

COUPLES DE VARIABLES
ALÉATOIRES FINIES

Dans tout ce chapitre, (Ω, \mathcal{T}, P) est un espace probabilisé fini ou $\mathcal{T} = \mathcal{P}(\Omega)$.

45.1 COUPLES DE VARIABLES ALÉATOIRES

§1 Loi d'un couple

Définition 1

On appelle **couple de variables aléatoires réelles** toute application

$$\begin{aligned} Z : \Omega &\rightarrow \mathbb{R}^2 \\ \omega &\mapsto (X(\omega), Y(\omega)) \end{aligned}$$

où X et Y sont des variable aléatoire réelle sur (Ω, \mathcal{T}) .
On note $Z = (X, Y)$ ce couple de variables.

Par définition, $(X, Y)(\Omega) \subset X(\Omega) \times Y(\Omega)$. En effet,

$$\begin{aligned} (X, Y)(\Omega) &= \{ (X(\omega), Y(\omega)) \mid \omega \in \Omega \} \\ &\subset \{ (X(\omega_1), Y(\omega_2)) \mid (\omega_1, \omega_2) \in \Omega^2 \} = X(\Omega) \times Y(\Omega). \end{aligned}$$

Méthode

Connaitre la loi du couple (X, Y) revient à connaitre

- $X(\Omega) = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$,
- $Y(\Omega) = \{y_1, y_2, \dots, y_p\}$,
- $p_{i,j} = P(\{X = x_i\} \cap \{Y = y_j\})$ pour $(i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket \times \llbracket 1, p \rrbracket$.

La loi du couple (X, Y) est encore appelé **loi conjointe de X et de Y** .

On note plus simplement $P(X = x_i, Y = y_j) = p_{i,j} = P(\{X = x_i\} \cap \{Y = y_j\})$.

Exemple 2

On considère une urne avec 4 boules numérotée de 1 à 4 et les tirages successifs de 2 boules avec remise. On note

- X_1 le numéro de la boule obtenue au premier tirage,
- X_2 le numéro de la boule obtenue au second tirage,
- Y le plus grand numéro obtenu lors des deux tirages.

On appelle résultat le couple formé du numéro de la première boule et du numéro de la deuxième boule. Ainsi $\Omega = \{1, 2, 3, 4\}^2$. Sur $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$, on choisit pour P l'équiprobabilité. On a

$$X_1(\Omega) = \llbracket 1, 4 \rrbracket \quad X_2(\Omega) = \llbracket 1, 4 \rrbracket \quad Y(\Omega) = \llbracket 1, 4 \rrbracket$$

On a alors,

$$\forall (i, j) \in X_1(\Omega) \times X_2(\Omega), P((X_1 = i) \text{ et } (X_2 = j)) = \frac{1}{16}.$$

ce que l'on peut représenter ainsi:

$X_1 \backslash X_2$	1	2	3	4
1	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$
2	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$
3	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$
4	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$

De même, on trouve pour la loi du couple (X_1, Y) :

$X_1 \backslash Y$	1	2	3	4
1	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$
2	0	$\frac{2}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$
3	0	0	$\frac{3}{16}$	$\frac{1}{16}$
4	0	0	0	$\frac{4}{16}$

Par exemple, l'événement $\{X_1 = 3\}$ et $\{Y = 3\}$ est $\{(3, 1); (3, 2); (3, 3)\}$, d'où

$$p_{i,j} = P(X_1 = 3 \text{ et } Y = 3) = \frac{3}{16}.$$

Test 3

Vérifier les autres cas pour la loi du couple (X_1, Y) .

Remarque

La famille

$$(\{X = x_i\} \cap \{Y = y_j\} \mid i \in \llbracket 1, n \rrbracket \text{ et } j \in \llbracket 1, p \rrbracket)$$

forment un système complet d'événements (certains événements pouvant être vides). Ainsi,

$$\sum_{\substack{i=1 \dots n \\ j=1 \dots p}} p_{i,j} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p p_{i,j} = 1.$$

§2 Lois marginales

On note comme précédemment,

- $X(\Omega) = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$,
- $Y(\Omega) = \{y_1, y_2, \dots, y_p\}$,
- $p_{i,j} = P(\{X = x_i\} \cap \{Y = y_j\})$ pour $(i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket \times \llbracket 1, p \rrbracket$.

Proposition 4

1. Pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$,

$$P\{X = x_i\} = \sum_{j=1}^p p_{i,j} = \sum_{j=1}^p P\{X = x_i \text{ et } Y = y_j\}.$$

On note parfois $p_{i,\bullet} = P\{X = x_i\}$.

2. Pour tout $j \in \llbracket 1, p \rrbracket$,

$$P\{Y = y_j\} = \sum_{i=1}^n p_{i,j} = \sum_{i=1}^n P\{X = x_i \text{ et } Y = y_j\}.$$

On note parfois $p_{\bullet,j} = P\{Y = y_j\}$.

Démonstration. 1. La famille $(\{Y = y_j\} | j \in \llbracket 1, p \rrbracket)$ est un système complet d'événements.

2. La famille $(\{X = x_i\} | i \in \llbracket 1, n \rrbracket)$ est un système complet d'événements. ■

Définition 5

- Les variables aléatoires X et Y sont appelés **variables marginales** du couple (X, Y) .
- La loi de la variable aléatoire réelle X (resp. Y) seule est appelé **loi marginale** de X (resp. Y).

Exemple 6

On reprend l'exemple 2.

$X_1 \backslash Y$	1	2	3	4	Total
1	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{4}$
2	0	$\frac{2}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{4}$
3	0	0	$\frac{3}{16}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{4}$
4	0	0	0	$\frac{4}{16}$	$\frac{1}{4}$
Total	$\frac{1}{16}$	$\frac{3}{16}$	$\frac{5}{16}$	$\frac{7}{16}$	1

On (re)trouve ainsi les loi de X_1 et Y :

x_i	1	2	3	4
$p_{i,\bullet}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

et

y_j	1	2	3	4
$p_{\bullet,j}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{3}{16}$	$\frac{5}{16}$	$\frac{7}{16}$

Ainsi, la connaissance de la loi du couple (X, Y) permet de retrouver les lois marginales. La réciproque est bien sûr totalement fausse!

Remarque

Plus généralement, on a pour $Z = \phi(X, Y)$ avec $\phi : X(\Omega) \times Y(\Omega) \rightarrow \mathbb{R}$,

$$\{Z = z\} = \bigsqcup_{\substack{(x,y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega) \\ \phi(x,y)=z}} (\{X = x\} \cap \{Y = y\}).$$

et

$$P\{Z = z\} = \sum_{\substack{(x,y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega) \\ \phi(x,y)=z}} P(\{X = x\} \cap \{Y = y\}).$$

§3 Loi conditionnelles

Proposition 7

Soit (X, Y) un couple de variables aléatoires sur (Ω, \mathcal{T}, P) .

Si $y_\ell \in Y(\Omega)$, la loi de X conditionnée par $\{Y = y_\ell\}$ est caractérisée par les probabilités

$$P(X = x_k | Y = y_\ell) = \frac{P(X = x_k \text{ et } Y = y_\ell)}{P(Y = y_\ell)} = \frac{p_{k,\ell}}{p_{\bullet,\ell}}.$$

Exemple 8

On reprend l'exemple 2. La loi de X sachant $\{Y = 3\}$ est donnée par

x_k	1	2	3	4
$P_{(Y=3)}(X = x_k)$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{3}{5}$	0

45.2 INDÉPENDANCE

§1 Indépendance de deux variables aléatoires

Définition 9

Soit (X, Y) un couple de variables aléatoires sur (Ω, \mathcal{T}, P) .

On dit que X et Y sont indépendantes si pour toutes parties $A \subset X(\Omega)$ et $B \subset Y(\Omega)$, on a

$$P(X \in A \text{ et } Y \in B) = P(X \in A) \times P(Y \in B).$$

On note alors $X \perp\!\!\!\perp Y$.

Théorème 10

X et Y sont indépendantes si, et seulement si

$$\forall (x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega), P(X = x \text{ et } Y = y) = P(X = x) \times P(Y = y).$$

Exemple 11

On reprend l'exemple 2.

- X_1 et X_2 sont indépendantes.

- X_1 et Y ne sont pas indépendantes car

$$P(X_1 = 2 \text{ et } Y = 1) = 0 \neq P(X_1 = 2) \times P(Y = 1) = \frac{4}{16} \times \frac{1}{16}.$$

Théorème 12

Soit (X, Y) un couple de variables aléatoires sur (Ω, \mathcal{F}, P) , $f : X(\Omega) \rightarrow \mathbb{R}$ et $g : Y(\Omega) \rightarrow \mathbb{R}$.

Si X et Y sont indépendantes, $f(X)$ et $g(Y)$ sont indépendantes.

Démonstration. On remarque que

$$\{f(X) \in A\} = \{\omega \in \Omega \mid f(X(\omega)) \in A\} = \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \in f^{-1}(A)\} = \{X \in f^{-1}(A)\}.$$

De même $\{g(Y) \in B\} = \{Y \in g^{-1}(B)\}$. Puisque X et Y sont indépendantes, on a

$$\begin{aligned} P(f(X) \in A \text{ et } g(Y) \in B) &= P(X \in f^{-1}(A) \text{ et } Y \in g^{-1}(B)) \\ &= P(X \in f^{-1}(A)) \times P(Y \in g^{-1}(B)). \end{aligned}$$

Ceci étant vrai pour toute parties A et B de \mathbb{R} , les variables aléatoires $f(X)$ et $g(Y)$ sont indépendantes. ■

Exemple 13

Si X et Y sont indépendantes,

- X^2 et Y^2 sont indépendantes,
- X^2 et $aY + b$ sont indépendantes.

Théorème 14

Si X et Y sont indépendantes,

$$E(XY) = E(X)E(Y).$$

Démonstration. On utilise le théorème de transfert (qui s'applique également aux couples):

$$E(XY) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p x_i y_j P(X = x_i \text{ et } Y = y_j)$$

où l'on a noté $X(\Omega) = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ et $Y(\Omega) = \{y_1, y_2, \dots, y_p\}$. ■

§2 Indépendance mutuelle

Dans la suite, X_1, X_2, \dots, X_n désignent des variables aléatoires réelles sur (Ω, \mathcal{T}, P) .

Définition 15

On dit que X_1, X_2, \dots, X_n sont **mutuellement indépendantes** lorsque pour tout $(x_1, x_2, \dots, x_n) \in X_1(\Omega) \times X_2(\Omega) \times \dots \times X_n(\Omega)$,

$$P(X_1 = x_1 \text{ et } X_2 = x_2 \text{ et } \dots \text{ et } X_n = x_n) = P(X_1 = x_1) \times P(X_2 = x_2) \times \dots \times P(X_n = x_n).$$

Proposition 16

X_1, X_2, \dots, X_n sont **mutuellement indépendantes** si, et seulement si pour toute famille (A_1, A_2, \dots, A_n) d'événements,

$$\{X_1 \in A_1\}, \{X_2 \in A_2\}, \dots, \{X_n \in A_n\}$$

sont des événements mutuellement indépendants.

Rappelons que cela signifie que pour toute sous-famille i_1, i_2, \dots, i_p de $\llbracket 1, n \rrbracket$,

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n \{X_{i_k} \in A_{i_k}\}\right) = \prod_{k=1}^n P\{X_{i_k} \in A_{i_k}\}.$$

Théorème 17

Lemme des coalitions

Soient X_1, X_2, \dots, X_n des variables aléatoires sur (Ω, \mathcal{T}, P) . Soit

$$f : X_1(\Omega) \times \dots \times X_k(\Omega) \rightarrow \mathbb{R} \quad \text{et} \quad g : X_{k+1}(\Omega) \times \dots \times X_n(\Omega) \rightarrow \mathbb{R}.$$

Si X_1, X_2, \dots, X_n sont mutuellement indépendantes, alors les variables aléatoires

$$f(X_1, \dots, X_k) \quad \text{et} \quad g(X_{k+1}, \dots, X_n)$$

sont indépendantes.

Démonstration. Démonstration hors programme. ■

Ce résultat s'étend au cas de plus de deux coalitions.

Théorème 18

Soit p un réel, $0 < p < 1$, $n \in \mathbb{N}^*$ et soient X_1, X_2, \dots, X_n des variables aléatoires réelles mutuellement indépendantes suivant une même loi de Bernoulli $\mathcal{B}(p)$.

Alors la variable aléatoire

$$S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

suit une loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$.

Esquisse de démonstration. On effectue une récurrence sur n . On remarque que pour $k \geq 1$,

$$\begin{aligned} P(S_n = k) &= P(X_n = 0) P(S_{n-1} = k) + P(X_n = 1) P(S_{n-1} = k-1) \\ &= (1-p) \binom{n-1}{k} p^k (1-p)^{n-1-k} + p \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} (1-p)^{n-k} \\ &= \left(\binom{n-1}{k} + \binom{n-1}{k-1} \right) p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}. \end{aligned}$$

■

45.3 COVARIANCE

Lorsque X et Y sont des variables indépendantes, nous avons vu que $E(XY) = E(X)E(Y)$; dans le cas général, cette relation n'est plus vraie. La **covariance** du couple (X, Y) est la mesure du défaut d'égalité.

Définition 19

Soit (X, Y) un couple de variables aléatoires réelles sur (Ω, \mathcal{T}, P) , on appelle **covariance** de X et Y le réel noté $\text{Cov}(X, Y)$ défini par

$$\text{Cov}(X, Y) = E((X - E(X))(Y - E(Y))).$$

Théorème 20

Formule de König-Huygens

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y).$$

Théorème 21

Si X et Y sont indépendantes, alors $\text{Cov}(X, Y) = 0$.



La réciproque est fausse.

Quand on est malade, il ne faut surtout pas aller à l'hôpital : la probabilité de mourir dans un lit d'hôpital est 10 fois plus grande que dans son lit à la maison.

Définition 22

Deux variables aléatoires dont la covariance est nulle sont dites **décorrélées**.

Proposition 23

Soient X, Y, Z, T des variables aléatoires réelles et $\alpha, \beta, \gamma, \delta \in \mathbb{R}$.

1. $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$.
2. $\text{Cov}(\alpha X + \beta, \gamma Y + \delta) = \alpha\gamma \text{Cov}(X, Y)$.
3. $\text{Cov}(X + Y, Z + T) = \text{Cov}(X, Z) + \text{Cov}(X, T) + \text{Cov}(Y, Z) + \text{Cov}(Y, T)$.
4. $V(X) = \text{Cov}(X, X)$.

Théorème 24**Variance d'une somme**

Soient X et Y deux variables aléatoires, alors

$$V(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2 \operatorname{Cov}(X, Y)$$

$$V(X - Y) = V(X) + V(Y) - 2 \operatorname{Cov}(X, Y).$$

De même, si $a, b \in \mathbb{R}$, alors

$$V(aX + bY) = a^2 V(X) + b^2 V(Y) + 2ab \operatorname{Cov}(X, Y).$$

Plus généralement, si X_1, X_2, \dots, X_n sont des variables aléatoires, alors

$$V(X_1 + \dots + X_n) = \sum_{1 \leq i, j \leq n} \operatorname{Cov}(X_i, X_j) = \sum_{k=1}^n V(X_k) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \operatorname{Cov}(X_i, X_j).$$

Proposition 25

Si X et Y sont indépendantes, alors

$$V(X + Y) = V(X) + V(Y).$$