

TD 1 - VECTEURS ALÉATOIRES

2018 - 19

poudevigne@math.univ-lyon1.fr
lerouvillois@math.univ-lyon1.fr

Exercice 1

On considère (X, Y) un couple de variables aléatoires de densité $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}_+$ définie par :

$$f : (x, y) \mapsto \begin{cases} kx^2y & \text{si } (x, y) \in [-1, 1] \times [0, 1], \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

1. Déterminer la valeur de k .
2. Calculer les densités marginales de X et de Y .
3. Déterminer la fonction de répartition jointe du vecteur (X, Y) .
4. Déterminer les fonctions de répartitions marginales de X et de Y .
5. Les variables aléatoires X et Y sont-elles indépendantes ?
6. Calculer $\mathbb{P}\left((x, y) \in [0; 1/2]^2\right)$.
7. Combien vaut $\mathbb{P}(X < Y)$?

Exercice 2

On considère la fonction $f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ donnée par :

$$f : (x, y) \mapsto \begin{cases} ae^{-x-y} & \text{si } 0 \leq x \leq y, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

1. Déterminer a pour que f soit la densité d'un couple de variables aléatoires (X, Y) .
2. Déterminer la fonction de répartition jointe du vecteur (X, Y) .
3. Déterminer les densités et fonctions de répartition marginales.
4. Les variables aléatoires X et Y sont-elles indépendantes ?
5. Pour tout $y \in \mathbb{R}_+^*$, déterminer la densité conditionnelle de X sachant $Y = y$.

Exercice 3

Soit (X, Y) un couple de variables aléatoires de densité

$$f(x, y) = \lambda e^{-\left(\frac{y^2}{2}-xy+x^2\right)}.$$

1. Déterminer λ , la loi de X et la loi de Y .
2. Donner la fonction caractéristique de (X, Y) .
3. Calculer $Cov(X, Y)$ et étudier l'indépendance de X et de Y .

$$\text{cov}(x, y) = E(xy) - E(x)E(y)$$

Exercice 4

Soit X, Y deux variables aléatoires indépendantes de loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

1. Déterminer la matrice de covariance de (X, Y) .
2. On considère le vecteur aléatoire $(U, V) = (X + 2Y, 3X - Y)$. Déterminer la matrice de covariance de (U, V) .

Exercice 5

Soit $D = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2, 0 < x \leq y\}$. Pour tout $(x, y) \in \mathbb{R}^2$, on pose

$$f(x, y) = e^{-y} \mathbf{1}_D(x, y)$$

1. Vérifier que f est la densité d'un couple (X, Y) de variables aléatoires.
2. Quelles sont les densités marginales de X et de Y ?
3. Les variables X et Y sont-elles indépendantes ?
4. Les variables X et $Y - X$ sont-elles indépendantes ?
5. Les variables $X + Y$ et $Y - X$ sont-elles indépendantes ?
6. Les variables Y et $\frac{X}{Y}$ sont-elles indépendantes ?

Exercice 6

Soit X et Y deux variables aléatoires indépendantes identiquement distribuées de loi exponentielle de paramètre λ ($\lambda > 0$). On pose $U = X + Y$ et $V = \frac{X}{X + Y}$.

1. Déterminer les lois de U et de V .
2. U et V sont-elles indépendantes ? Donner la matrice de covariance du couple (U, V) .

Exercice 7

Soit X, Y et Z trois variables aléatoires. On suppose que les trois couples (X, Y) , (Y, Z) et (X, Z) ont le même coefficient de corrélation ρ . Montrer que l'on a

$$\rho \geq -\frac{1}{2}.$$

Indication : On pourra, dans un premier temps, supposer que les v.a. X, Y et Z ont même variance.

Exercice 8

Soit X et Y deux variables aléatoires.

1. Déterminer $a \in \mathbb{R}$ tel que $\mathbb{E}[(Y - a)^2]$ est minimum.
2. Montrer que

$$\phi(a, b) = \mathbb{E}[(Y - (aX + b))^2]$$

admet un unique minimum en $a = \frac{\rho_{X,Y}\sigma_Y}{\sigma_X}$, $b = \mathbb{E}(Y) - \mathbb{E}(X)\frac{\rho_{X,Y}\sigma_Y}{\sigma_X}$

3. Soit maintenant Y, X_1, \dots, X_n des variables aléatoires indépendantes de $L^2(\mathbb{P})$. Déterminer $a_1, \dots, a_n, b \in \mathbb{R}$ qui minimisent

$$\mathbb{E}[(Y - (a_1X_1 + \dots + a_nX_n + b))^2]$$

Exercice 9

Soit X_1, \dots, X_n, Y, Z des variables de L^2 .

On appelle coefficient de corrélation partiel de Y et Z contre X_1, \dots, X_n le coefficient de corrélation linéaire des variables Y et Z privées de leurs régressions linéaires (notées \hat{Y} et \hat{Z}) par rapport à (X_1, \dots, X_n) .

Montrer que ce coefficient est égal à :

$$\alpha \frac{\mathbb{V}[Z - \hat{Z}]^{\frac{1}{2}}}{\mathbb{V}[Y - \hat{Y}]^{\frac{1}{2}}}$$

où α désigne le coefficient de corrélation linéaire de Y par rapport aux variables X_1, \dots, X_n, Z .

Exercice 1

(X, Y) variable aléatoire $f: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}_+$

$$f: (x, y) \rightarrow \begin{cases} Kx^2y & \text{si } (x, y) \in [-1, 1] \times [0, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

1) Déterminer K

$$\int_{-1}^1 \left(\int_0^1 Kx^2y \, dy \right) dx = 1$$

$$K \int_{-1}^1 \left[\frac{1}{2}y^2x^2 \right]_0^1 dx = K \int_{-1}^1 \frac{1}{2}x^2 \, dx = 1$$

$$\frac{K}{2} \left[\frac{1}{3}x^3 \right]_{-1}^1 = 1 \Rightarrow \frac{K}{2} \left[\frac{1}{3} + \frac{1}{3} \right] = \frac{K}{2} \times \frac{2}{3} = 1$$

$$K = \frac{3}{2} \times 2 = 3$$

avec Fubini Tonelli:

$$3 \left(\int_{-1}^1 x^2 \, dx \right) \left(\int_0^1 y \, dy \right) = 1$$

2) Calculez les lois marginales de X et de Y

Rappel: $f_X = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) \, dy$

Si $x \in [-1, 1]$

$$f_X = \int_0^1 3x^2y \, dy = 3x^2 \int_0^1 y \, dy = \frac{3}{2}x^2$$

Si $x \notin [-1, 1]$, $f_X(x) = 0$

$$\forall x \in \mathbb{R}, f_X(x) = \frac{3}{2}x^2 \mathbf{1}_{[-1, 1]}$$

Pour y : Si $y \notin [0, 1]$, $f_y(y) = 0$

$$\text{Sinon, } f_y(y) = \int_{\mathbb{R}} f_{x,y}(x, y) dx$$

$$= 3y \int_{-1}^1 x^2 dx = 3y \left[\frac{1}{3} x^3 \right]_{-1}^1 = 3y \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3} \right) = 3y \left(\frac{1}{6} \right) = 2y$$

Donc, $\forall y \in \mathbb{R}$, $f_y(y) = 2y \mathbf{1}_{[0,1]} y$

3. Déterminer la fonction de répartition jointe de (X, Y)

$$t_1, t_2 \in \mathbb{R}$$

$$F_{(X,Y)}(t_1, t_2) = \mathbb{P}(X \leq t_1, Y \leq t_2)$$

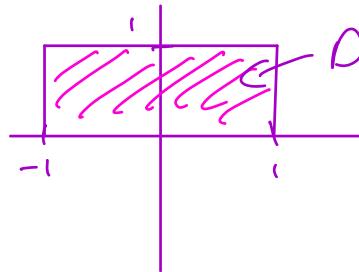
$$\text{Comme } \forall x, y \in \mathbb{R}^2, f_{(X,Y)}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$$

d'où X et Y sont indépendants.

$$\text{En particulier, } F_{(X,Y)}(t_1, t_2) = \mathbb{P}(X \leq t_1) \mathbb{P}(Y \leq t_2)$$

Méthode direct pour calculer la fonction de répartition de (X, Y) .

$$F_{(X,Y)}(t_1, t_2) = 0 \quad \text{si } t_1 < -1 \text{ ou } t_2 < 0$$



Si $t_1, t_2 \in \mathbb{D}$

$$\begin{aligned} F_{(x,y)}(t_1, t_2) &= \int_{-1}^{t_1} \left(\int_0^{t_2} 3x^2 y \, dy \right) dx \\ &= \int_{-1}^{t_1} 3x^2 \, dx \int_0^{t_2} y \, dy \\ &= \left[x^3 \right]_{-1}^{t_1} \left[\frac{y^2}{2} \right]_0^{t_2} \\ &= (t_1^3 + 1) \frac{t_2^2}{2} \end{aligned}$$

Si $t_1 > 1$ et $t_2 > 1$, alors $F_{(x,y)}(t_1, t_2) = 1$

Si $t_1 > 1$ et $t_2 \in [0, 1]$, $F_{(x,y)}(t_1, t_2) = t_2^2$

Si $t_1 \in [-1, 1]$ et $t_2 > 1$, $F_{(x,y)}(t_1, t_2) = \frac{(t_1^3 + 1)}{2}$

4. Déterminer les fonctions de répartition marginales.

$F_{(x,y)}$ connu donc on peut calculer F_x et F_y

par $F_x(t) = \lim_{y \rightarrow +\infty} F_{(x,y)}(t, y)$

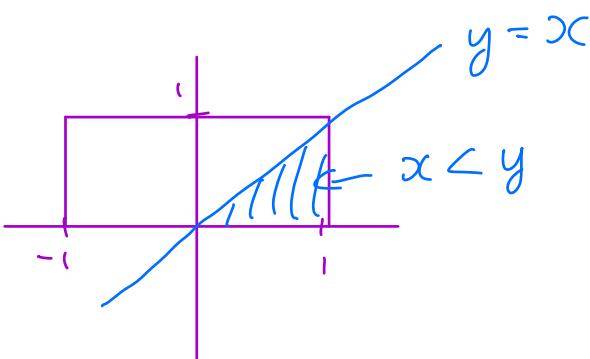
$$= \begin{cases} 0 & \text{si } t < -1 \\ \frac{t^3 + 1}{2} & \text{si } t \in [-1, 1] \\ 1 & \text{si } t > 1 \end{cases}$$

$$\begin{aligned}
 6) \text{ Calculer } & \mathbb{P}((x,y) \in [0; \frac{1}{2}]^2) \\
 &= \mathbb{P}(0 \leq X \leq \frac{1}{2}, 0 \leq Y \leq \frac{1}{2}) \\
 &= \mathbb{P}(0 \leq X \leq \frac{1}{2}) \mathbb{P}(0 \leq Y \leq \frac{1}{2}) \\
 &= \int_0^{\frac{1}{2}} f_X(x) dx \int_0^{\frac{1}{2}} f_Y(y) dy \\
 &= \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{3}{2} x^2 dx \int_0^{\frac{1}{2}} 2y dy \\
 &= \frac{1}{2^4} \cdot \frac{1}{2^2} = \frac{1}{2^6} = \frac{1}{64}
 \end{aligned}$$

$$7) \text{ Calculer } \mathbb{P}(X \leq Y)$$

Par théorème de transfert:

$$\begin{aligned}
 \mathbb{P}(X \leq Y) &= E(1_{X \leq Y}) \\
 &= \iint_{\mathbb{R}^2} 1_{X \leq Y}^{(x,y)} f_{x,y}(x,y) d(x,y) \\
 &= \iint_{\mathbb{R}^2} 1_{X \leq Y}^{(x,y)} 1_{D}^{(x,y)} 3x^2 y d(x,y)
 \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}
 &= \int_0^1 \int_{-1}^y 3x^2 y \, dx \, dy \\
 &= \int_0^1 y \left[x^3 \right]_{x=-1}^{x=y} \, dy \\
 &= \int_0^1 y (y^3 + 1) \, dy = \left[\frac{y^5}{5} + \frac{y^2}{2} \right]_0^1 = \frac{7}{10}
 \end{aligned}$$

Exercice 2

$$f: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$$

$$f: (x, y) \mapsto \begin{cases} ae^{-|x-y|} & \text{si } 0 \leq x \leq y \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$1) \iint_{\mathbb{R}^2} f(x, y) \, d(x, y) = 1$$

$$= \iint_{\mathbb{R}^2} \mathbf{1}_D(x, y) ae^{-|x-y|} \, d(x, y) \quad \text{ou } D = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2; 0 \leq x \leq y\}$$

$$= a \int_0^\infty \left(\int_x^\infty e^{-|x-y|} \, dy \right) \, dx$$

$$= a \int_0^\infty e^{-x} [-e^{-y}]_x^\infty \, dx = a \int_0^\infty e^{-x} e^{-x} \, dx$$

$$= a \left[-\frac{1}{2} e^{-2x} \right]_0^\infty = \frac{a}{2} \quad \text{donc } a = 2$$

2) Déterminer la fonction de répartition jointe du vecteur (X, Y)

$$\text{On a } F_{X,Y}(t_1, t_2) = 0 \quad \text{si } t_1 < 0 \text{ et } t_2 < 0$$

Si $0 \leq t_1 \leq t_2$, alors

$$F_{X,Y}(t_1, t_2) = 2 \iint_{\mathbb{R}^2} \mathbb{1}_{x \leq t_1}^{(x)} \mathbb{1}_{x \leq t_2}^{(y)} \underbrace{\mathbb{1}_{x \leq y}}_{g(x,y)} e^{-x-y} d(x,y)$$

$$\begin{aligned} F_{X,Y}(t_1, t_2) &= 2 \int_0^{t_1} \int_0^{t_2} \mathbb{1}_{x \leq y} e^{-x-y} dy dx \\ &= 2 \int_0^{t_1} \int_x^{t_2} e^{-x-y} dy dx = 2 \int_0^{t_1} e^{-x} \left[-e^{-y} \right]_x^{t_2} dx \\ &= 2 \int_0^{t_1} e^{-x} (e^{-x} - e^{-t_2}) dx \\ &= 2 \left[-\frac{1}{2} e^{-2x} + e^{-x-t_2} \right]_0^{t_1} = 2 \left(-e^{-t_2} + \frac{1}{2} - \frac{1}{2} e^{-2t_1} + e^{-t_1-t_2} \right) \end{aligned}$$

3. Déterminer les densités

$$\begin{aligned} f_{X,Y}(x, y) &= 2e^{-x-y} \\ f_X(x) &= \int_0^x 2e^{-x-y} dy = 2 \int_0^x e^{-x-y} dy = 2 \left[\frac{1}{-x-y+1} e^{-x-y+1} \right]_0^x \\ &= 2 \left[\left(\frac{1}{-x+1} e^{-x+1} \right) - \left(\frac{1}{-2x+1} e^{-2x+1} \right) \right] \\ &= 2 \left(\frac{1}{-x+1} e^{-x+1} + \frac{1}{2x-1} e^{-2x+1} \right) \\ &= \frac{2}{-x+1} e^{-x+1} + \frac{2}{2x-1} e^{-2x+1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 f_x(x) &= \int_0^{\infty} 2(e^{-x} e^{-y}) dy = 2e^{-x} \int_0^{\infty} e^{-y} dy \\
 &= 2e^{-x} [-e^{-y}]_0^{\infty} = 2e^{-x} [0 + 1] = 2e^{-x} \\
 f_y(y) &= \int_0^y 2e^{-x} e^{-y} dx = 2e^{-y} \int_0^y e^{-x} dx = 2e^{-y} [-e^{-x}]_0^y \\
 &= 2e^{-y} [-e^{-y} + 1] \\
 &= -2e^{-2y} + 2e^{-y}
 \end{aligned}$$

4. Non pas indép car $f_{x,y}(x,y) \neq f_x(x) \cdot f_y(y)$

5. $\forall y \in \mathbb{R}_+^*$, déterminer la densité conditionnelle de X sachant

$$Y=y$$

$$f_{X|Y=y}(x) = \frac{f_{(x,y)}(x,y)}{f_y(y)}$$

Exercice 3

(X, Y) v.a de densité

$$f(x, y) = \lambda e^{-\left(\frac{y^2}{2} - xy + x^2\right)}$$

1) Déterminer λ , la loi de X et la loi de Y

$$\iint_{\mathbb{R}^2} f(x, y) d(x, y) = 1$$

$$\text{On note : } \frac{y^2}{2} - xy + x^2 = (x - \frac{y}{2})^2 + \frac{y^2}{4}$$

On pose le changement de variable $(u, v) = (x - \frac{y}{2}, \frac{y}{2})$

$$f : \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}^2$$

$$(x, y) \mapsto (u, v) = (x - \frac{y}{2}, \frac{y}{2})$$

$$(u, v) \mapsto (u+v, 2v)$$

$$\det \text{Jac}(f^{-1})(u, v) = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 2 \end{vmatrix} = 2$$

$$\begin{aligned} \iint_{\mathbb{R}^2} f(x, y) d(x, y) &= \lambda \iint_{\mathbb{R}^2} e^{-(x - \frac{y}{2})^2 - (\frac{y^2}{4})} d(x, y) \\ &= \lambda \iint_{\mathbb{R}^2} e^{-(u^2 + v^2)} 2 du dv = 2\lambda \iint_{\mathbb{R}^2} e^{-(u^2 + v^2)} du dv \\ &= 2\lambda \pi \end{aligned}$$

$$\text{Rappel : } \iint_{\mathbb{R}^2} e^{-(u^2 + v^2)} du dv = \pi ; \quad \int_{\mathbb{R}} e^{-x^2} dx = \sqrt{\pi}$$

Exercice 3
Soit (X, Y) un couple de variables aléatoires de densité

$$f(x, y) = \lambda e^{-\left(\frac{y^2}{2} - xy + x^2\right)}$$

$$\text{cov}(x, y) = E(xy) - E(x)E(y)$$

1. Déterminer λ , la loi de X et la loi de Y .
2. Donner la fonction caractéristique de (X, Y) .
3. Calculer $\text{Cov}(X, Y)$ et étudier l'indépendance de X et de Y .

$$2\lambda\pi = 1 \quad \text{donc} \quad \lambda = \frac{1}{2\pi}$$

$$f_x(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-(\frac{y^2}{2} - xy + x^2)} dy$$

$$\text{or } \frac{y^2}{2} - xy + x^2 = (x - \frac{y}{2})^2 + \frac{y^2}{4}$$

$$f_x(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-(x - \frac{y}{2})^2 + \frac{y^2}{4}} dy$$

2) Trouver la f.c de (X, Y)

$$\text{Rappel: } \phi_{(X,Y)}(u, v) = E(e^{i(uX+vY)})$$

$$\begin{aligned} \phi_{(X,Y)}(u, v) &= E(e^{i(uX+vY)}) \\ &= \frac{1}{2\pi} \iint_{\mathbb{R}^2} e^{i(uX+vY)} e^{-(\frac{y^2}{2} - xy + x^2)} dx dy \\ &= \frac{1}{2\pi} \iint_{\mathbb{R}^2} e^{iux + ivy - \frac{y^2}{2} + xy + x^2} dx dy \end{aligned}$$

- Isoler les variables pour appliquer Fubini

- Reconnaître des fonctions caractéristiques gaussiennes

$$\begin{aligned} \text{si } X \sim N(\mu, \sigma^2) \text{ alors } \phi_X(t) &= e^{iut - \frac{1}{2}\sigma^2 t^2} \\ &= \int_{\mathbb{R}} e^{ixt} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \end{aligned}$$

3) Donner $\text{Cov}(X, Y)$

Méthode 1: calcul direct à partir de la densité de (X, Y)
et $\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$

Méthode 2: Utiliser les dérivées de $\Phi(x, y)$, ϕ_x et ϕ_y .

$$\text{cov}(X, Y) = -\partial_{xy} \Phi_{(x,y)}(0,0) + \partial_x \phi_x(0) \partial_y \phi_y(0)$$

$$\phi_x^{(k)}(0) = i^k E(X^k)$$

$$\text{Ex: } f(x, y) = xe^{-y}$$

$$\partial_x f(x, y) = e^{-y}$$

$$\partial_y \partial_x f(x, y) = \partial_y \partial_x f(x, y) = -e^{-y}$$

$$\partial_y \partial_x f(0, 0) = -1$$

$$\text{et } \partial_{xy} \Phi_{(x,y)}(0,0) = i^2 E(XY)$$

Exercice 4

Soit X, Y deux variables aléatoires indépendantes de loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

1. Déterminer la matrice de covariance de (X, Y) .
2. On considère le vecteur aléatoire $(U, V) = (X + 2Y, 3X - Y)$. Déterminer la matrice de covariance de (U, V) .

$$\text{Var}(x) = E(x^2) - E(x)^2$$

Exercice 4

X, Y indépendantes de loi $\mathcal{N}(0, 1)$

$$f_X = f_Y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$E(X) = E(Y) = 0$$

$$\text{Var}(X) = \text{Var}(Y) = 1$$

$$\text{Cov}(X, Y) = 0 \quad \text{indépendance de } X \text{ et } Y$$

$$\text{Donc on a } V(X, Y) = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$2) (U, V) = (X + 2Y, 3X - Y)$$

$$\begin{pmatrix} U \\ V \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X + 2Y \\ 3X - Y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix}$$

La matrice de covariance de (U, V) est

$$\begin{aligned} V(U, V) &= A V(X, Y) A^t \\ &= A A^t = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 3 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 3 \\ 2 & -1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 5 & 1 \\ 1 & 10 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$\text{On alors: } \text{cov}(U, V) = \text{cov}(X + 2Y, 3X - Y)$$

$$= \text{cov}(X, 3X - Y) + 2 \text{cov}(Y, 3X - Y)$$

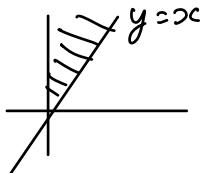
$$= 3 \text{cov}(X, X) - \text{cov}(X, Y) + 2 \times 3 \text{cov}(Y, X) - 2 \text{cov}(Y, Y)$$

$$\begin{aligned} &= 3 \text{var}(X) + (6 - 1) \text{cov}(X, Y) - 2 \text{var}(Y) \\ &= 3 - 2 = 1 \end{aligned}$$

$$\begin{array}{c|cc} & X & Y \\ \hline X & \text{Var}(X) & \text{cov}(X, Y) \\ Y & \text{cov}(Y, X) & \text{Var}(Y) \end{array}$$

Exercice 5

$$D = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid 0 < x \leq y\}$$



$$f(x, y) = \mathbb{1}_D(x, y) e^{-y}$$

Est-ce que f définit une densité de proba ?

$$\text{Rq: } f(x, y) \geq 0 \quad \forall x, y \in \mathbb{R}$$

$$\iint_{\mathbb{R}^2} f(x, y) d(x, y) = 1$$

Pour Fubini-Tonelli

$$= \int_0^{+\infty} \int_0^y e^{-y} dx dy = \int_0^{+\infty} y e^{-y} dy$$

$$\stackrel{\text{I.P.P.}}{=} \left[y(-e^{-y}) \right]_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} (-e^{-y}) dy$$

$$= \left[-e^{-y} \right]_0^{+\infty} = 1 \quad \text{donc } f \text{ est bien}$$

une densité de proba d'un couple de v.a
noté (X, Y)

2) Quelles sont les densités marginales ?

Comme (X, Y) est à densité, d'où X et Y le sont aussi et
 $\forall x \in \mathbb{R}, f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy$

$$= \int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+}(x) \mathbb{1}_{\{y \in \mathbb{R}, y \geq x\}}(y) e^{-y} dy$$

$$\begin{aligned}
 &= \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^*}(x) \int_x^{+\infty} e^{-y} dy \\
 &= \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^*}(x) e^{-x} \quad \rightsquigarrow X \sim \mathcal{E}(1)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 f_y(y) &= \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dx \\
 &= \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^*}(y) \int_0^y e^{-x} dx = \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^*}(y) y e^{-y}
 \end{aligned}$$

Notons que $\forall y \in \mathbb{R}$, $f_y(y) = \frac{\lambda^a}{\Gamma(a)} y^{a-1} e^{-\lambda y} \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^*}(y)$

où $a = 2$ et $\lambda = 1$

et $\Gamma(2) = 1! = 1$

Rappel: $\Gamma(\alpha+1) = \alpha \Gamma(\alpha) \quad \forall \alpha > 0$

$\Gamma(n+1) = n! \quad \forall n \in \mathbb{N}$

$Y \sim \Gamma(2, 1)$

3) X et Y sont-elles indépendantes?

$f_{(X,Y)}(x,y) \neq f_X(x) \cdot f_Y(y)$ sur un intervalle de \mathbb{R}_+^*

4) les variables X et $Y-X$ sont-elles indép?

On cherche à déterminer la loi du couple $(U, V) = (X, Y-X)$

$$E(g(U,V)) = \iint_{\mathbb{R}^2} g(u,v) h_{U,V}(u,v) d(u,v)$$

$$g(X, Y-X) = \iint_{\mathbb{R}^2} g(x, y-x) f(x,y) d(x,y)$$

$$\begin{aligned}
 f: \mathbb{R}^2 &\longrightarrow \mathbb{R}^2 \\
 (x,y) &\longmapsto (x, y-x)
 \end{aligned}$$

f est mesurable positive et $\varphi^{-1}: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}^2$

$$(u, v) \mapsto (u, u+v)$$

$$\begin{aligned} u &= x \\ v &= y - x \end{aligned} \Rightarrow \begin{aligned} x &= u \\ y &= u+v \end{aligned}$$

$$\text{Jac } (\varphi^{-1})(u, v) = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{vmatrix} = 1$$

et donc

$$E(g(u, v)) = \iint_{\mathbb{R}^2} g(u, v) f(u, u+v) d(u, v)$$

$$(u, u+v) \in D \Leftrightarrow \begin{array}{l} 0 < u < u+v \\ 0 < u \\ 0 \leq v \end{array}$$

$$E(g(u, v)) = \iint_{\mathbb{R}^2} g(u, v) \mathbb{1}_{(\mathbb{R}_+^* \times \mathbb{R}_+^*)}(u, v) e^{-(u+v)} d(u, v)$$

$$\text{donc } (u, v) \text{ est à densité } f_{(u, v)}(u, v) = \mathbb{1}_{(\mathbb{R}_+^* \times \mathbb{R}_+^*)}(u, v) e^{-(u+v)}$$

$$\text{Remarque: } f_{(u, v)}(u, v) = (\mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^*} e^{-u}) (\mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^*} e^{-v})$$

donc u et v sont indépendants et de même loi $\mathcal{E}(1)$

5) Même chose

6) Même chose

Exercice 6

Soit X et Y deux variables aléatoires indépendantes identiquement distribuées de loi exponentielle de paramètre λ ($\lambda > 0$). On pose $U = X+Y$ et $V = \frac{X}{X+Y}$.

On a X et Y \perp
 $X \sim \mathcal{E}(\lambda)$, $Y \sim \mathcal{E}(\lambda)$

1. Déterminer les lois de U et de V .

2. U et V sont-elles indépendantes ? Donner la matrice de covariance du couple (U, V) .

$$f_{X,Y}(x,y) = \lambda e^{-\lambda(x+y)} \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+^2}$$

$$U = X + Y, \quad V = \frac{X}{X+Y}$$

$$E(g(U,V)) = \int_{\mathbb{R}^2} g(x+y, \frac{x}{x+y}) e^{x+y} d(x,y) \quad (\text{théorème de transfert})$$

Soit f mesurable positive

$$x = uv \quad y = u(1-v)$$

$$f: u, v \rightarrow (uv, u(1-v))$$

$$E(f(u,v)) = \int_{\mathbb{R}^2} f(u,v) \lambda^2 e^{-\lambda u} |\text{Jac}(f)| d(u,v)$$

$$\begin{vmatrix} v & u \\ 1-v & -v \end{vmatrix} = (vu) - (-u - uv) = -vu - u + uv = -u$$

$$E(f(u,v)) = \int_{\mathbb{R}^2} f(u,v) \lambda^2 e^{-\lambda u} u d(u,v)$$

donc la densité de (u,v)

$$\text{est } f_{u,v}(u,v) = u \lambda^2 e^{-\lambda u} \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+}(u) \mathbb{1}_{[0,1]}(v)$$

U et V indépendantes car

$$f_{u,v}(u,v) = f_u(u) \cdot f_v(v)$$

$$f_u(u) = u \lambda^2 e^{-\lambda u} \mathbb{1}_{\mathbb{R}_+}(u)$$

$$f_v(v) = \mathbb{1}_{[0,1]}(v)$$

Exercice 7

Exercice 7

Soit X , Y et Z trois variables aléatoires. On suppose que les trois couples (X, Y) , (Y, Z) et (X, Z) ont le même coefficient de corrélation ρ . Montrer que l'on a

$$\rho \geq -\frac{1}{2}.$$

Indication : On pourra, dans un premier temps, supposer que les v.a. X , Y et Z ont même variance.

Exercice 8

Exercice 8

Soit X et Y deux variables aléatoires.

1. Déterminer $a \in \mathbb{R}$ tel que $\mathbb{E}[(Y - a)^2]$ est minimum.

2. Montrer que

$$\phi(a, b) = \mathbb{E}[(Y - (aX + b))^2]$$

admet un unique minimum en $a = \frac{\rho_{X,Y}\sigma_Y}{\sigma_X}$, $b = \mathbb{E}(Y) - \mathbb{E}(X)\frac{\rho_{X,Y}\sigma_Y}{\sigma_X}$

3. Soit maintenant Y, X_1, \dots, X_n des variables aléatoires indépendantes de $L^2(\mathbb{P})$. Déterminer $a_1, \dots, a_n, b \in \mathbb{R}$ qui minimisent

$$\mathbb{E}[(Y - (a_1X_1 + \dots + a_nX_n + b))^2]$$

Exos de cours chapitre 1