

Vecteurs gaussiens

Exercice 1 : Indépendance de la moyenne et de la variance empiriques pour un vecteur gaussien.

Soit V un vecteur aléatoire à valeurs dans \mathbb{R}^3 dont les composantes sont notées X_1, X_2 et X_3 . On suppose que X_1, X_2 et X_3 sont des variables aléatoires indépendantes de loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$.

- 1) Quelle est la loi du vecteur $V = (X_1, X_2, X_3)^T$? Quelle est la densité de V ?
- 2) Soit P la matrice de changement de base orthonormée telle que :

$$P^T = \begin{pmatrix} \frac{1}{\sqrt{3}} & \frac{1}{\sqrt{3}} & \frac{1}{\sqrt{3}} \\ \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{-1}{\sqrt{2}} & 0 \\ \frac{1}{\sqrt{6}} & \frac{1}{\sqrt{6}} & \frac{-2}{\sqrt{6}} \end{pmatrix}$$

On note X le vecteur colonne de composantes $(X_i)_{i=1,2,3}$ et Y le vecteur colonne $Y = P^T X$ de composantes $(Y_i)_{i=1,2,3}$.

- Quelle est la loi du triplet (Y_1, Y_2, Y_3) ?
 - Déterminer les lois de Y_1, Y_2 et Y_3 .
- 3) On note $\bar{X} = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 X_i$ et $S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 (X_i - \bar{X})^2$.
 - Vérifier que $\sum_{i=1}^3 X_i^2 = \sum_{i=1}^3 Y_i^2$ et $Y_2^2 + Y_3^2 = \sum_{i=1}^3 X_i^2 - 3\bar{X}^2$.
 - Exprimer \bar{X} et en fonction des variables aléatoires Y_i .
 - En déduire que \bar{X} et S^2 sont des variables aléatoires indépendantes.
 - 4) Donner la loi de \bar{X} et de $2S^2$.

Exercice 2 : changement de variables et indépendance pour vecteurs gaussiens

Soient X, Y et Z trois variables aléatoires réelles indépendantes de loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

- 1) Déterminer la loi de $U = X + Y + Z$.
- 2) Montrer que $X - Y$ est une variable aléatoire indépendante de U .

Exercice 3 : comment générer un vecteur gaussien de vecteur moyenne m et de matrice de covariance Σ donnés ?

Soient X et Y deux variables aléatoires indépendantes de loi normale de moyenne $\mu = 0$ et de variance $\sigma^2 = 1$. Soit m un vecteur de \mathbb{R}^2 et Σ une matrice symétrique définie positive de $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$. Déterminer une matrice M et un vecteur n tels que $v = M \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} + n$ soit un vecteur Gaussien de \mathbb{R}^2 de moyenne m et de matrice de covariance Σ . Ce résultat permet de générer des vecteurs gaussiens à partir de variables aléatoires normales centrées réduites.

Réponses

Exercice 1

1) Puisque les variables aléatoires sont indépendantes, la densité de $(X_1, X_2, X_3)^T$ est

$$p(x_1, x_2, x_3) = \prod_{i=1}^3 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x_i^2}{2}\right).$$

On en déduit que (X_1, X_2, X_3) est un vecteur Gaussien de moyenne $(0, 0, 0)$ et de matrice de covariance I_3 (matrice identité d'ordre 3).

2) La matrice P est orthogonale car ses colonnes sont orthogonales et de norme 1. Elle est donc inversible et par suite de rang maximal 3. On sait alors que $Y = P^T X$ est un vecteur Gaussien avec

$$\begin{aligned} m_Y &= E[Y] = E[P^T X] = P^T E[X] = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \\ \Sigma_Y &= E[(Y - m_Y)^T (Y - m_Y)] \\ &= E[YY^T] = E[P^T X X^T P] = P^T I_3 P = I_3 \end{aligned}$$

Donc $Y \sim \mathcal{N}_3(0, I_3)$. Chacune des composantes de Y suit donc une loi normale de moyenne nulle et de variance unité (voir cours sur les lois marginales). Donc $Y_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$.

3)

• On a

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^3 Y_i^2 &= Y^T Y \\ &= X^T P P^T X = X^T X = \sum_{i=1}^3 X_i^2 \end{aligned}$$

En multipliant P^T par X , on obtient $Y_1 = \frac{1}{\sqrt{3}}(X_1 + X_2 + X_3) = \sqrt{3} \bar{X}$. Donc

$$\begin{aligned} Y_2^2 + Y_3^2 &= \sum_{i=1}^3 Y_i^2 - Y_1^2 \\ &= \sum_{i=1}^3 X_i^2 - 3\bar{X}^2 \end{aligned}$$

• On a

$$\begin{aligned} \bar{X} &= \frac{1}{\sqrt{3}} Y_1 \\ 2S^2 &= \sum_{i=1}^3 (X_i - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^3 Y_i^2 - 2\frac{Y_1}{\sqrt{3}}\sqrt{3}Y_1 + Y_1^2 \\ &= Y_2^2 + Y_3^2 \end{aligned}$$

Puisque Y_1, Y_2 et Y_3 sont indépendantes, on en déduit que $\bar{X} = \frac{1}{\sqrt{3}}Y_1$ et $S^2 = \frac{1}{2}(Y_2^2 + Y_3^2)$ sont également des variables aléatoires indépendantes.

4)

$$\begin{aligned}\bar{X} &= \frac{1}{\sqrt{3}}Y_1 \sim \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{3}\right) \\ 2S^2 = Y_2^2 + Y_3^2 &\sim \chi_2^2 \text{ (loi du chi2 à 2 degrés de liberté)}\end{aligned}$$

Exercice 2

1) U est obtenu par transformation affine de $\mathbf{V} = (X, Y, Z)^T$ puisque

$$U = [1 \ 1 \ 1]\mathbf{V}.$$

Comme la matrice $\mathbf{A} = [1 \ 1 \ 1]$ est de rang $p = 1$, d'après le cours, U suit une loi normale de moyenne $E[\mathbf{A}\mathbf{V}] = \mathbf{A}E[\mathbf{V}] = 0$ et de variance

$$\sigma_U^2 = \mathbf{A}\Sigma_V\mathbf{A}^T$$

où $\Sigma_V = I_3$ est la matrice de covariance du vecteur \mathbf{V} , soit

$$\sigma_U^2 = \mathbf{A}\mathbf{A}^T = 3.$$

2) On pose $W = X - Y$. Le vecteur $(U, W)^T$ est obtenu par transformation affine de \mathbf{V} puisque

$$\begin{pmatrix} U \\ W \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X \\ Y \\ Z \end{pmatrix}.$$

Puisque la matrice

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \end{pmatrix}$$

est de rang 2, le vecteur $(U, W)^T$ est un vecteur gaussien. La matrice de covariance de $(U, W)^T$ est

$$\mathbf{A}\Sigma_V\mathbf{A}^T = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \end{pmatrix} I_3 \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 3 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix}$$

Puisque $(U, W)^T$ est un vecteur gaussien de covariance nulle, on en déduit d'après le cours que U et W sont des variables indépendantes.

Exercice 3

On sait que si $\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix}$ est un vecteur de moyenne $\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ et de matrice de covariance I_2 (matrice identité d'ordre 2 et que \mathbf{M} est de rang maximal (ici de rang 2), alors $\mathbf{v} = \mathbf{M} \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} + \mathbf{n}$ est aussi un vecteur Gaussien de \mathbb{R}^2 de moyenne $\mathbf{M} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \mathbf{n}$ et de matrice de covariance $\mathbf{M}I_2\mathbf{M}^T$. On en déduit

$$\begin{aligned}\mathbf{n} &= \mathbf{m} \\ \mathbf{M}\mathbf{M}^T &= \Sigma\end{aligned}$$

Le vecteur \mathbf{n} est donc égal à \mathbf{m} .

La matrice \mathbf{M} doit être de rang maximal et vérifier $\mathbf{M}\mathbf{M}^T = \Sigma$. Il n'y a pas unicité de la matrice \mathbf{M} vérifiant cette égalité. Un exemple classique de construction de \mathbf{M} consiste à utiliser le fait que puisque Σ est symétrique définie positive, elle est diagonalisable avec une matrice de passage unitaire \mathbf{P} et des valeurs propres positives, d'où

$$\mathbf{M}\mathbf{M}^T = \Sigma = \mathbf{P}\mathbf{D}\mathbf{P}^T$$

avec $\mathbf{D} = \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2)$. On peut alors construire la matrice \mathbf{M} de la manière suivante

$$\mathbf{M} = \mathbf{P} [\text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_n)].$$