

Examen Mardi 23 Octobre 2012

Exercice 1

Énoncé

On considère un couple de variables aléatoires discrètes (X, Y) défini comme suit

$$P[(X, Y) = (0, 0)] = \frac{8}{32} = \frac{1}{4}$$

$$P[(X, Y) = (-1, -1)] = P[(X, Y) = (1, -1)] = P[(X, Y) = (1, 0)] = P[(X, Y) = (0, 1)] = \frac{3}{32}$$

$$P[(X, Y) = (0, -1)] = P[(X, Y) = (-1, 0)] = \frac{5}{32}$$

$$P[(X, Y) = (-1, 1)] = P[(X, Y) = (1, 1)] = \frac{1}{32}$$

- 1) Déterminer les lois marginales de X et de Y . Les variables aléatoires X et Y sont-elles indépendantes ?
- 2) Déterminer la covariance du couple (X, Y) notée $\text{cov}(X, Y)$. Peut-on retrouver le résultat de la question 1) avec la valeur de $\text{cov}(X, Y)$?
- 3) Déterminer la loi du couple (Z, T) avec $Z = X^2$ et $T = Y^2$ puis les lois marginales de Z et T . Les variables aléatoires Z et T sont-elles indépendantes ?
- 4) Que pensez vous de l'affirmation "deux variables aléatoires discrètes X et Y sont indépendantes si et seulement si X^2 et Y^2 sont indépendantes ?

Réponses

- 1) X est une variable aléatoire discrète à valeurs dans $\{-1, 0, 1\}$ avec

$$P[X = -1] = P[(X, Y) = (-1, -1)] + P[(X, Y) = (-1, 0)] + P[(X, Y) = (-1, 1)] = \frac{9}{32}$$

$$P[X = 1] = P[(X, Y) = (1, -1)] + P[(X, Y) = (1, 0)] + P[(X, Y) = (1, 1)] = \frac{7}{32}$$

$$P[X = 0] = P[(X, Y) = (0, 0)] + P[(X, Y) = (0, 1)] + P[(X, Y) = (0, -1)] = \frac{16}{32} = \frac{1}{2}$$

De même, Y est une variable aléatoire discrète à valeurs dans $\{-1, 0, 1\}$ avec

$$P[Y = -1] = P[(X, Y) = (-1, -1)] + P[(X, Y) = (1, -1)] + P[(X, Y) = (0, -1)] = \frac{11}{32}$$

$$P[Y = 1] = P[(X, Y) = (-1, 1)] + P[(X, Y) = (0, 1)] + P[(X, Y) = (1, 1)] = \frac{5}{32}$$

$$P[Y = 0] = P[(X, Y) = (-1, 0)] + P[(X, Y) = (1, 0)] + P[(X, Y) = (0, 0)] = \frac{16}{32} = \frac{1}{2}$$

Il est assez facile de voir que X et Y ne sont pas des variables aléatoires indépendantes. Par exemple

$$P[(X, Y) = (0, 1)] = \frac{3}{32} \neq P[X = 0] P[Y = 1] = \frac{1}{2} \times \frac{5}{32}$$

2) La covariance du couple (X, Y) est définie par

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

avec

$$\begin{aligned} E[X] &= (-1) \times \frac{9}{32} + 1 \times \frac{7}{32} + 0 \times \frac{1}{2} = \frac{-1}{16} \\ E[Y] &= (-1) \times \frac{11}{32} + 1 \times \frac{5}{32} + 0 \times \frac{1}{2} = \frac{-3}{16} \\ E[XY] &= (-1) \times \left[\frac{3}{32} + \frac{1}{32} \right] + 1 \times \left[\frac{3}{32} + \frac{1}{32} \right] = 0 \end{aligned}$$

Donc

$$\text{cov}(X, Y) = -\frac{3}{256}.$$

Puisque $\text{cov}(X, Y) \neq 0$, on en déduit que les variables X et Y ne sont pas indépendantes et on retrouve le résultat de la question précédente.

3) En observant la loi du couple (X, Y) , on voit que (Z, T) est un couple de variables aléatoires discrètes à valeurs dans $\{(0, 0), (0, 1), (1, 0), (1, 1)\}$ avec

$$\begin{aligned} P[(Z, T) = (0, 0)] &= P[(X, Y) = (0, 0)] = \frac{8}{32} = \frac{1}{4} \\ P[(Z, T) = (0, 1)] &= P[(X, Y) = (0, 1)] + P[(X, Y) = (0, -1)] = \frac{3}{32} + \frac{5}{32} = \frac{1}{4} \\ P[(Z, T) = (1, 0)] &= P[(X, Y) = (1, 0)] + P[(X, Y) = (-1, 0)] = \frac{3}{32} + \frac{5}{32} = \frac{1}{4} \\ P[(Z, T) = (1, 1)] &= \frac{1}{4} \end{aligned}$$

donc le couple (Z, T) est uniforme dans l'ensemble $\{(0, 0), (0, 1), (1, 0), (1, 1)\}$.

En observant les lois marginales de X et Y , on peut déterminer les lois de Z et T qui sont toutes deux à valeurs dans $\{0, 1\}$ avec

$$\begin{aligned} P[Z = 0] &= P[X = 0] = \frac{1}{2} \\ P[Z = 1] &= P[X = 1] + P[X = -1] = \frac{7}{32} + \frac{9}{32} = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} P[T = 0] &= P[Y = 0] = \frac{1}{2} \\ P[T = 1] &= P[Y = 1] + P[Y = -1] = \frac{5}{32} + \frac{11}{32} = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

En d'autres termes, Z et T sont des variables aléatoires discrètes uniformes dans $\{0, 1\}$. On remarque que

$$P[(Z, T) = (z_i, t_j)] = \frac{1}{4} = P[Z = z_i] P[T = t_j]$$

pour tout couple (z_i, t_j) . Les variables aléatoires Z et T sont donc indépendantes.

4) Cette affirmation n'est pas correcte; Plus précisément, si X et Y sont des variables aléatoires discrètes indépendantes, alors X^2 et Y^2 sont aussi indépendantes; La réciproque est fautive comme le montre cet exercice.

Exercice 2

Énoncé

On considère un couple de variables aléatoires continues (X, Y) de densité

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

- 1) Quelles sont les lois marginales de X et de Y ? Les variables aléatoires X et Y sont-elles indépendantes ?
- 2) Déterminer la covariance du couple (X, Y) notée $\text{cov}(X, Y)$. Peut-on retrouver le résultat de la question 1) avec la valeur de $\text{cov}(X, Y)$?
- 3) On voudrait déterminer la loi du couple (Z, T) avec $Z = X^2$ et $T = Y^2$. Montrer que ce changement de variables définit quatre bijections que l'on précisera. En déduire la loi du couple (Z, T) puis les lois marginales de Z et T . Les variables aléatoires Z et T sont-elles indépendantes ?
- 4) Que pensez vous de l'affirmation "deux variables aléatoires continues X et Y sont indépendantes si et seulement si X^2 et Y^2 sont indépendantes ?

Réponses

- 1) X et Y sont des variables aléatoires continues de densités

$$f(x, \cdot) = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dy \text{ et } f(\cdot, y) = \int_{\mathbb{R}} f(x, y) dx$$

Comme le domaine de $f(x, y)$ est $[-1, +1] \times [-1, +1]$, on obtient

$$f(x, \cdot) = \begin{cases} \int_{-1}^{+1} \frac{1}{4}(1 + xy) dy & \text{si } x \in [-1, +1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Des calculs élémentaires conduisent à

$$\int_{-1}^{+1} \frac{1}{4}(1 + xy) dy = \frac{1}{4} \left[y + x \frac{y^2}{2} \right]_{-1}^{+1} = \frac{1}{2}$$

Donc X suit la loi uniforme sur l'intervalle $[-1, +1]$. Par symétrie, il en est de même pour Y . Les variables X et Y ne sont pas indépendantes car pour $(x, y) \in [-1, +1] \times [-1, +1]$

$$f(x, y) = \frac{1}{4}(1 + xy) \neq f(x, \cdot)f(\cdot, y) = \frac{1}{4}$$

2) La covariance du couple (X, Y) est définie par

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

avec

$$\begin{aligned} E[X] &= E[Y] = 0 \text{ (voir tables de la loi uniforme)} \\ E[XY] &= \int \int_{\mathbb{R}^2} xyf(x, y) dx dy \end{aligned}$$

Des calculs élémentaires conduisent à

$$\begin{aligned} \int \int_{\mathbb{R}^2} xyf(x, y) dx dy &= \int \int_{[-1, +1] \times [-1, +1]} \frac{xy}{4} (1 + xy) dx dy \\ &= \underbrace{0}_{\text{Intégrale d'une fonction impaire}} + \frac{1}{4} \left(\int_{[-1, +1]} x^2 dx \right) \left(\int_{[-1, +1]} y^2 dy \right) \\ &= \frac{1}{4} \left(2 \times \frac{1}{3} \right)^2 = \frac{1}{9} \end{aligned}$$

Puisque $\text{cov}(X, Y) \neq 0$, on en déduit que les variables X et Y ne sont pas indépendantes et on retrouve le résultat de la question précédente.

3) On sait que

$$\begin{aligned} Z &= X^2 \Leftrightarrow X = \pm\sqrt{Z} \\ T &= Y^2 \Leftrightarrow Y = \pm\sqrt{T} \end{aligned}$$

On a donc quatre bijections

- la première

$$g_1 \begin{matrix} [0, 1] \times [0, 1] \\ (x, y) \end{matrix} \rightarrow \begin{matrix} [0, 1] \times [0, 1] \\ (z, t) = (x^2, y^2) \end{matrix} \quad \text{avec } g_1^{-1}(z, t) = (\sqrt{z}, \sqrt{t})$$

qui admet la matrice Jacobienne

$$J_1 = \begin{pmatrix} \frac{1}{2\sqrt{z}} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2\sqrt{t}} \end{pmatrix} \quad \text{avec } |\det(J_1)| = \frac{1}{4\sqrt{zt}}$$

et mène à une densité

$$q_1(z, t) = \frac{1}{16} \left(\frac{1}{\sqrt{zt}} + 1 \right)$$

- la seconde

$$g_2 \begin{matrix} [0, 1] \times [-1, 0] \\ (x, y) \end{matrix} \rightarrow \begin{matrix} [0, 1] \times [0, 1] \\ (z, t) = (x^2, y^2) \end{matrix} \quad \text{avec } g_2^{-1}(z, t) = (\sqrt{z}, -\sqrt{t})$$

qui admet la matrice Jacobienne

$$J_2 = \begin{pmatrix} \frac{1}{2\sqrt{z}} & 0 \\ 0 & \frac{-1}{2\sqrt{t}} \end{pmatrix} \text{ avec } |\det(J_2)| = \frac{1}{4\sqrt{zt}}$$

et mène à une densité

$$q_2(z, t) = \frac{1}{16} \left(\frac{1}{\sqrt{zt}} - 1 \right)$$

- la troisième

$$g_3 \begin{matrix} [-1, 0] \times [0, 1] \rightarrow [0, 1] \times [0, 1] \\ (x, y) \mapsto (z, t) = (x^2, y^2) \end{matrix} \text{ avec } g_3^{-1}(z, t) = (-\sqrt{z}, \sqrt{t})$$

qui admet la matrice Jacobienne

$$J_3 = \begin{pmatrix} \frac{-1}{2\sqrt{z}} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2\sqrt{t}} \end{pmatrix} \text{ avec } |\det(J_3)| = \frac{1}{4\sqrt{zt}}$$

et mène à une densité

$$q_3(z, t) = \frac{1}{16} \left(\frac{1}{\sqrt{zt}} - 1 \right)$$

- la quatrième

$$g_4 \begin{matrix} [-1, 0] \times [-1, 0] \rightarrow [0, 1] \times [0, 1] \\ (x, y) \mapsto (z, t) = (x^2, y^2) \end{matrix} \text{ avec } g_4^{-1}(z, t) = (-\sqrt{z}, -\sqrt{t})$$

qui admet la matrice Jacobienne

$$J_4 = \begin{pmatrix} \frac{-1}{2\sqrt{z}} & 0 \\ 0 & \frac{-1}{2\sqrt{t}} \end{pmatrix} \text{ avec } |\det(J_4)| = \frac{1}{4\sqrt{zt}}$$

et mène à une densité

$$q_4(z, t) = \frac{1}{16} \left(\frac{1}{\sqrt{zt}} + 1 \right)$$

On en déduit que le couple (Z, T) est à valeur dans $\mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+$ et admet la densité

$$q(z, t) = \sum_{i=1}^4 q_i(z, t) = \begin{cases} \frac{1}{4\sqrt{zt}} & \text{si } (z, t) \in [0, 1] \times [0, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} .$$

On remarquera que

$$\int \int_{[0,1] \times [0,1]} q(z, t) dz dt = \left(\int_0^1 \frac{1}{2\sqrt{z}} dz \right) \left(\int_0^1 \frac{1}{2\sqrt{t}} dt \right) = 1.$$

La densité de Z s'obtient par intégration de la densité jointe $q(z, t)$. On obtient

$$q(z, \cdot) = \int q(z, t) dt = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{z}} & \text{si } z \in [0, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}.$$

De même

$$q(\cdot, t) = \int q(z, t) dz = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{t}} & \text{si } t \in [0, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

On peut donc observer que $q(z, t) = q(z, \cdot)q(\cdot, t)$ pour tout couple (z, t) . Les variables aléatoires Z et T sont donc indépendantes.

4) Cette affirmation n'est pas correcte; Plus précisément, si X et Y sont des variables aléatoires continues indépendantes, alors X^2 et Y^2 sont aussi indépendantes; La réciproque est fausse comme le montre cet exercice.

Exercice 3

Enoncé

Soient X_1 et X_2 deux variables aléatoires indépendantes de même loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$. On pose

$$Y_1 = \frac{1}{2}(X_1 + X_2) \text{ et } Y_2 = \frac{1}{2}(X_1 - X_2)$$

1) Déterminer les lois des vecteurs (X_1, X_2) et (Y_1, Y_2) . Les variables aléatoires Y_1 et Y_2 sont-elles indépendantes ? (prenez soin de justifier vos réponses).

2) On pose

$$\bar{X} = \frac{1}{2}(X_1 + X_2) \text{ et } S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 (X_i - \bar{X})^2$$

- Exprimer \bar{X} et S^2 en fonction de Y_1 et Y_2 .
- Les variables aléatoires \bar{X} et S^2 sont-elles indépendantes ?
- Déterminer les lois de \bar{X} et S^2 .

Réponses

1) Comme X_1 et X_2 sont deux variables aléatoires indépendantes de même loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$, la densité du couple (X_1, X_2) est

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x_1^2}{2}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x_2^2}{2}\right)$$

qui la densité d'une loi normale à deux dimensions de vecteur moyenne \mathbf{m} et de matrice de covariance Σ avec

$$\mathbf{m} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \text{ et } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Le changement de variables permettant de passer de (X_1, X_2) à (Y_1, Y_2) est affine puisque

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} = \mathbf{A} \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix}.$$

Le déterminant de la matrice \mathbf{A} est

$$\det(\mathbf{A}) = -\frac{1}{2} \neq 0$$

donc la matrice \mathbf{A} est de rang 2, ce qui permet d'appliquer le résultat du cours

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} \sim \mathcal{N}(\mathbf{A}\mathbf{m}, \mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}^T)$$

c'est-à-dire

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} \sim \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \mathbf{A}\mathbf{A}^T\right)$$

avec

$$\mathbf{A}\mathbf{A}^T = \begin{pmatrix} 1/2 & 0 \\ 0 & 1/2 \end{pmatrix}.$$

Comme $(Y_1, Y_2)^T$ est un vecteur Gaussien et que $\text{cov}(Y_1, Y_2) = 0$, on en déduit que Y_1 et Y_2 sont des variables aléatoires indépendantes.

2)

- On a

$$\begin{cases} Y_1 = \frac{1}{2}(X_1 + X_2) \\ Y_2 = \frac{1}{2}(X_1 - X_2) \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} X_1 = Y_1 + Y_2 \\ X_2 = Y_1 - Y_2 \end{cases}$$

Donc

$$\bar{X} = \frac{1}{2}(X_1 + X_2) = Y_1$$

et

$$\begin{aligned} 2S^2 &= \sum_{i=1}^2 (X_i - \bar{X})^2 \\ &= \sum_{i=1}^2 (X_i^2 - 2X_i\bar{X} + \bar{X}^2) \\ &= \sum_{i=1}^2 X_i^2 - 2\bar{X}(2\bar{X}) + 2\bar{X}^2 \\ &= (Y_1 + Y_2)^2 + (Y_1 - Y_2)^2 - 2Y_1^2 \\ &= 2Y_2^2 \end{aligned}$$

d'où

$$\bar{X} = Y_1 \text{ et } S^2 = Y_2^2.$$

- Puisque Y_1 et Y_2 sont des variables aléatoires indépendantes et $(\bar{X}, S^2) = (Y_1, Y_2^2)$, on en déduit que \bar{X} et S^2 sont des variables aléatoires indépendantes.

- La loi de Y_1 est triviale à trouver puisqu'on connaît celle de (Y_1, Y_2) et qu'on sait que toutes les lois marginales d'un vecteur Gaussien sont Gaussiennes. On en déduit

$$\bar{X} = Y_1 \sim \mathcal{N}(0, 1/2).$$

De plus, on a

$$S^2 = Y_2^2 = \frac{1}{2} \left(\sqrt{2}Y_2 \right)^2$$

Comme $U = \sqrt{2}Y_2 \sim \mathcal{N}(0, 1)$, $2S^2 = U^2$ suit une loi du χ_1^2 .