X de X. On a $F_X(x) = 0$ si $x < 1$ et, pour $x \geq 1$, $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_1^x \frac{3}{t^4} dt = 3 \left[\frac{t^{-3}}{-3} \right]_1^x = 1 - \frac{1}{x^3}$.

On cherche donc π t.q. $F_X(\pi) = \frac{1}{2}$, d'où $\pi \geq 1$ et π est t.q. $1 - \frac{1}{\pi^3} = \frac{1}{2}$
 $\Leftrightarrow \pi^3 = 2 \Leftrightarrow \pi = 2^{1/3}$

La médiane de X est donc $\pi = 2^{1/3}$

3. Déterminer la densité de la variable aléatoire $\frac{1}{X}$.

On applique le théorème 1.4.1 du cours. On a $\mathbb{P}(X \in]1, +\infty[) = 1$ et

$\varphi: \begin{cases} \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} \\ x \mapsto \frac{1}{x} \end{cases}$ est strictement décroissante et φ' sur $]1, +\infty[$.

De plus, si $x, y \in \mathbb{R}$ sont tq $y = \varphi(x) = \frac{1}{x}$ alors $x = \frac{1}{y}$ d'où $\varphi^{-1}(y) = \frac{1}{y}$.

En fin, $\varphi'(x) = -\frac{1}{x^2} \forall x \in]1, +\infty[$.

Alors, comme $\varphi(x) = \frac{1}{x}$:

$$f_{\frac{1}{X}}(y) = \frac{1}{|\varphi'(\varphi^{-1}(y))|} f(\varphi^{-1}(y)) = \frac{3}{\varphi^{-1}(y)^2} \mathbb{1}_{]1, +\infty[}(\varphi^{-1}(y)) = 3y^2 \mathbb{1}_{]0, 1[}(y),$$

car $\varphi(]1, +\infty[) =]0, 1[$.

EXERCICE 3 – Soit (X, Y) un couple de variables aléatoires réelles de densité

$$f(x, y) = (x + y) \mathbb{1}_{]0, 1]^2}(x, y).$$

1. Calculer la densité marginale de X.

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy = \mathbb{1}_{]0, 1[}(x) \int_0^1 (x+y) dy = \mathbb{1}_{]0, 1[}(x) \left[xy + \frac{y^2}{2} \right]_0^1 \\ &= \left(x + \frac{1}{2}\right) \mathbb{1}_{]0, 1[}(x) \end{aligned}$$

2. En déduire $\mathbb{E}(X)$.

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X) &= \int_{\mathbb{R}} x f_X(x) dx = \int_0^1 \left(x^2 + \frac{x}{2}\right) dx = \left[\frac{x^3}{3} + \frac{x^2}{4}\right]_0^1 \\ &= \frac{1}{3} + \frac{1}{4} = \frac{7}{12}\end{aligned}$$

3. Calculer $\mathbb{E}(XY)$ et $\mathbb{E}(X^2Y)$

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(XY) &= \int_{\mathbb{R}^2} xy f(x,y) dx dy \stackrel{\text{Fubini}}{=} \int_0^1 x \left(\int_0^1 (xy + y^2) dy\right) dx = \int_0^1 x \left[\frac{xy^2}{2} + \frac{y^3}{3}\right]_0^1 dx \\ &= \int_0^1 \left(\frac{x^2}{2} + \frac{x}{3}\right) dx = \left[\frac{x^3}{6} + \frac{x^2}{6}\right]_0^1 = \frac{2}{6} = \frac{1}{3}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X^2Y) &= \int_{\mathbb{R}^2} x^2 y f(x,y) dx dy \stackrel{\text{Fubini}}{=} \int_0^1 x^2 \left(\int_0^1 (xy + y^2) dy\right) dx \stackrel{\text{cf+ker}}{=} \int_0^1 \left(\frac{x^3}{2} + \frac{x^2}{3}\right) dx \\ &= \left[\frac{x^4}{8} + \frac{x^3}{9}\right]_0^1 = \frac{1}{8} + \frac{1}{9} = \frac{17}{72}\end{aligned}$$

4. En déduire $\text{cov}(XY, X)$.

$$\begin{aligned}\text{cov}(XY, X) &= \mathbb{E}(X^2Y) - \mathbb{E}(XY)\mathbb{E}(X) = \frac{17}{72} - \frac{1}{3} \cdot \frac{7}{12} = \frac{17-14}{72} = \frac{3}{72} = \frac{1}{24}\end{aligned}$$

5. Calculer la densité du couple de variables aléatoires $(X, X+Y)$.

On applique le th. 4.5.1 du cours. On a $\mathbb{P}((X,Y) \in]0,1[\times]0,1[) = 1$ et on note donc

$$\varphi : \begin{cases}]0,1[\times]0,1[\rightarrow \Delta := \{(u,v) \in \mathbb{R}^2 : 0 < u < 1 \text{ et } 0 < v-u < 1\} \\ (x,y) \mapsto (x, x+y) \end{cases}$$

Alors φ est injective, car si $(x_1, y_1), (x_2, y_2) \in]0,1[\times]0,1[$ font $\varphi(x_1, y_1) = \varphi(x_2, y_2)$

on a $(x_1, x_1+y_1) = (x_2, x_2+y_2)$ d'où $x_1 = x_2$ et $x_1+y_1 = x_2+y_2$ d'où $y_1 = y_2$

φ est aussi surjective car si $(u, v) \in \Delta$, on a $\varphi(u, v-u) = (u, v)$ et $(u, v-u) \in]0, 1[\times]0, 1[$.

On tire de $\varphi(u, v-u) = (u, v)$ que $\varphi^{-1}(u, v) = (u, v-u)$ et donc φ^{-1} , comme φ , est \mathcal{C}^1 . Globalement, on a montré que φ est un \mathcal{C}^1 -difféomorphisme.

D'autre part, $\forall (u, v) \in \Delta$: $\det J_{\varphi^{-1}}(u, v) = \det \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -1 & 1 \end{pmatrix} = 1$.

Alors, comme $(x, x+y) = \varphi(x, y)$:

$$\begin{aligned} f_{X, X+Y}(u, v) &= \int_{\varphi^{-1}(u, v)} | \det J_{\varphi^{-1}}(u, v) | = (u+v-u) \mathbb{1}_{\varphi^{-1}(u, v)} \\ &= v \mathbb{1}_{\varphi^{-1}(u, v)} = v \mathbb{1}_{\Delta}(u, v), \text{ car } \varphi \text{ est surjective.} \end{aligned}$$

6. Déterminer la densité de la variable aléatoire $X+Y$.

Comme $\mathbb{P}((X, Y) \in]0, 1[\times]0, 1[) = 1$, on a $\mathbb{P}(X+Y \in]0, 2[) = 1$. Pas sur, $f_{X+Y}(v) = 0 \forall v \notin]0, 2[$.
Soit maintenant $v \in]0, 2[$. On a

$$f_{X+Y}(v) = \int_{\mathbb{R}} f_{X, X+Y}(u, v) du = v \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_{\Delta}(u, v) du = v \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_{\Delta(v)}(u) du, \text{ où } \Delta(v)$$

$$\text{a pour } \Delta(v) = \{ u \in \mathbb{R} : 0 < u < 1 \text{ et } 0 < v-u < 1 \} = \{ u \in \mathbb{R} : 0 < u < 1 \text{ et } v-1 < u < v \}$$

On remarque que si $v \in]0, 1[$, $\Delta(v) =]0, v[$ et si $v \in]1, 2[$, $\Delta(v) =]v-1, 1[$.

Alors :

$$\bullet v \in]0, 1[: f_{X+Y}(v) = v \int_0^v du = v^2$$

$$\bullet v \in]1, 2[: f_{X+Y}(v) = v \int_{v-1}^1 du = v(2-v)$$

$$\text{Globalement, } f_{X+Y}(v) = \begin{cases} 0 & \text{si } v \notin]0, 2[\\ v^2 & \text{si } v \in]0, 1[\\ v(2-v) & \text{si } v \in]1, 2[\end{cases}$$