

Quelques exercices de révision en Vrac

I-3

Soit (X, Y) de densité $f(x, y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)}$ $(x, y) \in \mathbb{R}^2$

Efféctuer le changement de variable

$(X, Y) \mapsto (R, \theta)$ avec

$$X = R \cos \theta \text{ et } Y = R \sin \theta$$

et trouvez la loi de (R, θ)

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

$$\begin{matrix} X \mid Y \\ X, Y \sim N(0, 1) \end{matrix}$$

Changement de Variable :

$$\begin{matrix} X = R \cos(\theta) & Y = R \sin(\theta) \\ \underbrace{\qquad\qquad}_{f_1(R, \theta)} & \underbrace{\qquad\qquad}_{f_2(R, \theta)} \end{matrix}$$

Donc d'après la formule du changement de variable

$$\Rightarrow f_{R,\theta}(r,\theta) = f_{X,Y}(x,y) \left| J(x,y) \right|^{-1} \Big|_{x,y=h(r,\theta)}$$

avec $f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)}$

$$\text{et } |J(r,\theta)| = \begin{vmatrix} \frac{\partial h_1}{\partial r} & \frac{\partial h_1}{\partial \theta} \\ \frac{\partial h_2}{\partial r} & \frac{\partial h_2}{\partial \theta} \end{vmatrix}$$

$$= \begin{vmatrix} \cos\theta & -r\sin\theta \\ \sin\theta & r\cos\theta \end{vmatrix}$$

$$= R\cos^2\theta + R\sin^2\theta$$

$$= R$$

$$\Rightarrow f_{R,\theta}(r,\theta) = \frac{R}{2\pi} e^{-\frac{R^2}{2}} \frac{1}{C_0 2\pi} \frac{1}{R_F^F(R)}$$

$$= \frac{1}{2\pi} \underbrace{1}_{C_0 2\pi} \underbrace{\delta(\theta)}_{R_F^F(R)} \cdot R e^{-\frac{R^2}{2}}$$

distribut^o
uniforme sur $C_0 2\pi$

distribut^o de
Rayleigh

Exercice I.6 On considère la fonction suivante

$$f_{X,Y}(x,y) = e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}}.$$

1. Vérifier que $f_{X,Y}$ définit une densité de probabilité sur \mathbb{R}^2 .
2. Calculer les densités marginales f_X et f_Y de X et Y . Les variables X et Y sont-elles indépendantes ?
3. Calculer $E(X)$, $E(Y)$, $\text{cov}(X, Y)$.
4. Déterminer la loi jointe $f_{Z,T}$ du couple (Z, T) défini par :

$$\begin{cases} Z = X + Y \\ T = Y - X \end{cases}$$

5- En déduire les densités marginales de Z et T

$$f_{X,Y}(x,y) = e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}}$$

1) * f est intégrable sur \mathbb{R}^2
 * f est positive sur \mathbb{R}^2

$$\begin{aligned} * \int_{\mathbb{R}^2} f_{X,Y}(x,y) dx dy &= \int_0^\infty \int_x^\infty e^{-y} dy dx \\ &= \int_0^\infty e^{-x} dx = 1 \end{aligned}$$

Donc $f_{X,Y}$ définit bien une densité

de prob sur \mathbb{R}^2

2) Soient $(x, y) \in \mathbb{R}^2$ $f = e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}}$

$$\begin{aligned}
 f_x(x) &= \int_{\mathbb{R}} f_{x,y}(x,y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}} dy \\
 &= \int_x^{\infty} e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}} dy \\
 &= e^{-x} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_+} \\
 f_y(y) &= \int_{\mathbb{R}} f_{x,y}(x,y) dx = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}} dx \\
 &= \int_0^y e^{-y} \mathbf{1}_{\{0 < x < y\}} dx \\
 &= ye^{-y} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_+}
 \end{aligned}$$

Donc $X \not\perp \not\mid Y$ car $f_x \times f_y \neq f_{x,y}$

3) $\mathbb{E}[X] = \int_{\mathbb{R}_+} e^{-x} dx = 1$

$$\mathbb{E}(Y) = \int_{\mathbb{R}_+} ye^{-y} dy = 1$$

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[(X-1)(Y-1)]$$

$$= E(XY) - \underbrace{E(X)E(Y)}_{= -1} + 1$$

$$E(XY) = \int_{\mathbb{R}^2} xy f_{X,Y}(x,y) dy dx$$

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

$$= \int_0^\infty x \frac{x e^x}{e^x} dx = 1$$

$$\Rightarrow \text{Cov}(X, Y) = 0$$

4) $\begin{cases} Z = X+Y \\ T = Y-X \end{cases}$

$$\begin{aligned} E[\varphi(\underbrace{Z}_{2}, \underbrace{T}_{-})] &= \int_{\mathbb{R}^2} \varphi(x+y, y-x) f_{X,Y}(x,y) dy dx \\ &= \int_{\mathbb{R}^2} \varphi(x+y, y-x) e^{-y} I_{\{0 \leq x \leq y\}} dy dx \\ &= \int_0^\infty \int_0^\infty \varphi(x+y, y-x) e^{-y} dy dx \end{aligned}$$

Changement de variable:

$$\begin{cases} z = x+y \\ r = y-x \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} x = \frac{z-r}{2} \\ y = \frac{z+r}{2} \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} dx = \frac{1}{2}dz - \frac{1}{2}dr \\ dy = \frac{1}{2}dz + \frac{1}{2}dr \end{cases}$$

$$dxdy = |dx \wedge dy| = \left| \frac{1}{4}dz \wedge dr + \frac{1}{4}dz \wedge dr \right| = \frac{1}{2}dz \wedge dr$$

$$= \int_0^\infty \int_0^\infty f(z, r) \frac{1}{2} e^{-\frac{(z+r)^2}{2}} dz dr$$

$$\Rightarrow f_{z,r}(z, r) = \frac{1}{2} e^{-\frac{z+r}{2}} f_{R_T}(z, r)$$

$$5) f_{z,r}(z, r) = \underbrace{\frac{1}{4} e^{-\frac{z^2}{2}}}_{{f_z}(z)} \underbrace{f_{R_f}(z)}_{\cdot} \cdot \underbrace{\frac{1}{4} e^{-\frac{r^2}{2}}}_{{f_r}(r)} \underbrace{f_{R_f}(r)}_{\cdot}$$

Exercice I.7 Soit (X, Y) un vecteur aléatoire bidimensionnel de densité

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{4}(1 + xy) & \text{si } -1 \leq x \leq 1 \text{ et } -1 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

et soit (U, V) un autre vecteur aléatoire bidimensionnel de densité

$$g(u, v) = \begin{cases} \frac{1}{4} & \text{si } -1 \leq u \leq 1 \text{ et } -1 \leq v \leq 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

1. Vérifier que f et g sont bien des densités de probabilités sur \mathbb{R}^2 .
2. Trouver les densités marginales de (X, Y) et (U, V) notées respectivement f_X , f_Y , g_U et g_V .
3. Vérifier que malgré les égalités (en loi) $X \sim U$ et $Y \sim V$, on n'a pas $(X, Y) \sim (U, V)$!

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{4}(1 + xy) & \text{si } -1 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$g(u, v) = \begin{cases} \frac{1}{4} & \text{si } -1 \leq u \leq 1 \text{ et } -1 \leq v \leq 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

f et g sont intégrables sur \mathbb{R}^2

* Elles sont positives ou nulles sur \mathbb{R}^2

$$\int_{\mathbb{R}^2} f(x, y) dx dy = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 \frac{1}{4}(1 + xy) dx dy = 1$$

$$\text{et } \int_{\mathbb{R}^2} g(u, v) du dv = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 \frac{1}{4} du dv = 1$$

$$2) f_x(x) = \int_{-1}^1 \frac{1}{4} (1+xy) dy = \frac{1}{2} \frac{1}{E_{[-1,1]}}(x)$$

$$f_y(y) = \int_{-1}^1 \frac{1}{4} (1+xy) dx = \frac{1}{2} \frac{1}{E_{[-1,1]}}(y)$$

$$g_u(u) = \int_{-1}^1 \frac{1}{4} dv = \frac{1}{2} \frac{1}{E_{[-1,1]}}(u)$$

$$g_v(v) = \frac{1}{2} \frac{1}{E_{[-1,1]}}(v)$$

3) On a clairsenet $X \sim U[-1, 1]$ et $Y \sim U[-1, 1]$

Or $\forall (x, y, u, v) \in (-1, 1)^4$,

$$\underbrace{f(x,y)}_{= \frac{1}{4}(1+xy)} \neq \underbrace{g(u,v)}_{= \frac{1}{4}}$$



Exercice II.1 Soient X_1, X_2 deux variables aléatoires réelles indépendantes, de même loi de Laplace (densité $\frac{1}{2}e^{-|x|}$). On définit $X = (X_1, X_2)$, ainsi que Y_1 et Y_2 par $Y_1 = X_1 - X_2$, $Y_2 = X_1 + X_2$.

1. Calculer la fonction caractéristique de X_1 et X_2 , puis celle de X .
2. Calculer les fonctions caractéristiques de Y puis des marginales Y_1 et Y_2 .
3. Montrer que Y_1 et Y_2 ont la même loi.
4. Montrer que $\text{Cov}(Y_1, Y_2) = 0$
5. Montrer que Y_1 et Y_2 ne sont pas indépendantes.

Exercice I - 1

X_1 et X_2 suivent une loi de Laplace

$$1) \phi_{X_1}(r) = \int_{\mathbb{R}} e^{irx_1} dP_{X_1}(x_1)$$

$$= \int_{\mathbb{R}} e^{irx_1} \frac{1}{2} e^{-|x_1|} dx_1$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2} e^{irx_1 - |x_1|} dx_1$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2} e^{irx_1 + x_1} dx_1 + \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{2} e^{irx_1 - x_1} dx_1$$

$$u = irx_1 + x_1$$

$$du = (ir+1) dx_1$$

$$u = irx_1 - x_1$$

$$du = (ir-1) dx_1$$

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{2(ir+1)} \int_{\mathbb{R}} e^u du + \frac{1}{2(ir-1)} \int_{\mathbb{R}} e^u du = \frac{1}{2(ir+1)} - \frac{1}{2(ir-1)} \\ &\quad = \frac{1}{1+r^2} \end{aligned}$$

$$\text{Déf}, \quad \phi_{X_2}(r) = \frac{1}{1+r^2}$$

$$X = (X_1, X_2) \text{ et } X_1 \perp\!\!\!\perp X_2$$

$$\Rightarrow \phi_X(l_1, l_2) = \phi_{X_1}(l_1) \phi_{X_2}(l_2) = \frac{1}{1+l_1^2} \frac{1}{1+l_2^2}$$

2) Rappel: $\phi_{AX+B} = e^{i\langle b, B \rangle} \phi_X(rA \cdot r)$

$$Y_1 = X_1 - X_2 \quad Y_2 = X_1 + X_2$$

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}}_A \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} \Rightarrow r_A = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\Rightarrow \phi_Y(l_1, l_2) = \phi_{Y_1, Y_2}(l_1, l_2) = \frac{1}{1+(l_1+l_2)^2} \cdot \frac{1}{1+(l_1-l_2)^2}$$

$$\phi_{Y_1}(r) = \phi_Y(r, 0) = \frac{1}{(1+r^2)^2} = \phi_Y(0, r) = \phi_{Y_2}(r)$$

$$\Rightarrow Y_1 \sim Y_2$$

$$\begin{aligned} 4) \text{Cor}(Y_1, Y_2) &= \underbrace{\mathbb{E}(Y_1 Y_2)}_{= \mathbb{E}(X_1^2) - \mathbb{E}(X_2^2)} - \underbrace{\mathbb{E}(Y_1) \mathbb{E}(Y_2)}_{= \mathbb{E}(X_1) - \mathbb{E}(X_2)} \\ &= 0 \end{aligned}$$

5) $y_1 \cancel{\times} y_2$ car

$$\phi_{y_1, y_2}(b_1, b_2) = \frac{1}{1+b_1^2} \cdot \frac{1}{1+b_2^2}$$

$$\phi_{y_1}(b_1) \cdot \phi_{y_2}(b_2) = \frac{1}{(1+b_1^2)^2} \cdot \frac{1}{(1+b_2^2)^2}$$

\neq