

I. Le cas discret:

Définition: Soient X, Y deux variables aléatoires discrètes définies sur le même ensemble fondamental Ω . Le couple (X, Y) est appelé couple de variables aléatoires.

La loi du couple (X, Y) (ou loi conjointe) est la donnée des probabilités:

$$P_{ij} = P(X=x_i, Y=y_j) = P(X=x_i \text{ et } Y=y_j) \\ = P(\{X=x_i\} \cap \{Y=y_j\}).$$

Lorsque cela est possible (le cas fini) il est souvent pratique de donner cette loi sous forme de tableau (appelé tableau de contingence)

Exemple: On lance deux dés; on note X le plus grand (au sens large) des deux chiffres obtenus et Y le plus petit (au sens large) des deux chiffres obtenus. Donner la loi conjointe du couple (X, Y) .

X et Y prennent leurs valeurs dans l'ensemble $\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$.

ainsi $X = x_i = i \quad i = 1, \dots, 6$

$Y = y_j = j \quad j = 1, \dots, 6.$

$Y \backslash X$	$x_1=1$	$x_2=2$	$x_3=3$	$x_4=4$	$x_5=5$	$x_6=6$	$P(Y=y_j)$
$y_1=1$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$P_{1.} = \frac{11}{36}$
$y_2=2$	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$P_{2.} = \frac{9}{36}$
$y_3=3$	0	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$P_{3.} = \frac{7}{36}$
$y_4=4$	0	0	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{18}$	$\frac{1}{18}$	$P_{4.} = \frac{5}{36}$
$y_5=5$	0	0	0	0	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{18}$	$P_{5.} = \frac{3}{36}$
$y_6=6$	0	0	0	0	0	$\frac{1}{36}$	$P_{6.} = \frac{1}{36}$

$P(X=x_i)$	$\frac{1}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{7}{36}$	$\frac{9}{36}$	$\frac{11}{36}$	
	$P_{1.}$	$P_{2.}$	$P_{3.}$	$P_{4.}$	$P_{5.}$	$P_{6.}$	

Remarques:

• On peut avoir $P(X=x_i, Y=y_j) = 0$ même si $P(X=x_i) \neq 0$ et $P(Y=y_j) \neq 0$.

•
$$\sum_{i,j} P(X=x_i, Y=y_j) = \sum_{i,j} P_{ij} = 1$$

Définition Les lois marginales de X et Y sont données par:

$$P_{i.} = P(X=x_i) = \sum_j P(X=x_i, Y=y_j) = \sum_j P_{ij}$$

$$P_{.j} = P(Y=y_j) = \sum_i P(X=x_i, Y=y_j) = \sum_i P_{ij}$$

Remarques:

• On déduit les lois marginales à partir de la loi du couple.

Il n'est pas en général possible de déduire la loi conjointe, si on connaît les lois marginales.

•
$$\sum_i P_{i.} = \sum_j P_{.j} = 1$$

Définition:

La loi conditionnelle de $X=x_i$ sachant que $Y=y_j$ est donnée

par:
$$P(X=x_i / Y=y_j) = \frac{P_{ij}}{P_{.j}} = \frac{P(X=x_i, Y=y_j)}{P(Y=y_j)} = \frac{P(\{X=x_i\} \cap \{Y=y_j\})}{P(\{Y=y_j\})}$$

Exemple:
$$P(X=3 / Y=2) = \frac{P(X=3, Y=2)}{P(Y=2)} = \frac{\frac{1}{18}}{\frac{9}{36}} = \frac{1}{18} \times \frac{36}{9} = \frac{2}{9}.$$

Remarque: il est nécessaire d'avoir $P_{.j} \neq 0$ pour définir cette loi conditionnelle.

Définition: Les deux variables aléatoires X et Y sont dites indépendantes

ssi $\forall i, \forall j, P(X=x_i, Y=y_j) = P(X=x_i) \cdot P(Y=y_j).$

ou encore $\forall i, \forall j: P_{ij} = P_{i.} \cdot P_{.j}.$

Définition: On appelle fonction de répartition de couple (X, Y) la

fonction
$$F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y).$$

Définition l'espérance de X est donnée par

$$E(X) = \sum_i x_i P_{i.}$$

l'espérance de Y est donnée par

$$E(Y) = \sum_j y_j \cdot P_{.j}$$

Remarque: Si X et Y sont indépendants alors,

$$E(XY) = E(X) \cdot E(Y)$$

La réciproque est généralement fautive

Définition: La variance de X notée $V(X)$ est donnée par la formule

Classique $V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$ et l'écart type $\sigma_X = \sqrt{V(X)}$
idem pour $V(Y) = E(Y^2) - [E(Y)]^2$ " " $\sigma_Y = \sqrt{V(Y)}$.

La Covariance de X, Y est donnée par

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X, Y) &= E[(X - E(X))(Y - E(Y))] \\ &= E(XY) - E(X) \cdot E(Y). \end{aligned}$$

Le nombre réel $\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$ est appelé coefficient de corrélation de X et Y .

Propriétés:

1. $-1 \leq \rho \leq +1$.
2. X et Y indépendants $\implies \text{Cov}(X, Y) = 0$ (la réciproque n'est pas toujours vraie)
3. X et Y indépendants $\implies V(X+Y) = V(X) + V(Y)$
(la réciproque n'est pas toujours vraie).
4. X et Y indépendants $\implies \rho = 0$ ——— vraie).
5. $V(X+Y) = V(X) + V(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y)$.
6. Si $|\rho| = 1$ X et Y sont en corrélation linéaire
 $Y = aX + b$.

Exercice 1

On jette deux dés ; soit X et Y les variables aléatoires représentant les chiffres obtenus du premier et du deuxième dé respectivement

- 1- Donner la loi conjointe et lois marginales.
- 2- Donner la loi de $Z = X + Y$.
- 3- Par deux méthodes calculer $E(Z)$.

Solution

$Y \backslash X$	1	2	3	4	5	6	
1	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$P_{.1} = \frac{1}{6}$
2	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$P_{.2} = \frac{1}{6}$
3	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$P_{.3} = \frac{1}{6}$
4	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$P_{.4} = \frac{1}{6}$
5	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$P_{.5} = \frac{1}{6}$
6	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$P_{.6} = \frac{1}{6}$
	$P_{.1} = \frac{1}{6}$	$P_{.2} = \frac{1}{6}$	$P_{.3} = \frac{1}{6}$	$P_{.4} = \frac{1}{6}$	$P_{.5} = \frac{1}{6}$	$P_{.6} = \frac{1}{6}$	

2- Z prend les valeurs $\{2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12\}$.

$$P(Z=2) = P(X=1, Y=1) = \frac{1}{36}$$

$$P(Z=3) = P(X=1, Y=2) + P(X=2, Y=1) = \frac{2}{36}$$

$$P(Z=4) = P(X=1, Y=3) + P(X=2, Y=2) + P(X=3, Y=1) = \frac{3}{36}$$

$$P(Z=5) = \frac{4}{36}, \quad P(Z=6) = \frac{5}{36}, \quad P(Z=7) = \frac{6}{36}, \quad P(Z=8) = \frac{5}{36}$$

$$P(Z=9) = \frac{4}{36}, \quad P(Z=10) = \frac{3}{36}, \quad P(Z=11) = \frac{2}{36}, \quad P(Z=12) = \frac{1}{36}$$

$$3. E(Z) = E(X+Y) = E(X) + E(Y) \\ = \frac{21}{6} + \frac{21}{6} = \frac{42}{6} = 7$$

on bien $E(Z) = \sum p_i z_i = \left(\frac{2}{36} + 3 \times \frac{2}{36} + 4 \times \frac{3}{36} + \dots + 12 \times \frac{1}{36} \right) \\ = 7.$

Exercice 2: Soient X, Y deux variables indépendantes suivant des lois de Poisson de paramètres respectifs λ et μ .
Donner la loi de $Z = X + Y$.

Solution:

$$P(X=k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

$$P(Y=l) = \frac{\mu^l e^{-\mu}}{l!}$$

$$P(Z=m) = P(X+Y=m) = \sum_{k=0}^m P(X=k) P(Y=m-k) \leftarrow \text{indépendantes.} \\ = \sum_{k=0}^m P(X=k, Y=m-k) \\ = \sum_{k=0}^m \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \cdot \frac{\mu^{m-k} e^{-\mu}}{(m-k)!} \\ = e^{-(\lambda+\mu)} \sum_{k=0}^m \frac{1}{k!(m-k)!} \lambda^k \mu^{m-k} \\ = \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{m!} \sum_{k=0}^m \frac{m!}{k!(m-k)!} \lambda^k \mu^{m-k} \\ = \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{m!} \sum_{k=0}^m \binom{m}{k} \lambda^k \mu^{m-k} \quad (\text{formule du binôme}) \\ P(Z=m) = \frac{(\lambda+\mu)^m e^{-(\lambda+\mu)}}{m!}$$

$Z \rightarrow P(\mu+\lambda)$.

II Cas (absolument) continu.

On peut reproduire toutes les notions précédentes au cas continu avec des modifications nécessaires.

Définition:

Un couple de variable aléatoires (X, Y) est dit continu s'il existe une fonction $f(x, y)$ dite densité de probabilité telle que:

$$\bullet f(x, y) \geq 0 \quad \forall (x, y) \in \mathbb{R}^2$$

$$\bullet \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1.$$

La Fonction de répartition du couple (X, Y) est donnée par:

$$F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv$$

et on a donc $f(x, y) = \frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y}$

$$P(a \leq X \leq b, c \leq Y \leq d) = \int_a^b \int_c^d f(x, y) dy dx$$

Les densités marginales de X et Y sont données par:

$$f_x(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \quad \text{et} \quad f_y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx$$

Les fonctions de répartition marginales

$$F_x(x) = \int_{-\infty}^x f_x(t) dt \quad \text{et} \quad F_y(y) = \int_{-\infty}^y f_y(t) dt$$

Définition: Les v.a. X, Y sont dites indépendantes si pour tous intervalles

$$I, J \text{ on a: } P(X \in I, Y \in J) = P(X \in I) \cdot P(Y \in J).$$

En d'autres termes $\forall (x, y) \in \mathbb{R}^2$

$$P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x) \cdot P(Y \leq y).$$

ou encore $F(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$

ou encore $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x, y) dx dy, \quad E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} y f(x, y) dx dy.$$

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2, \quad V(Y) = E(Y^2) - [E(Y)]^2$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X, Y) &= E[(X - E(X))(Y - E(Y))] \\ &= E(XY) - E(X) \cdot E(Y). \end{aligned}$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy.$$

Les propriétés énoncées dans le cas discret restent valables dans le cas continu.

Exercices

I. Cas discret :

Ex 1 :

Soit X une v.a. discrète dont la loi est donnée par :

$x_k = k$	-2	-1	0	1	2
$P_k = P(X=x_k)$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{6}$

1. On note $Y = X^2$. Déterminer la loi de Y ainsi que celle du couple (X, Y) .
2. ~~X~~ et Y sont-elles indépendantes ?
3. Calculer $\text{Cov}(X, Y)$.

Solution

$Y = X^2$ donc Y prend ses valeurs dans $\{0, 1, 4\}$.

y_k	0	1	4
$P_k = P(Y=y_k)$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{3}$

$X \backslash Y$	0	1	4
-2	0	0	$\frac{1}{6}$
-1	0	$\frac{1}{4}$	0
0	$\frac{1}{6}$	0	0
1	0	$\frac{1}{4}$	0
2	0	0	$\frac{1}{6}$

2. On remarque que $P(X=1, Y=0) = 0$, $P(X=1) = \frac{1}{4}$, $P(Y=0) = \frac{1}{6}$.

Donc X et Y ne sont pas indépendants.

$$3. \text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E[X]E[Y]$$

$$E[X] = -2 \times \frac{1}{6} + (-1) \times \frac{1}{4} + 0 \times \frac{1}{6} + 1 \times \frac{1}{4} + 2 \times \frac{1}{6} = 0.$$

$$E[Y] = 0 \times \frac{1}{6} + 1 \times \frac{1}{2} + 4 \times \frac{1}{3} = \frac{11}{6}.$$

Pour calculer $E[XY]$ on donne la loi de $Z = XY$.

$Z = z_k$	-8	-1	0	1	8
$P(Z = z_k)$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{6}$

$$E[Z] = E[XY] = -8 \times \frac{1}{6} + (-1) \times \frac{1}{4} + 0 \times \frac{1}{6} + 1 \times \frac{1}{4} + 8 \times \frac{1}{6} = 0.$$

$$E[XY] - E[X]E[Y] = 0$$

ainsi $\text{Cov}(X, Y) = 0$ mais X et Y ne sont pas indépendants.

On dit que X et Y sont non-corrélés

Ex2: Soient X et Y deux variables aléatoires indépendantes.

On pose $U = \max(X, Y)$, $V = \min(X, Y)$.

Déterminer les fonctions de répartition de U et V en fonction de celles de X et Y .

Solution:

$U = \max(X, Y)$ et notons F_u sa fonction de répartition:

On a donc:

$$\begin{aligned} F_u(t) &= P(U \leq t) = P(\max(X, Y) \leq t) \\ &= P(X \leq t \text{ et } Y \leq t) \\ &= P(X \leq t) \cdot P(Y \leq t) \quad \text{X et Y sont indépendants.} \\ &= F_x(t) \cdot F_y(t). \end{aligned}$$

$V = \min(X, Y)$ et notons F_v sa fonction de répartition

On a donc:

$$\begin{aligned} F_v(t) &= P(V \leq t) = P(\min(X, Y) \leq t) \\ &= 1 - P(\min(X, Y) > t) \\ &= 1 - P(X > t \text{ et } Y > t) \\ &= 1 - P(X > t) P(Y > t) \quad \text{X et Y sont indépendants.} \\ &= 1 - (1 - P(X \leq t))(1 - P(Y \leq t)) \\ &= 1 - (1 - F_x(t))(1 - F_y(t)) \\ &= F_x(t) + F_y(t) - F_x(t) \cdot F_y(t). \end{aligned}$$

Ex3: Soit X, Y deux variables aléatoires à valeurs dans \mathbb{N} .

telles que: $\forall i, j \in \mathbb{N}, P_{ij} = P(X=i, Y=j) = \frac{c}{2^{i+1} j!}$

1. Déterminer la valeur de c .
2. Montrer que X et Y sont indépendantes.
3. En déduire la valeur de $\text{Cov}(X, Y)$.

Solution:

1. Il est nécessaire d'avoir $\sum_{i,j} P_{ij} = 1$

$$\begin{aligned} \text{ains } \sum_{i,j} P(X=i, Y=j) &= \sum_i \sum_j \frac{c}{2^{i+1} j!} \\ &= c \sum_i \frac{1}{2^{i+1}} \cdot \sum_j \frac{1}{j!} \\ &= \frac{c}{2} \left(\frac{1}{1 - \frac{1}{2}} \right) \cdot e \\ &= c \cdot e. \end{aligned}$$

$$\Rightarrow c = \frac{1}{e} = e^{-1}$$

2. Déterminons les lois marginales de X et Y .

$$P_{i \cdot} = \sum_j P_{ij} = \sum_j \frac{e^{-1}}{2^{i+1} j!} = \frac{e^{-1}}{2^{i+1}} \sum_j \frac{1}{j!} = \frac{1}{2^{i+1}}$$

$$P_{\cdot j} = \sum_i P_{ij} = \sum_i \frac{e^{-1}}{2^{i+1} j!} = \frac{e^{-1}}{j!} \sum_i \frac{1}{2^{i+1}} = \frac{e^{-1}}{2 j!} \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} = \frac{e^{-1}}{j!}$$

$$\text{ainsi } \forall i, j \quad P_{ij} = P_{i \cdot} \cdot P_{\cdot j} = \frac{e^{-1}}{2^{i+1} j!}$$

Donc X et Y sont indépendants.

3- $\text{Cov}(X, Y) = 0$ car X et Y sont indépendants.

Cas Continu

Ex 1:

$$\text{Soit } f(x, y) = \begin{cases} \alpha(x+y) & \text{si } (x, y) \in]0, 1[\times]0, 1[\\ 0 & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

une d.d.p d'un couple aléatoire (X, Y)

1. Trouver la valeur de α ?
2. Calculer la covariance $\text{Cov}(X, Y)$.
3. Calculer ρ le coefficient de corrélation.

Solution:

$$\begin{aligned} 1. \int_0^1 \int_0^1 f(x, y) dx dy = 1 &\Rightarrow \alpha \int_0^1 \int_0^1 (x+y) dx dy = 1 \\ &\Rightarrow \alpha \int_0^1 \left[xy + \frac{y^2}{2} \right]_0^1 dx = 1. \\ &\Rightarrow \alpha \int_0^1 \left(x + \frac{1}{2} \right) dx = 1 \\ &\Rightarrow \alpha \left[\frac{x^2}{2} + \frac{1}{2}x \right]_0^1 = 1. \\ &\Rightarrow \alpha = 1. \end{aligned}$$

$$f(x, y) = \begin{cases} (x+y) & 0 < x < 1 \text{ et } 0 < y < 1 \\ 0 & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

$$2. \text{Cov}(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y].$$

Calculons les densités marginales.

$$f_x(x) = \int_0^1 f(x, y) dy = \int_0^1 (x+y) dy = \left[xy + \frac{y^2}{2} \right]_0^1 = x + \frac{1}{2}.$$

$$f_y(y) = y + \frac{1}{2}.$$

$$E[X] = \int_0^1 x f_X(x, y) dx = \int_0^1 (x^2 + \frac{1}{2}x) dx = \left[\frac{1}{3}x^3 + \frac{1}{4}x^2 \right]_0^1$$

$$E[X] = \frac{7}{12}$$

$$E[Y] = \frac{7}{12}$$

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

$$\text{Cov}(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y]$$

$$\text{Cov}(X, Y) = \frac{1}{3} - \frac{7}{12} \times \frac{7}{12} = -\frac{1}{144}$$

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

$$V(X) = E[X^2] - E[X]^2$$

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \int_0^1 x^2 f_X(x) dx = \int_0^1 x^2 \left(x + \frac{1}{2} \right) dx = \left[\frac{x^4}{4} + \frac{1}{6}x^3 \right]_0^1 \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{6} = \frac{5}{12} \end{aligned}$$

$$V(X) = \frac{5}{12} - \left(\frac{7}{12} \right)^2 = \frac{60 - 49}{144} = \frac{11}{144}$$

$$V(Y) = \frac{11}{144}$$

$$\rho = \frac{-\frac{1}{144}}{\sqrt{\frac{11}{144}} \times \sqrt{\frac{11}{144}}} = -\frac{1}{11}$$

Exercice 2:

$$\text{Soit } f(x,y) = cxy e^{-x^2-y^2} \quad x \geq 0, y \geq 0.$$

- 1- Déterminer c pour que f soit la densité de probabilité d'un couple de variables aléatoires (X, Y) .
- 2- Calculer $F(x,y)$ la fonction de répartition du couple (X, Y) .
- 3- Calculer les densités marginales.
- 4- Calculer les fonctions de répartition marginales.

Solution:

1- c doit être positif.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx dy = c \int_0^{+\infty} x e^{-x^2} dx \int_0^{+\infty} y e^{-y^2} dy = \frac{c}{4} \left[e^{-x^2} \right]_0^{+\infty} \left[e^{-y^2} \right]_0^{+\infty}$$
$$= \frac{c}{4} = 1 \Rightarrow c = 4.$$

$$f(x,y) = 4xy e^{-x^2-y^2} \quad x \geq 0, y \geq 0 \text{ est une d.d.p d'un couple } (X, Y).$$

$$2- F(x,y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u,v) du dv \quad \text{pour } x > 0, y > 0$$

$$= 4 \int_0^x \int_0^y uv e^{-u^2-v^2} du dv = \int_0^x -2ue^{-u^2} du \int_0^y -2ve^{-v^2} dv$$
$$= \left[e^{-u^2} \right]_0^x \left[e^{-v^2} \right]_0^y = (1 - e^{-x^2})(1 - e^{-y^2})$$
$$= (e^{x^2} - 1)(e^{-y^2} - 1).$$

$$3. f_x(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy = \int_0^{+\infty} 4xy e^{-x^2-y^2} dy = -2xe^{-x^2} \int_0^{+\infty} -2ye^{-y^2} dy$$
$$= -2xe^{-x^2} \left[e^{-y^2} \right]_0^{+\infty} = 2xe^{-x^2}.$$

$$\text{de même } f_y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx = 2ye^{-y^2}.$$

4. Fonctions de répartition marginales.

$$F_x(x) = \int_{-\infty}^x f_x(t) dt = \int_{-\infty}^x 2t e^{-t^2} dt = \int_0^x 2t e^{-t^2} dt = -[e^{-t^2}]_0^x = (1 - e^{-x^2}) \quad x \geq 0$$

$$F_y(y) = (1 - e^{-y^2}) \quad y \geq 0.$$

EXERCICE 3:

$$\text{Soit } f(x,y) = \begin{cases} \alpha \sin(x+y) & \text{si } 0 \leq x \leq \pi/2, 0 \leq y \leq \pi/2 \\ 0 & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

La d.d.p d'un couple de v.a. (X, Y) .

- 1- Trouver α .
- 2- Calculer $E(X)$, $E(Y)$, $V(X)$, $V(Y)$.
- 3- Donner la matrice de covariance.

Solution:

$$\begin{aligned} 1. \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx dy &= 1 \Rightarrow \alpha \int_0^{\pi/2} \int_0^{\pi/2} \sin(x+y) dx dy = 1. \\ &\Rightarrow \alpha \int_0^{\pi/2} [-\cos(x+y)]_0^{\pi/2} dx = 1. \\ &\Rightarrow \alpha \int_0^{\pi/2} [-\cos(x+\pi/2) + \cos x] dx = 1. \\ &\Rightarrow \alpha [-\sin(x+\pi/2) + \sin x]_0^{\pi/2} = 1. \\ &\Rightarrow \alpha [1 + 1] = 1 \Rightarrow \alpha = 1/2. \end{aligned}$$

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2} \sin(x+y) & \text{si } 0 \leq x \leq \pi/2, 0 \leq y \leq \pi/2 \\ 0 & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} 2. E(X) &= \int_0^{\pi/2} \int_0^{\pi/2} x \frac{\sin(x+y)}{2} dx dy = \frac{1}{2} \int_0^{\pi/2} x \left[\int_0^{\pi/2} \sin(x+y) dy \right] dx \\ &= \frac{1}{2} \int_0^{\pi/2} x [-\cos(x+y)]_0^{\pi/2} dx = \frac{1}{2} \int_0^{\pi/2} x (-\cos(x+\pi/2) + \cos x) dx. \end{aligned}$$

Par parties $\left\{ \begin{array}{l} f = x \rightarrow f' = 1 \\ g' = -\cos(x+\pi/2) + \cos x \rightarrow g = -\sin(x+\pi/2) + \sin x \end{array} \right.$

$$E(X) = \frac{1}{2} \left\{ \left[x(-\sin(x+\pi/2) + \sin x) \right]_0^{\pi/2} + \int_0^{\pi/2} (\sin(x+\pi/2) - \sin x) dx \right.$$

$$E(X) = \frac{1}{2} \left[\frac{\pi}{2} + \left[-\cos(x + \frac{\pi}{2}) + \cos x \right] \frac{\pi}{2} \right]$$

$$E(X) = \frac{1}{2} \left[\frac{\pi}{2} + [1 - 1] \right] = \frac{\pi}{4}$$

Donc $E(X) = \frac{\pi}{4}$

et Par symétrie car $f(x,y) = f(y,x)$ on a:

$$E(Y) = \frac{\pi}{4}$$

$$E(X^2) = \frac{1}{2} \int_0^{\pi/2} \int_0^{\pi/2} x^2 \sin(x+y) dx dy$$

après deux intégrations par parties. on trouve.

$$E(X^2) = \frac{\pi^2}{8} + \frac{\pi}{2} - 2.$$

Donc $V(X) = E[X^2] - (E(X))^2 = \frac{\pi^2}{8} + \frac{\pi}{2} - 2 - \frac{\pi^2}{16}$

$$V(X) = \frac{\pi^2}{16} + \frac{\pi}{2} - 2$$

et Par symétrie $V(Y) = \frac{\pi^2}{16} + \frac{\pi}{2} - 2.$

3- la matrice de covariance est donnée par $\begin{pmatrix} V(X) & \text{Cov}(X,Y) \\ \text{Cov}(Y,X) & V(Y) \end{pmatrix}$

Il suffit de calculer $\text{Cov}(X,Y) (= \text{Cov}(Y,X))$

$$\text{Cov}(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y].$$

Il reste à calculer $E(XY) = \frac{1}{2} \int_0^{\pi/2} \int_0^{\pi/2} xy \sin(x+y) dx dy = \frac{\pi}{2} - 1.$

ainsi $\text{Cov}(X,Y) = \frac{\pi}{2} - 1 - \frac{\pi^2}{16}$

Donc la matrice de covariance est donnée par

$$\begin{pmatrix} \frac{\pi^2}{16} + \frac{\pi}{2} - 2 & -\frac{\pi^2}{16} + \frac{\pi}{2} - 1 \\ -\frac{\pi^2}{16} + \frac{\pi}{2} - 1 & \frac{\pi^2}{16} + \frac{\pi}{2} - 2 \end{pmatrix}$$

Exercice 4

Deux v.a. indépendantes X, Y ont pour d.d.p. respectives

$$f_1(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ \lambda e^{-\lambda x} & \text{si } x > 0 \end{cases}$$

$$f_2(y) = \begin{cases} 0 & \text{si } y < 0 \\ \mu e^{-\mu y} & \text{si } y > 0 \end{cases}$$

1. Trouver la d.d.p. du couple (X, Y) .

2. Donner la F.d.r. du couple (X, Y) .

Solution:

1. Comme X et Y sont indépendantes

$$f(x, y) = f_1(x) \cdot f_2(y) = \begin{cases} \lambda \cdot \mu e^{-(\lambda x + \mu y)} & \text{si } x > 0 \text{ et } y > 0 \\ 0 & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

$$2. F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv = \int_0^x \int_0^y \lambda \cdot \mu e^{-(\lambda u + \mu v)} du dv$$

$$= \int_0^x \lambda e^{-\lambda u} du \int_0^y \mu e^{-\mu v} dv$$

$$= \lambda \left[-\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda u} \right]_0^x \mu \left[-\frac{1}{\mu} e^{-\mu v} \right]_0^y$$

$$= (1 - e^{-\lambda x}) (1 - e^{-\mu y})$$

$$F(x, y) = \begin{cases} (1 - e^{-\lambda x}) (1 - e^{-\mu y}) & \text{si } x > 0, y > 0 \\ 0 & \text{ailleurs.} \end{cases}$$

Ex 5:

La d.d.p d'un couple de v.a. (X, Y) est donnée par:

$$f(x, y) = \frac{\alpha}{1+x^2+y^2+x^2y^2} \quad \text{avec } \alpha > 0$$

- 1) Trouver α .
- 2) X et Y sont-elles indépendantes?
- 3) Calculer $P[(X, Y) \in E]$ où $E = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2, -1 \leq x \leq 1, -1 \leq y \leq 1\}$.

Solution:

$$1) \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1 \Rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{k}{1+x^2+y^2+x^2y^2} dx dy = 1$$

$$\Rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{k}{(1+x^2)+y^2(1+x^2)} dx dy = 1 \Rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{k}{(1+x^2)(1+y^2)} dx dy = 1.$$

$$\Rightarrow k \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{1+x^2} dx \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{1+y^2} dy = 1 \Rightarrow k \left[\arctan x \right]_{-\infty}^{+\infty} \left[\arctan y \right]_{-\infty}^{+\infty} = 1.$$

$$\Rightarrow k \left[\frac{\pi}{2} + \frac{\pi}{2} \right] \left[\frac{\pi}{2} + \frac{\pi}{2} \right] = 1 \Rightarrow k = \frac{1}{\pi^2}.$$

$$f(x, y) = \frac{\frac{1}{\pi^2}}{1+x^2+y^2+x^2y^2}$$

2) Calculons les densités marginales.

$$f_x(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \frac{1}{\pi^2} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{(1+x^2)(1+y^2)} dy = \frac{1}{\pi^2} \cdot \frac{1}{1+x^2} \left[\arctan y \right]_{-\infty}^{+\infty}$$

$$f_x(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{1+x^2} \quad \left. \vphantom{f_x(x)} \right\} f(x, y) = f_x(x) \cdot f_y(y)$$

De même

$$f_y(y) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{1+y^2}$$

Donc X et Y sont indépendantes.

$$\begin{aligned}
3. P((X, Y) \in E) &= \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 f(x, y) dx dy \\
&= \frac{1}{\pi^2} \int_{-1}^1 \frac{1}{1+x^2} dx \int_{-1}^1 \frac{1}{1+y^2} dy \\
&= \frac{1}{\pi^2} [\arctan x]_{-1}^1 [\arctan y]_{-1}^1 \\
&= \frac{1}{\pi^2} [\pi/4 - (-\pi/4)] [\pi/4 - (-\pi/4)] \\
&= \frac{1}{4} = 25\%.
\end{aligned}$$