

# Vecteurs aléatoires gaussiens

4<sup>ième</sup> année Data Science

Probabilités I

Novembre 2022

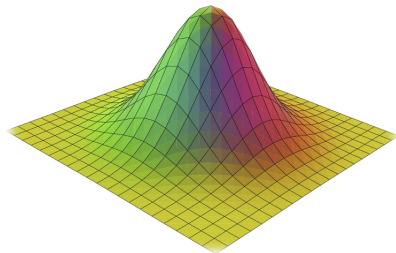
Année universitaire 22-23

# Motivation



**Loi normale**

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)^2}$$



**Vecteur gaussien**

$$f_{(X_1, X_2 \dots X_d)}(x_1, \dots x_d) = ?$$

La notion d'un **vecteur gaussien** désigne un cas particulier de celle d'un vecteur aléatoire. Elle intervient dans plusieurs disciplines telles que:

La notion d'un **vecteur gaussien** désigne un cas particulier de celle d'un vecteur aléatoire. Elle intervient dans plusieurs disciplines telles que:

- Modèles statistiques d'estimation.
- Étude des série chronologiques.
- Analyse de données.
- Intelligence artificielle: réseaux neuronaux.

- ➊ Définitions et propriétés
- ➋ Moments d'un vecteur gaussien
- ➌ Indépendance d'un vecteur gaussien

## Section 1

### Définitions et propriétés

## Définition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$ ,  $d \geq 1$ , un vecteur aléatoire. On dit que  $X$  est un **vecteur gaussien** si toute combinaison linéaire des v.a  $X_1, \dots, X_d$  est une v.a gaussienne.

## Définition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$ ,  $d \geq 1$ , un vecteur aléatoire. On dit que  $X$  est un **vecteur gaussien** si toute combinaison linéaire des v.a  $X_1, \dots, X_d$  est une v.a gaussienne.

Càd,  $\forall a = (a_1, \dots, a_d) \in \mathbb{R}^d$  la variable aléatoire réelle  $Y$  définie par:

$$\begin{aligned} Y &= a^t \cdot X = (a_1, \dots, a_d) \cdot \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_d \end{pmatrix} \\ &= a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_d X_d = \sum_{i=1}^d a_i X_i \end{aligned}$$

est une **variable aléatoire gaussienne**.  $Y \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ ;  $(m, \sigma^2) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}_+$ .



## Exemple:

Soient  $X$  et  $Y$  deux v.a. tels que  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$  et  $Y = 2X$  (p.s) alors  $V = (X, Y)$  est un vecteur gaussien.

## Exemple:

Soient  $X$  et  $Y$  deux v.a. tels que  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$  et  $Y = 2X$  (p.s) alors  $V = (X, Y)$  est un vecteur gaussien. En effet,  $\forall a = (a_1, a_2) \in \mathbb{R}^2$ , la combinaison :

$$\begin{aligned} Y &= a_1.X + a_2.Y \\ &= a_1.X + a_2.2X \\ &= (a_1 + 2a_2).X \end{aligned}$$

est une gaussienne.

## Conséquence

Si  $X = (X_1, \dots, X_d)$ ,  $d \geq 1$ , un **vecteur gaussien**, alors chaque application composante  $X_i$ ,  $1 \leq i \leq d$ , est une variable aléatoire **gaussienne**.

Le vecteur  $X = (X_1, \dots, X_d)$   
est gaussien



$X_i$  sont gaussiennes

## Conséquence

Si  $X = (X_1, \dots, X_d)$ ,  $d \geq 1$ , un **vecteur gaussien**, alors chaque application composante  $X_i$ ,  $1 \leq i \leq d$ , est une variable aléatoire **gaussienne**.



Il se peut que  $X_1, \dots, X_d$  sont des variables aléatoires gaussiennes **sans** que le vecteur  $X = (X_1, \dots, X_d)$  soit gaussien.

## Application 1:

Soit  $Y$  et  $Z$  deux variables aléatoires réelles indépendantes avec  $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$  et  $Y$  suit une loi de rademacher c'est-à-dire  $\mathbb{P}(Y = 1) = \mathbb{P}(Y = -1) = \frac{1}{2}$ . On définit le couple aléatoire  $X = (X_1, X_2)$ , avec  $X_1 = Z$  et  $X_2 = YZ$ .

- 1 Montrer que la variable aléatoire  $X_2$  suit la loi gaussienne.
- 2 Calculer  $\mathbb{P}(X_1 + X_2 = 0)$
- 3 Dédire que  $X$  n'est pas un vecteur gaussien.

## Corrigé de l'application 1:

① Pour montrer que la loi de  $X_2$  est gaussienne, on peut calculer sa fonction de répartition  $\mathbb{F}_{X_2}$ .

Alors  $\forall x_2 \in \mathbb{R}$ , on a:

$$\begin{aligned}\mathbb{F}_{X_2}(x_2) &= \mathbb{P}(X_2 \leq x_2) = \mathbb{P}(YZ \leq x_2) \\ &= \mathbb{P}(Z \leq x_2, Y = 1) + \mathbb{P}(-Z \leq x_2, Y = -1) \\ &= \mathbb{P}(Z \leq x_2)\mathbb{P}(Y = 1) + \mathbb{P}(-Z \leq x_2)\mathbb{P}(Y = -1) \\ &= \frac{1}{2}(\mathbb{P}(Z \leq x_2) + \mathbb{P}(-Z \leq x_2)) \\ &= \frac{1}{2}(\mathbb{P}(Z \leq x_2) + \mathbb{P}(Z \leq x_2)) \\ &= \mathbb{P}(Z \leq x_2) \\ &= \mathbb{F}_Z(x_2)\end{aligned}$$

$$\Rightarrow X_2 = Z, \text{ p.s.} \Rightarrow X_2 \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

②

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_1 + X_2 = 0) &= \mathbb{P}(Z + YZ = 0) \\&= \mathbb{P}(Z + YZ = 0, Y = 1) + \mathbb{P}(Z + YZ = 0, Y = -1) \\&= \mathbb{P}(Z + Z = 0)\mathbb{P}(Y = 1) + \mathbb{P}(Z - Z = 0)\mathbb{P}(Y = -1) \\&= \mathbb{P}(Z = 0)\mathbb{P}(Y = 1) + \mathbb{P}(0 = 0)\mathbb{P}(Y = -1) \\&= 0 \times \frac{1}{2} + 1 \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2}\end{aligned}$$

# Définition et propriétés

②

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_1 + X_2 = 0) &= \mathbb{P}(Z + YZ = 0) \\ &= \mathbb{P}(Z + YZ = 0, Y = 1) + \mathbb{P}(Z + YZ = 0, Y = -1) \\ &= \mathbb{P}(Z + Z = 0)\mathbb{P}(Y = 1) + \mathbb{P}(Z - Z = 0)\mathbb{P}(Y = -1) \\ &= \mathbb{P}(Z = 0)\mathbb{P}(Y = 1) + \mathbb{P}(0 = 0)\mathbb{P}(Y = -1) \\ &= 0 \times \frac{1}{2} + 1 \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2}\end{aligned}$$

③

On a  $\mathbb{P}(X_1 + X_2 = 0) = \frac{1}{2}$ , donc la variable aléatoire  $X_1 + X_2$  **ne peut pas être continue** car la probabilité qu'une v.a. continue soit égale à un point est toujours nulle.



## Définition et propriétés

②

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_1 + X_2 = 0) &= \mathbb{P}(Z + YZ = 0) \\ &= \mathbb{P}(Z + YZ = 0, Y = 1) + \mathbb{P}(Z + YZ = 0, Y = -1) \\ &= \mathbb{P}(Z + Z = 0)\mathbb{P}(Y = 1) + \mathbb{P}(Z - Z = 0)\mathbb{P}(Y = -1) \\ &= \mathbb{P}(Z = 0)\mathbb{P}(Y = 1) + \mathbb{P}(0 = 0)\mathbb{P}(Y = -1) \\ &= 0 \times \frac{1}{2} + 1 \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2}\end{aligned}$$

③

On a  $\mathbb{P}(X_1 + X_2 = 0) = \frac{1}{2}$ , donc la variable aléatoire  $X_1 + X_2$  **ne peut pas être continue** car la probabilité qu'une v.a. continue soit égale à un point est toujours nulle.

Donc,  $X_1 + X_2$  **n'est pas gaussienne**.

$\Rightarrow$  On a trouvé une combinaison linéaire de  $X_1$  et  $X_2$  non gaussienne, ceci implique par définition d'un vecteur gaussien que  **$X$  n'est pas gaussien**.

## Section 2

# Moments d'un vecteur gaussien

# Moments d'un vecteur gaussien

## Définition-Vecteur espérance

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur gaussien tel que les v.a.  $X_1, \dots, X_d$  admettant des moments d'ordre 1. On appelle espérance de  $X$ , le vecteur de  $\mathbb{R}^d$ :

$$m = (m_1, \dots, m_d), \quad \forall 1 \leq i \leq d, \quad m_i = \mathbb{E}(X_i).$$

# Moments d'un vecteur gaussien

## Définition-Vecteur espérance

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur gaussien tel que les v.a.  $X_1, \dots, X_d$  admettant des moments d'ordre 1. On appelle espérance de  $X$ , le vecteur de  $\mathbb{R}^d$ :

$$m = (m_1, \dots, m_d), \quad \forall 1 \leq i \leq d, \quad m_i = \mathbb{E}(X_i).$$

## Définition-Matrice de covariance

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur gaussien tel que les v.a.  $X_1, \dots, X_d$  admettant des moments d'ordre 2. On appelle matrice de covariance de  $X$  la matrice  $\Sigma$  définie par:

$$\Sigma = (\Sigma_{ij})_{1 \leq i, j \leq d}, \quad \text{avec } \Sigma_{ij} = \text{cov}(X_i, X_j)$$

# Moments d'un vecteur gaussien

## Définition-Vecteur espérance

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur gaussien tel que les v.a.  $X_1, \dots, X_d$  admettant des moments d'ordre 1. On appelle espérance de  $X$ , le vecteur de  $\mathbb{R}^d$ :

$$m = (m_1, \dots, m_d), \quad \forall 1 \leq i \leq d, \quad m_i = \mathbb{E}(X_i).$$

## Définition-Matrice de covariance

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur gaussien tel que les v.a.  $X_1, \dots, X_d$  admettant des moments d'ordre 2. On appelle matrice de covariance de  $X$  la matrice  $\Sigma$  définie par:

$$\Sigma = (\Sigma_{ij})_{1 \leq i, j \leq d}, \quad \text{avec } \Sigma_{ij} = \text{cov}(X_i, X_j)$$

La loi d'un vecteur gaussien est caractérisée par son vecteur espérance  $m$  et sa matrice de covariance  $\Sigma$ . Par analogie des v.a., on écrit  $X \sim \mathcal{N}_d(m, \Sigma)$ ,  $d \geq 1$ .

# Construction d'un vecteur gaussien

## Définition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur gaussien. On dit que  $X$  est **standard** si son espérance  $m$  est le vecteur **nul** et sa matrice de covariance  $\Sigma = I_d$ .

**Autrement dit,**

# Construction d'un vecteur gaussien

## Définition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur gaussien. On dit que  $X$  est **standard** si son espérance  $m$  est le vecteur **nul** et sa matrice de covariance  $\Sigma = I_d$ .

**Autrement dit,**

si les composantes  $X_i$  sont centrées réduites et non corrélées.

Dans ce cas, on écrit:

$$X \sim \mathcal{N}_d(0, I_d)$$

avec  $I_d$  désigne la matrice identité d'ordre  $d$ .

# Construction d'un vecteur gaussien

## Définition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur gaussien. On dit que  $X$  est **standard** si son espérance  $m$  est le vecteur **nul** et sa matrice de covariance  $\Sigma = I_d$ .

**Autrement dit,**

si les composantes  $X_i$  sont centrées réduites et non corrélées.

Dans ce cas, on écrit:

$$X \sim \mathcal{N}_d(0, I_d)$$

avec  $I_d$  désigne la matrice identité d'ordre  $d$ .

## Proposition: Transformation affine

Soit  $Z \sim \mathcal{N}_n(m, \Sigma)$ ,  $A \in \mathcal{M}_{dn}(\mathbb{R})$  et  $b \in \mathbb{R}^d$ , alors  $X = AZ + b$  est un vecteur gaussien telque:

$$X \sim \mathcal{N}_d(Am + b, A\Sigma A^t)$$



# Construction d'un vecteur gaussien

## Cas particulier

$$Z \sim \mathcal{N}_d(0, I_d), A \in \mathcal{M}_d(\mathbb{R}) \text{ et } b \in \mathbb{R}^d, \Rightarrow X \sim \mathcal{N}_d(b, AA^t)$$

# Construction d'un vecteur gaussien

## Définition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur aléatoire quelconque, la **fonction caractéristique** de  $X$  est définie par:

$$\phi_X(u) = \mathbb{E}[e^{iu^t \cdot X}] = \mathbb{E}[e^{i(u_1 X_1 + \dots + u_d X_d)}], \quad \forall u = (u_1, \dots, u_d) \in \mathbb{R}^d$$

# Construction d'un vecteur gaussien

## Définition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur aléatoire quelconque, la **fonction caractéristique** de  $X$  est définie par:

$$\phi_X(u) = \mathbb{E}[e^{iu^t \cdot X}] = \mathbb{E}[e^{i(u_1 X_1 + \dots + u_d X_d)}], \quad \forall u = (u_1, \dots, u_d) \in \mathbb{R}^d$$

## Proposition-Fonction caractéristique

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur **gaussien** de moyenne  $m$  et de matrice de covariance  $\Sigma$ , alors la **fonction caractéristique** de  $X$  est donnée par:

$$\phi_X(u) = e^{iu^t \cdot m} e^{-\frac{1}{2} u^t \cdot \Sigma \cdot u}, \quad \forall u = (u_1, \dots, u_d) \in \mathbb{R}^d$$

# Construction d'un vecteur gaussien

## Théorème

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur **gaussien** de moyenne  $m$  et de matrice de covariance  $\Sigma$ .  $X$  admet une **densité**  $f_X$  ssi la matrice  $\Sigma$  est **inversible**.  
De plus, la densité  $f_X$  est donnée par:

$$f_X(x) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^d \frac{1}{\sqrt{|\det(\Sigma)|}} e^{-\frac{1}{2}(x-m)^t \Sigma^{-1}(x-m)}, \quad \forall x \in \mathbb{R}^d$$

# Construction d'un vecteur gaussien

## Théorème

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur **gaussien** de moyenne  $m$  et de matrice de covariance  $\Sigma$ .  $X$  admet une **densité**  $f_X$  ssi la matrice  $\Sigma$  est **inversible**.  
De plus, la densité  $f_X$  est donnée par:

$$f_X(x) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^d \frac{1}{\sqrt{|\det(\Sigma)|}} e^{-\frac{1}{2}(x-m)^t \Sigma^{-1}(x-m)}, \quad \forall x \in \mathbb{R}^d$$

## Application 2:

Soient  $Y$  et  $Z$  deux variables aléatoires indépendantes normales centrées et réduites. On pose  $X = (X_1, X_2) = (Y + Z, Y - Z)$ .

- 1 Calculer la matrice de covariance de  $X$ .
- 2 Montrer que  $X$  admet une densité, puis la déterminer.
- 3 Calculer la fonction caractéristique de  $X$ .

## Corrigé de l'application 2:

① On a:

$$\mathbb{V}(X_1) = \mathbb{V}(Y + Z) = \mathbb{V}(Y) + \mathbb{V}(Z) = 2$$

$$\mathbb{V}(X_2) = \mathbb{V}(Y - Z) = \mathbb{V}(Y) + \mathbb{V}(-Z) = \mathbb{V}(Y) + \mathbb{V}(Z) = 2$$

et

$$\begin{aligned} \text{cov}(X_1, X_2) &= \text{cov}(Y + Z, Y - Z) \\ &= \text{cov}(Y, Y - Z) + \text{cov}(Z, Y - Z) \\ &= \text{cov}(Y, Y) - \text{cov}(Y, Z) + \text{cov}(Z, Y) - \text{cov}(Z, Z) \\ &= \text{cov}(Y, Y) - \text{cov}(Z, Z) = 1 - 1 = 0 \end{aligned}$$

## Corrigé de l'application 2:

① On a:

$$\mathbb{V}(X_1) = \mathbb{V}(Y + Z) = \mathbb{V}(Y) + \mathbb{V}(Z) = 2$$

$$\mathbb{V}(X_2) = \mathbb{V}(Y - Z) = \mathbb{V}(Y) + \mathbb{V}(-Z) = \mathbb{V}(Y) + \mathbb{V}(Z) = 2$$

et

$$\begin{aligned} \text{cov}(X_1, X_2) &= \text{cov}(Y + Z, Y - Z) \\ &= \text{cov}(Y, Y - Z) + \text{cov}(Z, Y - Z) \\ &= \text{cov}(Y, Y) - \text{cov}(Y, Z) + \text{cov}(Z, Y) - \text{cov}(Z, Z) \\ &= \text{cov}(Y, Y) - \text{cov}(Z, Z) = 1 - 1 = 0 \end{aligned}$$

donc la matrice de covariance de  $X$  est:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix}$$

② Notons que  $X = (X_1, X_2)$  est bien un vecteur gaussien (car  $\forall a = (a_1, a_2) \in \mathbb{R}^2, a_1 X_1 + a_2 X_2 = (a_1 + a_2)Y + (a_1 - a_2)Z$  est une v.a gaussienne), et que:

$$\det(\Sigma) = \begin{vmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{vmatrix} = 4 \neq 0$$

Donc  $X$  admet une densité donnée pour tout  $x = (x_1, x_2) \in \mathbb{R}^2$  par:



② Notons que  $X = (X_1, X_2)$  est bien un vecteur gaussien (car  $\forall a = (a_1, a_2) \in \mathbb{R}^2, a_1 X_1 + a_2 X_2 = (a_1 + a_2)Y + (a_1 - a_2)Z$  est une v.a gaussienne), et que:

$$\det(\Sigma) = \begin{vmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{vmatrix} = 4 \neq 0$$

Donc  $X$  admet une densité donnée pour tout  $x = (x_1, x_2) \in \mathbb{R}^2$  par:

$$\begin{aligned} f_X(x_1, x_2) &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^d \frac{1}{\sqrt{\det(\Sigma)}} e^{-\frac{1}{2}(x-m)^t \Sigma^{-1}(x-m)} \\ &= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^2 \frac{1}{\sqrt{4}} \exp \left( -\frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 - m_1 \\ x_2 - m_2 \end{pmatrix}^t \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} x_1 - m_1 \\ x_2 - m_2 \end{pmatrix} \right) \\ &= \frac{1}{4\pi} \exp \left( -\frac{1}{2} (x_1 \ x_2) \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix} \right) \\ &= \frac{1}{4\pi} \exp \left( -\frac{1}{4} (x_1^2 + x_2^2) \right) \end{aligned}$$

③

$\forall u = (u_1, u_2) \in \mathbb{R}^2$ , on a:

$$\begin{aligned}\phi_X(u) &= e^{iu^t \cdot m} e^{\frac{-1}{2} u^t \cdot \Sigma \cdot u} \\ &= e^{\frac{-1}{2} u^t \cdot \Sigma \cdot u} \\ &= \exp \left( -\frac{1}{2} \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix}^t \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \right) \\ &= \exp \left( -\frac{1}{2} (u_1 \ u_2) \begin{pmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \right) \\ &= \exp \left( -(u_1^2 + u_2^2) \right)\end{aligned}$$

## Section 3

# Indépendance d'un vecteur gaussien

# Indépendance d'un vecteur gaussien

## Définition

Soit  $X_1, \dots, X_d$  une famille des variables aléatoires réelles définies sur le même espace de probabilités  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ . On dit que  $X_1, \dots, X_d$  sont **mutuellement indépendantes** ssi  $\forall 1 \leq j \leq d$  et  $\forall$  intervalles  $I_1, \dots, I_j$  de  $\mathbb{R}$ , on a:

$$\mathbb{P}(X_1 \in I_1, \dots, X_j \in I_j) = \mathbb{P}(X_1 \in I_1) \times \dots \times \mathbb{P}(X_j \in I_j)$$

# Indépendance d'un vecteur gaussien

## Définition

Soit  $X_1, \dots, X_d$  une famille des variables aléatoires réelles définies sur le même espace de probabilités  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ . On dit que  $X_1, \dots, X_d$  sont **mutuellement indépendantes** ssi  $\forall 1 \leq j \leq d$  et  $\forall$  intervalles  $I_1, \dots, I_j$  de  $\mathbb{R}$ , on a :

$$\mathbb{P}(X_1 \in I_1, \dots, X_j \in I_j) = \mathbb{P}(X_1 \in I_1) \times \dots \times \mathbb{P}(X_j \in I_j)$$

43  $X_1, \dots, X_d$  est une famille des v.a.r **mutuellement indépendantes**  $\Rightarrow$  c'est une famille des v.a.r **deux à deux indépendantes**.

# Indépendance d'un vecteur gaussien

## Définition

Soit  $X_1, \dots, X_d$  une famille des variables aléatoires réelles définies sur le même espace de probabilités  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ . On dit que  $X_1, \dots, X_d$  sont **mutuellement indépendantes** ssi  $\forall 1 \leq j \leq d$  et  $\forall$  intervalles  $I_1, \dots, I_j$  de  $\mathbb{R}$ , on a :

$$\mathbb{P}(X_1 \in I_1, \dots, X_j \in I_j) = \mathbb{P}(X_1 \in I_1) \times \dots \times \mathbb{P}(X_j \in I_j)$$

43  $X_1, \dots, X_d$  est une famille des v.a.r **mutuellement indépendantes**  $\Rightarrow$  c'est une famille des v.a.r **deux à deux indépendantes**.

43 La réciproque est **fausse**

# Indépendance d'un vecteur gaussien

## Définition

Soit  $X_1, \dots, X_d$  une famille des variables aléatoires réelles définies sur le même espace de probabilités  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ . On dit que  $X_1, \dots, X_d$  sont **mutuellement indépendantes** ssi  $\forall 1 \leq j \leq d$  et  $\forall$  intervalles  $I_1, \dots, I_j$  de  $\mathbb{R}$ , on a :

$$\mathbb{P}(X_1 \in I_1, \dots, X_j \in I_j) = \mathbb{P}(X_1 \in I_1) \times \dots \times \mathbb{P}(X_j \in I_j)$$

43  $X_1, \dots, X_d$  est une famille des v.a.r **mutuellement indépendantes**  $\Rightarrow$  c'est une famille des v.a.r **deux à deux indépendantes**.

43 La réciproque est **fausse**

## Exemple:

On lance deux fois une pièce équilibrée et on considère les v.a suivantes:

$X_1$ : modélise que les deux résultats sont différents,

$X_2$ : modélise que la face obtenue au premier lancer est une face F

$X_3$ : modélise que la face obtenue au second lancer est une pile P.

# Indépendance d'un vecteur gaussien

## Proposition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur **gaussien** de  $\mathbb{R}^d$ , alors, les deux assertions suivantes sont **équivalentes** :

- ❶ Les composantes  $X_1, \dots, X_d$  sont **mutuellement indépendantes**.
- ❷ Les composantes  $X_1, \dots, X_d$  sont **deux à deux indépendantes**.



# Indépendance d'un vecteur gaussien

## Proposition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur **gaussien** de  $\mathbb{R}^d$ , alors, les deux assertions suivantes sont **équivalentes** :

- ❶ Les composantes  $X_1, \dots, X_d$  sont **mutuellement indépendantes**.
- ❷ Les composantes  $X_1, \dots, X_d$  sont **deux à deux indépendantes**.

## Proposition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur **gaussien** de  $\mathbb{R}^d$ , alors, les assertions suivantes sont **équivalentes**:

- ❶ Les v.a.  $X_1, \dots, X_d$  sont **indépendantes**.
- ❷ Les composantes  $X_1, \dots, X_d$  sont **non corrélées**.
- ❸ La matrice de covariance  $\Sigma$  du vecteur  $X$  est **diagonale**.

# Indépendance d'un vecteur gaussien

## Proposition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur **gaussien** de  $\mathbb{R}^d$ , alors, les deux assertions suivantes sont **équivalentes** :

- 1 Les composantes  $X_1, \dots, X_d$  sont **mutuellement indépendantes**.
- 2 Les composantes  $X_1, \dots, X_d$  sont **deux à deux indépendantes**.

## Proposition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur **gaussien** de  $\mathbb{R}^d$ , alors, les assertions suivantes sont **équivalentes**:

- 1 Les v.a.  $X_1, \dots, X_d$  sont **indépendantes**.
- 2 Les composantes  $X_1, \dots, X_d$  sont **non corrélées**.
- 3 La matrice de covariance  $\Sigma$  du vecteur  $X$  est **diagonale**.

43 Deux v.a.r. quelconque  $X$  et  $Y$  sont indépendantes  $\Rightarrow \text{cov}(X, Y) = 0$ .

43 La réciproque est fausse, sauf dans le cas où  $(X, Y)$  forment **un vecteur gaussien**.

## Proposition

Soit  $X = (X_1, \dots, X_d)$  un vecteur gaussien de  $\mathbb{R}^d$ , alors, les v.a.  $X_1, \dots, X_d$  sont indépendantes, ssi:

$$\phi_X(u) = \phi_{X_1}(u_1) \times \dots \times \phi_{X_d}(u_d), \forall u = (u_1, \dots, u_d) \in \mathbb{R}^d$$

## Application 3:

Soit  $X = (X_1, X_2)$  un vecteur gaussien centré, avec  $\mathbb{V}(X_1) = 4$  et  $\mathbb{V}(X_2) = 1$ , telles que les variables  $2X_1 + X_2$  et  $X_1 - 3X_2$  sont indépendantes.

- 1 Calculer  $\text{cov}(X_1, X_2)$ .
- 2 Vérifier que le vecteur  $Y = (Y_1 = X_1 + X_2, Y_2 = 2X_1 - 5X_2)$  est gaussien.
- 3 Les composantes  $Y_1$  et  $Y_2$  sont-elles indépendantes?

## Corrigé de l'application 3:

①

$$\begin{aligned}\operatorname{cov}(2X_1 + X_2, X_1 - 3X_2) &= 2\operatorname{cov}(X_1, X_1 - 3X_2) + \operatorname{cov}(X_2, X_1 - 3X_2) \\ &= 2\mathbb{V}[X_1] - 6\operatorname{cov}(X_1, X_2) + \operatorname{cov}(X_2, X_1) - 3\mathbb{V}[X_2] \\ &= 5 - 5\operatorname{cov}(X_1, X_2)\end{aligned}$$

En utilisant le fait que  $2X_1 + X_2$  et  $X_1 - 3X_2$  sont indépendantes, on obtient:

$$\operatorname{cov}(X_1, X_2) = 1$$

# Indépendance d'un vecteur gaussien

## Corrigé de l'application 3:

①

$$\begin{aligned}\text{cov}(2X_1 + X_2, X_1 - 3X_2) &= 2\text{cov}(X_1, X_1 - 3X_2) + \text{cov}(X_2, X_1 - 3X_2) \\ &= 2\mathbb{V}[X_1] - 6\text{cov}(X_1, X_2) + \text{cov}(X_2, X_1) - 3\mathbb{V}[X_2] \\ &= 5 - 5\text{cov}(X_1, X_2)\end{aligned}$$

En utilisant le fait que  $2X_1 + X_2$  et  $X_1 - 3X_2$  sont indépendantes, on obtient:

$$\text{cov}(X_1, X_2) = 1$$

②

Le vecteur  $Y = (Y_1, Y_2)$  est bien un vecteur gaussien car il s'écrit sous la forme d'une combinaison linéaire du vecteur gaussien  $X = (X_1, X_2)$ . En effet:

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 + X_2 \\ 2X_1 - 5X_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 2 & -5 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} = A \times X$$

## Suite du corrigé de l'application 3:

③

Tout en tenant compte que le vecteur  $Y = (Y_1, Y_2)$  est gaussien et que:

$$\begin{aligned} \operatorname{cov}(Y_1, Y_2) &= \operatorname{cov}(X_1 + X_2, 2X_1 - 5X_2) \\ &= \operatorname{cov}(X_1, 2X_1 - 5X_2) + \operatorname{cov}(X_2, 2X_1 - 5X_2) \\ &= 2\mathbb{V}(X_1) - 5\operatorname{cov}(X_1, X_2) + 2\operatorname{cov}(X_2, X_1) - 5\mathbb{V}(X_2) \\ &= 2\mathbb{V}(X_1) - 5\mathbb{V}(X_2) - 3\operatorname{cov}(X_1, X_2) \\ &= 8 - 5 - 3 \\ &= 0 \end{aligned}$$

Alors les composantes  $Y_1$  et  $Y_2$  sont indépendantes.



J.Jacod et P.Protter: Probability essentials. Springer 2000.