

Variables aléatoires sur un univers fini

Mathématiques PTSI

Lycée Déodat de Séverac

À l'issue de ce chapitre vous devez :

- VI1 Savoir reconnaître et utiliser les lois classiques.
- VI2 Savoir calculer des lois de couples et déduire les lois marginales des lois de couples.
- VI3 Savoir étudier l'indépendance de variables aléatoires.

On note ci-dessous $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), \mathbb{P})$ un espace probabilisé fini.

Plan

- 1 Généralités
 - Loi d'une variable aléatoire
 - Espérance d'une variable aléatoire
 - Variance et écart-type
 - Inégalités classiques
- 2 Lois usuelles
- 3 Couples, conditionnement et indépendance de variables aléatoires

Définition 1:

- ① On appelle variable aléatoire sur E toute application $X : \Omega \rightarrow E$.
- ② Si de plus $E \subset \mathbb{R}$, on dit que la variable aléatoire est réelle.

Exemple : On considère l'expérience aléatoire qui consiste à lancer un dé (équilibré) à six faces deux fois de suite. Alors $\Omega = \llbracket 1; 6 \rrbracket^2$ et $w \in \Omega$ est de la forme $w = (a; b)$ avec $a \in \llbracket 1; 6 \rrbracket$ et $b \in \llbracket 1; 6 \rrbracket$.

- Si l'on regarde la face obtenue au premier lancer on définit une variable aléatoire réelle $X_1 : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ telle que $X_1((a; b)) = a$.
- Si l'on regarde la face obtenue au deuxième lancer on définit une variable aléatoire réelle $X_2 : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ telle que $X_2((a; b)) = b$.
- Si l'on regarde la somme des deux numéros obtenus, nous obtenons également une variable aléatoire réelle X telle que $X((a; b)) = a + b$.
- Si l'on regarde le produit des deux numéros obtenus, nous obtenons également une variable aléatoire réelle Y telle que $Y((a; b)) = ab$.

REMARQUE : Nous avons en fait : $X = X_1 + X_2$ et $Y = X_1 X_2$.

Si $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ est une variable aléatoire réelle et $\varphi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, alors : $\varphi \circ X = \varphi(X)$ est une autre variable aléatoire réelle.

- **Notations :** Si $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ est une variable aléatoire réelle, l'évènement noté $(X \leq x)$ (ou $(X = x)$) correspond à l'ensemble des valeurs $w \in \Omega$ telles que $X(w) \leq x$ (ou $X(w) = x$).
- Puisque Ω est un ensemble fini, alors $X(\Omega) = \{x_1 ; x_2 ; \dots ; x_n\}$ est un ensemble fini. On appelle loi de probabilité de X l'ensemble des valeurs $p_i = \mathbb{P}(X = x_i)$, avec $i \in \llbracket 1; n \rrbracket$.

REMARQUES :

- 1 Si X et Y sont deux variables aléatoires qui ont la même loi, on note : $X \sim Y$.
- 2 Si $X \sim Y$, alors $\varphi(X) \sim \varphi(Y)$.

Exemple : On reprend les notations de l'exemple précédent. Alors :

- La loi de X_1 est donnée par le tableau suivant :

x_i	1	2	3	4	5	6
$p_i = \mathbb{P}(X_1 = x_i)$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

- La loi de X_2 est la même que celle de X_1 .
- La loi de X est donnée par le tableau suivant :

x_i	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$p_i = \mathbb{P}(X = x_i)$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$

On remarque dans l'exemple ci-dessus que la somme des éléments p_i fait 1, d'où le 1. de la proposition ci-dessous.

Proposition 1

Soient X une variable aléatoire sur $(\Omega; \mathcal{P}(\Omega; \mathbb{P}))$ un espace probabilisé

①
$$\sum_{x_i \in X(\Omega)} \mathbb{P}(X = x_i) = 1$$

② L'application $\mathbb{P}_X : \mathcal{P}(X(\Omega)) \rightarrow [0; 1]$ qui à chaque $A \in \mathcal{P}(X(\Omega))$ associe $\mathbb{P}(X \in A)$ est une probabilité sur $(X(\Omega); \mathcal{P}(X(\Omega)))$.

Définition 2:

Soit X est une variable aléatoire réelle. On appelle espérance de X , et on note $E(X)$, le nombre réel défini par : $E(X) = \sum_{w \in \Omega} X(w)\mathbb{P}(\{w\})$.

Exemple : Si X est la variable aléatoire correspondant au nombre de PILE lors du lancer 3 fois de suite d'une pièce équilibrée, alors :

$$E(X) = \underbrace{0 \times \frac{1}{8}}_{w=(F,F,F)} + \underbrace{1 \times \frac{1}{8}}_{w=(P,F,F)} + \underbrace{1 \times \frac{1}{8}}_{w=(F,P,F)} + \underbrace{1 \times \frac{1}{8}}_{w=(F,F,P)} + \underbrace{2 \times \frac{1}{8}}_{w=(P,P,F)} + \underbrace{2 \times \frac{1}{8}}_{w=(P,F,P)} + \underbrace{2 \times \frac{1}{8}}_{w=(F,P,P)} + \underbrace{3 \times \frac{1}{8}}_{w=(P,P,P)} = \frac{12}{8} = \frac{3}{2}.$$

Ceci correspond en fait au nombre moyen de PILE obtenus.

REMARQUE : On peut regrouper la somme précédente comme-suit :

$$E(X) = \underbrace{0}_{x_0} \times \underbrace{\frac{1}{8}}_{P(X=x_0)} + \underbrace{1}_{x_1} \times \underbrace{\left(\frac{1}{8} + \frac{1}{8} + \frac{1}{8}\right)}_{P(X=x_1)} + \underbrace{2}_{x_2} \times \underbrace{\left(\frac{1}{8} + \frac{1}{8} + \frac{1}{8}\right)}_{P(X=x_2)} + \underbrace{3}_{x_3} \times \underbrace{\frac{1}{8}}_{P(X=x_3)}.$$

On conjecture alors plus généralement la formule suivante :

Proposition 2

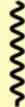
$$E(X) = \sum_{x_i \in X(\Omega)} x_i \mathbb{P}(X = x_i).$$

Proposition 3

- 1 (linéarité de l'espérance) Si X et Y sont deux variables aléatoires réelles sur $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), \mathbb{P})$, et $(a; b) \in \mathbb{R}^2$, alors $E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$.
- 2 (Inégalité triangulaire) $|E(X)| \leq E(|X|)$.
- 3 (Croissance) si $X \leq Y$ alors : $E(X) \leq E(Y)$.
- 4 Si A est un évènement, alors $E(\mathbb{1}_A) = \mathbb{P}(A)$.



conséquence :



En particulier : $E(aX + b) = aE(X) + b$, ou encore : $E(aX) = aE(X)$
 et $E(X + b) = E(X) + b$.

Proposition 4 (théorème de transfert)

Soit $\varphi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$. Alors :

$$E(\varphi(X)) = \sum_{x_i \in X(\Omega)} \varphi(x_i) \mathbb{P}(X = x_i)$$

Exemple : On lance trois fois de suite une pièce de monnaie et on note X le nombre de PILE obtenus. Pour calculer $E(X^2)$, nous pouvons regrouper l'ensemble des informations nécessaires dans le tableau ci-dessous :

x_i	0	1	2	3
$p_i = \mathbb{P}(X = x_i)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$
x_i^2	0	1	4	9
$x_i^2 p_i$	0	$\frac{3}{8}$	$\frac{12}{8}$	$\frac{9}{8}$

On en déduit : $E(X^2) = \sum_{i=0}^3 x_i^2 p_i = \frac{24}{8} = 3$.

Définition 3:

Soit X est une variable aléatoire réelle.

- 1 On appelle variance de X , et on note $V(X)$, le nombre réel :
$$V(X) = E((X - E(X))^2) = \sum_{x_i \in X(\Omega)} (x_i - E(X))^2 \mathbb{P}(X = x_i).$$
- 2 On appelle écart-type de X , et on note $\sigma(X)$, le nombre réel
$$\sigma(X) = \sqrt{V(X)}.$$

Proposition 5 (formule de Koenig-Huygens)

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2.$$

Exemple : On reprend l'exemple (ci-dessus) de la pièce de monnaie lancée trois fois de suite.

x_i	0	1	2	3
$\mathbb{P}(X = x_i)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$
$x_i^2 \mathbb{P}(X = x_i)$	0	$\frac{3}{8}$	$\frac{12}{8}$	$\frac{9}{8}$

On en déduit $E(X^2) = \frac{24}{8}$ donc $V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \frac{24}{8} - \frac{9}{4} = \frac{3}{4}$.

Proposition 6

$$| V(aX + b) = a^2V(X).$$

REMARQUES :

- 1 En particulier $V(X + b) = V(X)$ et $V(aX) = a^2V(X)$.
- 2 Si X est une variable aléatoire telle que $\sigma(X) > 0$, alors : $Y = \frac{X - E(X)}{\sigma(X)}$ est d'espérance nulle et de variance égale à 1. On dit alors que Y est centrée et réduite.

Proposition 7

Soit $a > 0$.

1 (Inégalité de Markov) $\mathbb{P}(|X| \geq a) \leq \frac{E(|X|)}{a}$;

2 (Inégalité de Bienaymé-Tchebychev) $\mathbb{P}(|X - E(X)| \geq a) \leq \frac{V(X)}{a^2}$.

Plan

1 Généralités

2 Lois usuelles

- Loi uniforme
- Loi de Bernoulli
- Loi binomiale
- Les exercices du jour

3 Couples, conditionnement et indépendance de variables aléatoires

Définition 4:

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On dit qu'une variable aléatoire suit la loi uniforme sur $\llbracket 1; n \rrbracket$ lorsque :

$$X(\Omega) = \llbracket 1; n \rrbracket \quad \text{et} \quad \forall k \in \llbracket 1; n \rrbracket, \quad \mathbb{P}(X = k) = \frac{1}{n}.$$

Notation : On note $X \sim \mathcal{U}(n)$.

Exemple : On lance un dé non truqué à 6 faces et on note X le numéro obtenu. Alors $X(\Omega) = \llbracket 1; 6 \rrbracket$ et $\forall k \in \llbracket 1; 6 \rrbracket, \mathbb{P}(x = k) = \frac{1}{6}$ donc $X \sim \mathcal{U}(6)$.

Proposition 8

Soit X une variable aléatoire qui suit une loi uniforme sur $\llbracket 1; n \rrbracket$. Alors

$$E(X) = \frac{n+1}{2} \text{ et } V(X) = \frac{n^2-1}{12}.$$

Définition 5:

Soit $p \in]0; 1[$. On dit qu'une variable aléatoire suit la loi de Bernoulli de paramètre p lorsque :

$$X(\Omega) = \{0; 1\} \quad \text{et} \quad \mathbb{P}(X = 1) = p, \quad \mathbb{P}(X = 0) = 1 - p$$

Notation : On note $X \sim \mathcal{B}(p)$.

Exemple :

- ① On lance une pièce de monnaie non truquée et on note X la variable aléatoire qui vaut 1 si on tombe sur PILE et 0 sinon. Alors :

$$\mathbb{P}(X = 1) = \underbrace{\frac{1}{2}}_{=p} \quad \text{et} \quad \mathbb{P}(X = 0) = \underbrace{\frac{1}{2}}_{=1-p}$$

$$X \sim \mathcal{B}\left(\frac{1}{2}\right).$$

- ② On lance un dé non truqué à 6 faces et on note X la variable aléatoire qui vaut 1 si on obtient la face 6 et 0 sinon. Alors, si $A \ll \text{on obtient 6} \gg$, on sait que $\mathbb{P}(A) = \frac{1}{6}$ et $\mathbb{P}(\bar{A}) = \frac{5}{6}$.

$$\text{Or } \mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(A) = \frac{1}{6} \quad \text{et} \quad \mathbb{P}(X = 0) = \mathbb{P}(\bar{A}) = \frac{5}{6}.$$

Proposition 9

| Soit X une variable aléatoire qui suit une loi de Bernoulli de paramètre p . Alors $E(X) = p$ et $V(X) = p(1 - p)$.

Définition 6:

Soient $n \in \mathbb{N}^*$ et $p \in]0; 1[$. On dit qu'une variable aléatoire suit la loi binômiale de paramètres n et p lorsque :

$$X(\Omega) = \llbracket 0; n \rrbracket \quad \text{et} \quad \forall k \in \llbracket 0; n \rrbracket, \quad \mathbb{P}(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}.$$

Notation : On note $X \sim \mathcal{B}(n, p)$.

Exemple 5 :

- ① On lance trois fois de suite un dé non truqué à 6 faces et on note X le nombre de 6 obtenus. Alors, si l'on note $\Omega = \llbracket 1; 6 \rrbracket^3$ et $A_k : \ll \text{j'obtiens } k \text{ 6} \gg$, nous avons :

$$\text{Card}(A_k) =$$

$$\binom{3}{k}$$

×

$$5^{3-k}$$

choix des numéros des lancers avec 6

choix des autres numéros pour les lancers restants

$$\text{et Card}(\Omega) = 6^3 \text{ donc : } \mathbb{P}(A_k) = \binom{3}{k} \left(\frac{1}{6}\right)^k \left(\frac{5}{6}\right)^{3-k}.$$

$$\text{On en déduit : } \mathbb{P}(X = k) = \mathbb{P}(A_k) = \binom{3}{k} \underbrace{\left(\frac{1}{6}\right)}_{=p}^k \underbrace{\left(\frac{5}{6}\right)}_{=1-p}^{3-k}.$$

$$\text{Ainsi : } X \sim \mathcal{B}\left(3, \frac{1}{6}\right).$$

REMARQUE : En reprenant l'exemple ci-dessus, si X_i est la variable aléatoire qui vaut 1 si l'on obtient un PILE au i -ème lancer et 0 sinon, alors $X_i \sim \mathcal{B}\left(\frac{1}{2}\right)$ et $X = X_1 + \dots + X_n$.

Plus généralement, si l'on répète n épreuves de Bernoulli de paramètre p de façons indépendantes, alors la variable aléatoire correspondant au nombre de succès suit une loi binomiale de paramètres n et p . C'est comme cela que l'on repère en pratique qu'une loi vérifie une loi binômiale.

REMARQUES :

① Nous avons bien : $\sum_{x_i \in X(\Omega)} \mathbb{P}(X = x_i) = 1$. En effet :

$$\sum_{k=0}^n \mathbb{P}(X = k) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = (p + (1-p))^n = 1 \text{ d'après la formule du binôme de Newton.}$$

② Pour $n = 1$, nous retrouvons en fait une loi de Bernoulli de paramètre p .

Proposition 10

Soit X une variable aléatoire qui suit une loi binômiale de paramètres n et p . Alors : $E(X) = np$ et $V(X) = npq = np(1-p)$.

Exercice 1

[-M1-] Jérémie se rend à son lycée distant de 3 km. Il fait le trajet à vélo à une vitesse constante de 30 km/h. Sur le parcours, il rencontre 5 feux de signalisation (qu'il respecte scrupuleusement) non synchronisés. Pour chaque feu rencontré la probabilité qu'il soit vert est $\frac{2}{3}$, et qu'il soit rouge $\frac{1}{3}$. Un feu vert ne ralentit pas l'élève mais un feu rouge lui fait perdre 1 min.

- 1 Soit N la variable aléatoire correspondant au nombre de feux rouges rencontrés. Quelle est la loi de probabilité de N ?
- 2 Soit T la variable aléatoire correspondant au temps mis par l'élève pour se rendre au lycée. Exprimer T en fonction de N . Quelle est la loi de probabilité de T ?
- 3 L'élève part 7 min avant le cours. Quelle est la probabilité qu'il arrive en retard ?
- 4 Quelle est la durée moyenne du parcours ? La vitesse moyenne correspondante ?

Exercice 2

[-M1-]

Ben établit un programme pour ses vacances scolaires. Il aimerait pratiquer l'anglais tous les jours. Le premier jour, jour 1, il écoute une émission sur la BBC. Puis,

- si le jour i il a écouté une émission, alors le jour suivant il fait de la grammaire avec une probabilité de $1/2$ (sinon il écoute une émission),
- sinon, il écoute une émission avec probabilité $2/3$

Soit X_i la variable aléatoire valant 1 si Ben fait de la grammaire le jour i et $p_i = \mathbb{P}(X_i = 1)$, 0 sinon.

1. Établir une relation de récurrence entre p_{i+1} et p_i .
2. En déduire p_i .
3. Calculer $E(X)$, avec X le nombre de jour où Ben fait de la grammaire pendant les 60 jours de vacances.

Plan

- 1 Généralités
- 2 Lois usuelles
- 3 Couples, conditionnement et indépendance de variables aléatoires
 - Loi d'un couple
 - Les lois conditionnelles
 - Variables aléatoires indépendantes
 - Somme de variables aléatoires indépendantes
 - Les exercices du jour

Définition 7:

Soit $X; Y$ deux variables aléatoires réelles définies sur $(\Omega; \mathcal{P}(\Omega); \mathbb{P})$. Alors le couple $(X; Y)$ définit une nouvelle variable aléatoire définie sur $(\Omega; \mathcal{P}(\Omega); \mathbb{P})$ et à valeurs dans \mathbb{R}^2 .

La loi de $(X; Y)$ est appelée loi conjointe de (X, Y) .

Les lois marginales de (X, Y) sont les lois de X et de Y .

Déterminer la loi conjointe d'un couple, c'est déterminer les valeurs de $\mathbb{P}(X = x_k \cap Y = y_p)$ avec $X = \{x_1; \dots; x_n\}$ et $Y = \{y_1; \dots; y_m\}$.

Exemple : Une urne contient trois boules bleues, une rouge et six jaunes. On y pioche successivement et avec remise deux boules. Soit X la variable aléatoire égale au nombre de boules bleues obtenues, Y la variable aléatoire égale au nombre de boules rouges obtenues. On a $X(\Omega) = \{0, 1, 2\}$ et $Y(\Omega) = \{0, 1, 2\}$.

$$P(X = 0 \cap Y = 1) = 2 \times \frac{1}{10} \frac{6}{10} = \frac{3}{25}.$$

$Y(\Omega) \backslash X(\Omega)$	$x_1 = 0$	$x_2 = 1$	$x_3 = 2$		
$\underbrace{0}_{=y_1}$	$\frac{9}{25}$ $P(X=x_1 \cap Y=y_1)$	$\frac{9}{25}$ $P(X=x_2 \cap Y=y_1)$	$\frac{9}{100}$ $P(X=x_3 \cap Y=y_1)$	$\frac{81}{100}$	$\leftarrow P(Y = y_1)$
$\underbrace{1}_{=y_2}$	$\frac{3}{25}$ $P(X=x_1 \cap Y=y_2)$	$\frac{3}{50}$ $P(X=x_2 \cap Y=y_2)$	0 $P(X=x_3 \cap Y=y_2)$	$\frac{18}{100}$	$\leftarrow P(Y = y_2)$
$\underbrace{2}_{=y_3}$	$\frac{1}{100}$ $P(X=x_1 \cap Y=y_3)$	0 $P(X=x_2 \cap Y=y_3)$	0 $P(X=x_3 \cap Y=y_3)$	$\frac{1}{100}$	$\leftarrow P(Y = y_3)$
	$\frac{49}{100}$ \uparrow $P(X = x_1)$	$\frac{21}{50}$ \uparrow $P(X = x_2)$	$\frac{9}{100}$ \uparrow $P(X = x_3)$	1	

Proposition 11

Soit $X(\Omega) = \{x_1; \dots; x_p\}$ et $Y(\Omega) = \{y_1; \dots; y_n\}$. Alors

$$\forall i \in \{1 : \dots; p\}, P(X = x_i) = \sum_{j=1}^n P(X = x_i \cap Y = y_j)$$

$$\forall j \in \{1 : \dots; n\}, P(Y = y_j) = \sum_{i=1}^p P(X = x_i \cap Y = y_j).$$

Définition 8:

Soit $(X; Y)$ un couple de variable aléatoire. Soit $y \in Y(\Omega)$ tel que $\mathbb{P}(Y = y) \neq 0$. Alors la loi conditionnelle de X sachant l'évènement $(Y = y)$ est :

$$\mathbb{P}_{X|Y=y} : \begin{array}{ll} \mathcal{P}(X(\Omega)) & \rightarrow [0; 1] \\ A & \mapsto \mathbb{P}(X \in A | Y = y) = \frac{\mathbb{P}((X \in A) \cap Y = y)}{\mathbb{P}(Y = y)} \end{array}$$

C'est donc une loi de probabilité.

Exemple :

On reprend les variables aléatoires de l'exemple précédent. On calcule la loi conditionnelle de Y sachant $X = x_1$:

- $\mathbb{P}(Y = y_1 | X = x_1) = \frac{\mathbb{P}(Y = y_1 \cap X = x_1)}{\mathbb{P}(X = x_1)} = \frac{9/25}{49/100} = \frac{36}{49}$.
- $\mathbb{P}(Y = y_2 | X = x_1) = \frac{\mathbb{P}(Y = y_2 \cap X = x_1)}{\mathbb{P}(X = x_1)} = \frac{3/25}{49/100} = \frac{12}{49}$.
- $\mathbb{P}(Y = y_3 | X = x_1) = \frac{\mathbb{P}(Y = y_3 \cap X = x_1)}{\mathbb{P}(X = x_1)} = \frac{1/100}{49/100} = \frac{1}{49}$.

⇒ Indépendance de deux variables aléatoires :

Définition 9:

Soient $(X; Y)$ deux variables aléatoires sur Ω . On dit que X et Y sont indépendantes si et seulement si $\forall x \in X(\Omega); y \in Y(\Omega)$

$$\mathbb{P}(X = x \cap Y = y) = \mathbb{P}(X = x) \times \mathbb{P}(Y = y)$$

c'est à dire si les évènements $(X = x)$ et $(Y = y)$ sont indépendants pour tous x et y .

Exemple : On reprend l'exemple précédent : on constate par exemple que :

$\mathbb{P}(X = x_1 \cap Y_1) = \frac{9}{25}$ et $\mathbb{P}(X = x_1) \times \mathbb{P}(Y = y_1) = \frac{81}{100} \times \frac{49}{100}$. Puisque ces deux valeurs sont différentes, on en déduit que X et Y ne sont pas indépendantes.

Proposition 12

(Lemme des coalitions) Si X, Y sont indépendantes alors $f(X)$ et $g(Y)$ sont indépendantes.

REMARQUES :

- 1 Plus généralement, si X_1, \dots, X_m sont indépendantes alors $f(X_1, \dots, X_m)$ et $g(X_{m+1}, \dots, X_n)$ sont indépendantes.
- 2 Le résultat précédent s'étend de la même façon avec n fonctions au lieu de 2.

Exemple : Si X_1, \dots, X_n sont indépendantes alors $X_2 + \dots + X_n$ et X_1 sont indépendantes.

Théorème 1

| Si X et Y sont indépendantes, alors $E(XY) = E(X)E(Y)$.

On pose $Z = XY$. On sait : $E(XY) = \sum_{z \in Z(\Omega)} z \mathbb{P}(Z = z) (*)$ On note $X(\Omega) = \{x_1; \dots; x_p\}$ et $Y(\Omega) = \{y_1; \dots; y_n\}$. Alors les évènements $\left((X = x_i) \cap (Y = y_j) \right)_{i,j \in \{1; \dots; p\} \times \{1; \dots; n\}}$ forment un système complet d'évènements. Donc

$$\mathbb{P}(Z = z) = \sum_{1 \leq i \leq p; 1 \leq j \leq n} \mathbb{P}\left((Z = z) \cap (X = x_i) \cap (Y = y_j) \right).$$

On remplace dans $(*)$:

$$\begin{aligned} E(XY) &= \sum_{1 \leq i \leq p; 1 \leq j \leq n} \sum_{z \in Z(\Omega)} z \mathbb{P}\left((Z = z) \cap (X = x_i) \cap (Y = y_j) \right) \\ &= \sum_{1 \leq i \leq p; 1 \leq j \leq n} x_i y_j \mathbb{P}\left((X = x_i) \cap (Y = y_j) \right) \\ &= \sum_{1 \leq i \leq p; 1 \leq j \leq n} x_i y_j \mathbb{P}(X = x_i) \times \mathbb{P}(Y = y_j) \quad \text{par indépendance.} \end{aligned}$$

Par la propriété des sommes RECTANGULAIRES, on reconnaît :

$$\left(\sum_{i=1}^p x_i \mathbb{P}(X = x_i) \right) \left(\sum_{j=1}^n y_j \mathbb{P}(Y = y_j) \right) = E(X)E(Y). \text{ Ainsi, } E(XY) = E(X)E(Y).$$

La réciproque est fautive. Par exemple, soit $(X; Y)$ dont la loi conjointe est résumée dans le tableau ci-dessous :

$X \backslash Y$	$\underbrace{-1}_{y_1}$	$\underbrace{0}_{y_2}$	$\underbrace{1}_{y_3}$
$\underbrace{-1}_{x_1}$	1/6	1/6	0
$\underbrace{0}_{x_2}$	0	1/3	0
$\underbrace{1}_{x_3}$	1/6	1/6	0

$E(XY) = E(X)E(Y)$. Pourtant X et Y ne sont pas indépendantes.



Définition 10:

On appelle covariance de deux variables aléatoires X et Y , et on note $Cov(X, Y)$, le réel : $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$. Si $Cov(X, Y) = 0$ on dit que X et Y sont décorrélées.

REMARQUE : Si X et Y sont indépendantes alors X et Y sont décorrélées d'après la proposition précédente.



conséquence :

Si X_1 et X_2 sont décorrélées, alors : $V(X_1 + X_2) = V(X_1) + V(X_2)$.

Plus généralement, si X_1, \dots, X_n sont décorrélées, alors :

$$V(X_1 + \dots + X_n) = V(X_1) + \dots + V(X_n).$$

Le théorème suivant est l'écriture précise du principe mathématique suivant, très utilisé en probabilités : « la répétition d'épreuves de Bernoulli indépendantes et identiques est un schéma de Bernoulli ».

Théorème 2

Soit $X_1; \dots; X_n$ des variables aléatoires sur Ω indépendantes suivant une même loi de Bernoulli de paramètre p . Alors $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ suit une loi binomiale de paramètres $(n; p)$.

REMARQUE :

On obtient de cette façon sans effort (i.e sans calculs de sommes compliqués) les valeurs de l'espérance et de la variance d'une loi binomiale de paramètres n et p . En effet, si X_1, \dots et X_n sont indépendantes et suivent une loi de Bernoulli de paramètre p (RAPPEL : l'espérance d'une loi de Bernoulli est p et sa variance est $p(1-p)$), alors $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ suit une loi binomiale de paramètres n et p . Or :

• par linéarité de l'espérance : $E(S_n) = \sum_{k=1}^n E(X_k) = \sum_{k=1}^n p = \boxed{np}$.

• par propriété des variables aléatoires décorrélées (car indépendantes) :

$$V(S_n) = \sum_{k=1}^n V(X_k) = \sum_{k=1}^n p(1-p) = \boxed{np(1-p)}.$$

Exercice 3

[-M2-]

Prenons une urne de 3 noires, et 4 rouges. On note X la variable aléatoire égale à 1 si la première est noire, 0 sinon, et Y la variable aléatoire égale à 1 si la seconde est noire, 0 sinon. Donner les lois des couples de variables aléatoires suivants puis la loi de X et Y lorsque le tirage a lieu :

- 1 avec remise. (X_a, Y_a) ?
- 2 sans remise. (X_s, Y_s) ?

Exercice 4

[-M2-] On jette deux dés discernables. On nomme X et Y les variables aléatoires égales respectivement au plus petit et au plus grand numéro obtenu. Donner la loi conjointe du couple $(X; Y)$, puis les lois marginales de X et de Y .

Exercice 5

[-M3-] Soient $X; Y$ deux variables aléatoires indépendantes suivant des lois de Bernoulli de paramètre $p \in]0; 1[$. Calculer $\mathbb{P}(X - Y = 0)$. Les variables aléatoires $X + Y$ et $X - Y$ sont elles indépendantes ?

