

Exercice 1 : un vecteur non-gaussien de lois marginales gaussiennes.

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

$$\begin{aligned} f(x, y) &= k \exp\left(-\frac{x^2+y^2}{2}\right) & (x, y) \in \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+ \cup \mathbb{R}^- \times \mathbb{R}^- \\ f(x, y) &= 0 & \text{sinon} \end{aligned}$$

- 1) Calculer k .
- 2) Déterminer les lois marginales de X et de Y
- 3) Les variables aléatoires X et Y sont-elles indépendantes ?
- 4) Calculer la covariance du couple (X, Y) notée $\text{cov}(X, Y)$.
- 5) Déterminer les lois de $Z = X + Y$ et de $U = X - Y$ en fonction de $\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du$
- 6) Déterminer la loi de $T = Y/X$.

Exercice 2 : Simulation de variables aléatoires normales. Méthode de Box-Müller.

Soient U et V deux variables aléatoires indépendantes de mêmes lois uniformes sur $]0, 1[$. On définit les variables aléatoires X et Y de la façon suivante :

$$\begin{aligned} X &= \sqrt{-2 \ln U} \cos(2\pi V) \\ Y &= \sqrt{-2 \ln U} \sin(2\pi V) \end{aligned}$$

Montrer que X et Y sont des variables aléatoires normales centrées réduites indépendantes. Application ?

Exercice 3 : couple de variables aléatoires continues.

Soit $\theta > 0$ et $D = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid 0 < y < x\}$. Un couple (X, Y) de variables aléatoires réelles a pour densité :

$$\begin{aligned} f(x, y) &= \theta^2 e^{-\theta x} & (x, y) \in D \\ f(x, y) &= 0 & \text{sinon} \end{aligned}$$

- 1) Calculer les lois marginales de X et de Y .
- 2) Calculer la loi de $Z = Y/X$ et montrer que les variables aléatoires X et Z sont indépendantes.

Applications aux sciences du numérique

Exercice 4 : Lois de Rayleigh et de Rice

On considère un couple de variables aléatoires (X, Y) où X et Y sont indépendantes et de même loi $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

1) Déterminer la loi du couple (R, Θ) puis les lois marginales de R et de Θ lorsque

$$\begin{cases} X = R \cos \Theta \\ Y = R \sin \Theta \end{cases}$$

Que peut on en conclure sur la dépendance des R et Θ ?

Remarque : on dit que R suit la loi de Rayleigh et on vérifie que sa moyenne et sa variance vérifient $E[R] = \sqrt{\frac{\pi}{2}}\sigma$ et $Var[R] = (2 - \frac{\pi}{2})\sigma^2$.

2) Mêmes questions que précédemment lorsque X et Y sont deux v.a. indépendantes de lois respectives $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ et $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$. On exprimera les résultats à l'aide de la fonction de Bessel modifiée d'ordre 0

$$I_0(x) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} e^{x \cos \varphi} d\varphi$$

et de la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du$$

Remarque : on dit que R suit la loi de Rice et on vérifie que X et Y sont des v.a. indépendantes si et seulement si $m = 0$.

Application : vous verrez plus tard que la modélisation d'un bruit blanc Gaussien centré à bande étroite conduit au signal

$$\begin{aligned} b(t) &= X(t) \cos(2\pi f_0 t) - Y(t) \sin(2\pi f_0 t) \\ &= R(t) \cos(2\pi f_0 t + \Theta) \end{aligned}$$

À chaque instant t , $R(t)$ représente l'amplitude du signal reçu dont il est important de connaître les propriétés statistiques.

Réponses

Exercice 1

1) L'intégrale d'une densité de probabilité étant égale à 1, on en déduit

$$k = \left[\int \int_{\mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+ \cup \mathbb{R}^- \times \mathbb{R}^-} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2}\right) dx dy \right]^{-1}.$$

Par symétrie, on en déduit

$$\begin{aligned} \int \int_{\mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+ \cup \mathbb{R}^- \times \mathbb{R}^-} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2}\right) dx dy &= 2 \int \int_{\mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2}\right) dx dy \\ &= 2 \left[\int_0^\infty \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \right]^2 \\ &= 2 \left[\frac{1}{2} \int_{-\infty}^\infty \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \right]^2 \\ &= 2 \left[\frac{\sqrt{2\pi}}{2} \int_{-\infty}^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \right]^2 \\ &= \pi \end{aligned}$$

d'où

$$k = \frac{1}{\pi}.$$

2) En observant la forme du domaine de définition du couple, on en déduit que X et Y sont toutes deux à valeurs dans \mathbb{R} . De plus

$$p(x, \cdot) = \int_{\mathbb{R}} p(x, y) dy = \begin{cases} \int_{\mathbb{R}^+} p(x, y) dy & \text{si } x > 0 \\ \int_{\mathbb{R}^-} p(x, y) dy & \text{si } x < 0. \end{cases}$$

On effectue le calcul pour $x > 0$ (le résultat sera le même pour $x < 0$ par symétrie) et on obtient

$$\begin{aligned} p(x, \cdot) &= \int_0^\infty \frac{1}{\pi} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2}\right) dy \\ &= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^\infty \frac{1}{\pi} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2}\right) dy \\ &= \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \int_{-\infty}^\infty \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) dy \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \end{aligned}$$

qui est la densité d'une loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$. Puisque le résultat est identique pour $x < 0$, on en déduit

$$X \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

Par symétrie, on obtient

$$Y \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

Cet exemple très classique montre qu'un couple (X, Y) peut être non gaussien même si les lois marginales de X et Y sont gaussiennes.

3) Si les variables X et Y étaient indépendantes, on aurait $p(x, y) = p(x, \cdot)p(\cdot, y)$, $\forall x, y$ et donc comme $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ et $Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$, on aurait

$$p(x, y) = \frac{1}{2\pi} \exp\left[-\frac{1}{2}(x^2 + y^2)\right], \forall (x, y) \in \mathbb{R}^2.$$

Comme ce n'est pas le cas, les variables X et Y ne sont pas indépendantes.

4) Par définition

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

Puisque $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$, on a $E[X] = 0$ et donc

$$\text{cov}(X, Y) = E[XY] = \int \int_{\mathbb{R}^2} xyp(x, y)dx dy.$$

Par symétrie

$$\text{cov}(X, Y) = 2 \int \int_{\mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+} xyp(x, y)dx dy.$$

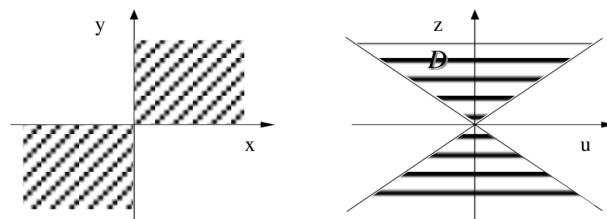
Des calculs élémentaires permettent d'obtenir

$$\begin{aligned} \text{cov}(X, Y) &= \frac{2}{\pi} \int_0^\infty \int_0^\infty xy \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2}\right) dy \\ &= \frac{2}{\pi} \left[\int_0^\infty x \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \right]^2 \\ &= \frac{2}{\pi} \left[-\exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \right]_0^{+\infty} \\ &= \frac{2}{\pi}. \end{aligned}$$

5) Le changement de variables

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

est bijectif car on a $X = \frac{Z+U}{2}$ et $Y = \frac{Z-U}{2}$. Le domaine de définition du couple (Z, U) noté D est représenté sur la figure ci-dessous



La matrice Jacobienne de ce changement de variables est

$$J = \begin{pmatrix} \frac{\partial x}{\partial z} & \frac{\partial x}{\partial u} \\ \frac{\partial y}{\partial z} & \frac{\partial y}{\partial u} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

d'où $|\det(J)| = \frac{1}{2}$. La densité du couple (Z, U) est donc

$$g(z, u) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi} \exp\left[-\frac{1}{4}(z^2 + u^2)\right] & \text{si } (z, u) \in D \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Les lois marginales de Z et de U s'obtiennent par intégration de $g(z, u)$

$$\begin{aligned} g(z, \cdot) &= \int_{-\infty}^{\infty} g(z, u) du \\ &= \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{z^2}{4}\right) \int_{-|z|}^{|z|} \exp\left(-\frac{u^2}{4}\right) du \end{aligned}$$

En effectuant le changement de variables $v = \frac{u}{\sqrt{2}}$, on obtient

$$g(z, \cdot) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{4}\right) \left[\Phi\left(\frac{|z|}{\sqrt{2}}\right) - \Phi\left(-\frac{|z|}{\sqrt{2}}\right) \right], \quad z \in \mathbb{R}.$$

La loi marginale de U se détermine de manière similaire

$$\begin{aligned} g(\cdot, u) &= \int_{-\infty}^{\infty} g(z, u) dz \\ &= \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{u^2}{4}\right) \left[\int_{-\infty}^{-|u|} \exp\left(-\frac{z^2}{4}\right) dz + \int_{|u|}^{+\infty} \exp\left(-\frac{z^2}{4}\right) dz \right] \end{aligned}$$

soit

$$g(\cdot, u) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \exp\left(-\frac{u^2}{4}\right) \Phi\left(-\frac{|u|}{\sqrt{2}}\right), \quad u \in \mathbb{R}.$$

On remarquera que $Z = X + Y$ et $U = X - Y$ ne suivent pas des lois normales, alors que X et Y suivent toutes les deux des lois normales.

6) On peut effectuer un changement de variables après avoir introduit une variable auxiliaire. Mais peut-être plus simplement, on peut calculer la fonction de répartition de T

$$P[T < t] = P\left[\frac{Y}{X} < t\right] = P[Y < tX, X > 0] + P[Y > tX, X < 0].$$

Puisque Y et X sont de même signe, on a $P[T < t] = 0$ pour $t < 0$. De plus, pour $t > 0$

$$\begin{aligned} P[T < t] &= \int_0^{+\infty} \left[\int_0^{tx} k e^{-\frac{x^2+y^2}{2}} dy \right] dx + \int_{-\infty}^0 \left[\int_{tx}^0 k e^{-\frac{x^2+y^2}{2}} dy \right] dx \\ &= 2 \int_0^{+\infty} k e^{-\frac{x^2}{2}} \left[\int_0^{tx} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \right] dx. \end{aligned}$$

En dérivant par rapport à t , on obtient la densité de T

$$\begin{aligned} f(t) &= 2 \int_0^{+\infty} k e^{-\frac{x^2}{2}} \left[x e^{-\frac{t^2 x^2}{2}} \right] dx \\ &= \frac{2}{\pi} \int_0^{+\infty} x e^{-\frac{(t^2+1)x^2}{2}} dx \end{aligned}$$

soit

$$f(t) = \frac{2}{\pi} \frac{\left[-e^{-\frac{(t^2+1)x^2}{2}} \right]_0^{+\infty}}{t^2 + 1} = \frac{2}{\pi} \frac{1}{t^2 + 1} 1_{\mathbb{R}^+}(t)$$

On vérifie que

$$\int_{\mathbb{R}^+} \frac{2}{\pi} \frac{1}{t^2 + 1} dt = 1.$$

Exercice 2

Le changement de variables se décompose comme suit

$$\begin{pmatrix} U \\ V \end{pmatrix} \rightarrow \begin{pmatrix} \sqrt{-2 \ln U} = R \\ 2\pi V = \Theta \end{pmatrix} \rightarrow \begin{pmatrix} R \cos \Theta = X \\ R \sin \Theta = Y \end{pmatrix}$$

La première application est bijective de $]0, 1[\times]0, 1[$ dans $]0, +\infty[\times]0, 2\pi[$

La deuxième application est bijective de $]0, +\infty[\times]0, 2\pi[$ dans $\mathbb{R}^2 \setminus \{\text{axe } O\mathbf{x}^+\}$

On a classiquement

$$\begin{aligned} R &= \sqrt{X^2 + Y^2} \\ \Theta &= \arctan \left[\frac{Y}{X} \right] + k\pi \end{aligned}$$

d'où

$$\begin{aligned} U &= \exp \left(-\frac{X^2 + Y^2}{2} \right) \\ V &= \frac{1}{2\pi} \left[\arctan \left(\frac{Y}{X} \right) + k\pi \right] \end{aligned}$$

La matrice Jacobienne de ce changement de variables est

$$J = \begin{pmatrix} \frac{\partial u}{\partial x} & \frac{\partial u}{\partial y} \\ \frac{\partial v}{\partial x} & \frac{\partial v}{\partial y} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -x \exp \left(-\frac{x^2+y^2}{2} \right) & -y \exp \left(-\frac{x^2+y^2}{2} \right) \\ \frac{1}{2\pi} \frac{-y}{1+\frac{y^2}{x^2}} & \frac{1}{2\pi} \frac{\frac{1}{x}}{1+\frac{y^2}{x^2}} \end{pmatrix}.$$

Le déterminant de cette matrice Jacobienne est

$$\det(J) = \frac{1}{2\pi} \frac{x^2}{x^2 + y^2} e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)} \left[-1 - \frac{y^2}{x^2} \right] = -\frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)}.$$

Le jacobien de la transformation est donc

$$|\det(J)| = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)}.$$

D'où la densité du couple (X, Y)

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

X et Y sont donc deux variables aléatoires indépendantes de lois normales $\mathcal{N}(0, 1)$. Ce résultat est utile car il permet de générer des variables aléatoires indépendantes de lois normales $\mathcal{N}(0, 1)$ à partir de lois uniformes indépendantes.

Exercice 3

1) Des calculs élémentaires permettent d'obtenir

$$\begin{aligned} f(x, \cdot) &= \theta^2 x e^{-\theta x} 1_{\mathbb{R}^+}(x) \\ f(\cdot, y) &= \theta e^{-\theta y} 1_{\mathbb{R}^+}(y) \end{aligned}$$

Donc Y suit une loi exponentielle de paramètre θ et X suit une loi gamma $\Gamma(\theta, 2)$.

2) On pose

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

Le changement de variables est bijectif de D dans $]0, 1[\times \mathbb{R}^+$. Le Jacobien est $|J| = t$ et la densité du couple (Z, T) est

$$g(z, t) = t\theta^2 e^{-\theta t} 1_{]0, 1[\times \mathbb{R}^+}(z, t).$$

Par intégration, on en déduit que Z suit une loi uniforme sur $]0, 1[$ et que T suit une loi gamma $\Gamma(\theta, 2)$. Les variables Z et T sont indépendantes.

Exercice 4

1) On montre par un changement de variables standard que le couple (R, Θ) possède la densité

$$f(r, \theta) = \frac{r}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}} 1_{\mathbb{R}^+ \times]0, 2\pi[}(r, \theta)$$

puis par intégration

$$\begin{aligned} f(r, \cdot) &= \frac{r}{\sigma^2} e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}} 1_{\mathbb{R}^+}(r) \\ f(\cdot, \theta) &= \frac{1}{2\pi} 1_{]0, 2\pi[}(\theta) \end{aligned}$$

La loi de R est appelée loi de Rayleigh.

2) La densité du couple (R, Θ) est

$$g(r, \theta) = \frac{r}{2\pi\sigma^2} \exp \left\{ -\frac{r^2 - 2mr \cos \theta + m^2}{2\sigma^2} \right\} 1_{\mathbb{R}^+ \times]0, 2\pi[}(r, \theta)$$

puis par intégration

$$\begin{aligned} f(r, \cdot) &= \frac{r}{\sigma^2} e^{-\frac{r^2 + m^2}{2\sigma^2}} I_0 \left(\frac{mr}{\sigma^2} \right) 1_{\mathbb{R}^+}(r) \\ f(\cdot, \theta) &= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{m^2}{2\sigma^2}} + \left(\frac{m \cos \theta}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right) e^{-\frac{m^2 \sin^2 \theta}{2\sigma^2}} F \left(\frac{m \cos \theta}{\sigma} \right) \end{aligned}$$

La loi de R est appelée loi de Rice.