

CH VI : Espaces probabilisés sur un univers fini ou infini

I. Espaces probabilisables - cas général

I.1. Notions d'espace probabilisable et de tribu

I.1.a) Définition

Définition

On appelle **espace probabilisable** la donnée d'un couple (Ω, \mathcal{A}) où :

- Ω est un ensemble appelé **univers** (ou univers des possibles).
C'est l'ensemble des résultats possibles d'une expérience aléatoire.
- \mathcal{A} est une **tribu** (on parle aussi de **σ -algèbre**) sur Ω .

Une tribu \mathcal{A} est un ensemble vérifiant :

$$(0) \quad \mathcal{A} \subset \mathcal{P}(\Omega)$$

(\mathcal{A} est constitué de parties de Ω)

$$(i) \quad \Omega \in \mathcal{A}$$

$$(ii) \quad \forall A \in \mathcal{A}, \bar{A} \in \mathcal{A}$$

(stabilité par passage au complémentaire)

$$(iii) \quad \text{Pour toute suite } (A_n)_{n \in \mathbb{N}} \text{ d'éléments de } \mathcal{A} \text{ on a : } \bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \in \mathcal{A}.$$

(stabilité par union dénombrable)

On peut remplacer (iii) par :

(iii') Pour tout $I \subset \mathbb{N}$ et toute famille $(A_i)_{i \in I}$ d'éléments de \mathcal{A} on a :

$$\bigcup_{i \in I} A_i \in \mathcal{A}$$

(stabilité par union au plus dénombrable)

Vocabulaire

- Les éléments de \mathcal{A} sont alors appelés des **événements**.
- L'événement \emptyset (c'est un élément de \mathcal{A}) est l'**événement impossible**.
- L'événement Ω est l'**événement certain**.
- L'événement \bar{A} est appelé **événement contraire** de A .

Remarque

La notion d'événements ne requiert pas la définition d'application probabilité. Un événement n'est pas un objet aléatoire même s'il sera utilisé dans un contexte aléatoire.

I.1.b) Expériences aléatoires et vocabulaire sur les événements

Exemple de tribus

- Si $\Omega \neq \emptyset$, $\{\emptyset, \Omega\}$ est une tribu, appelée tribu grossière.
Cette tribu contient seulement deux événements : l'événement impossible et l'événement certain.
- Si $\Omega \neq \emptyset$, $A \subset \Omega$, $A \neq \emptyset$ et $A \neq \Omega$, alors $\{\emptyset, \Omega, A, \bar{A}\}$ est une tribu sur Ω . C'est la plus petite tribu qui contient A .

Exemple

1) Expérience : on effectue 1 lancer d'une pièce.

$$\bullet \text{ Univers : } \Omega = \{P, F\}.$$

Univers : l'ensemble des résultats possibles de l'expérience.

$$\bullet \mathcal{P}(\Omega) = \{\emptyset, \{P\}, \{F\}, \{P, F\}\} \text{ (choisi comme tribu).}$$

2) Expérience : on effectue 1 lancer d'un dé 6.

$$\bullet \text{ Univers : } \Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}.$$

Univers : l'ensemble des résultats possibles de l'expérience.

Tribu : $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$ (c'est ici l'ensemble de tous les événements).

- Exemple d'événement A : « le résultat est pair ».

Un événement apparaît donc sous la forme d'une proposition définie sur l'expérience. En réalité, rigoureusement, un événement c'est l'ensemble des tirages qui réalisent cette proposition.

Ici : $A = \{2, 4, 6\} \in \mathcal{P}(\Omega)$

Un événement est un élément de la tribu.

- Notons ω le résultat de l'expérience.

On dira que l'événement A est réalisé si le résultat de l'expérience vérifie l'événement. Autrement dit : A est réalisé par ω si $\omega \in A$.

Le lancer $\omega = 4$ réalise l'événement $A = \{2, 4, 6\}$.

3) Expérience : on lance indéfiniment un dé 6.

- Univers : $\Omega = \llbracket 1, 6 \rrbracket^{\mathbb{N}^*}$, ensemble des suites à valeur dans $\llbracket 1, 6 \rrbracket$.

(les éléments de Ω seront appelés des ∞ -lancers)

- Considérons l'événement F_i : « on obtient 6 au $i^{\text{ème}}$ lancer ».

L'ensemble $F_i \subset \llbracket 1, 6 \rrbracket^{\mathbb{N}^*}$ est un ensemble de suites : il est constitué de toutes les suites dont le $i^{\text{ème}}$ élément est 6.

Un ∞ -lancer ω qui réalise F_i est un ∞ -lancer dont le $i^{\text{ème}}$ coefficient est un 6. Autrement dit ω est de la forme :

$$\omega = (\underbrace{\star, \star, \dots, \star}_{i-1 \text{ premiers coefficients}}, 6, \star, \dots)$$

où chaque \star désigne un entier de $\llbracket 1, 6 \rrbracket$.

- Notons G l'événement :

G : « on obtient (au moins une fois) 6 lors des 10 premiers lancers ».

$$\text{Il s'écrit } G = \bigcup_{i=1}^{10} F_i.$$

Cet événement est réalisé si 6 est obtenu soit lors du 1^{er} lancer, soit lors du 2^{ème}, ..., soit lors du 10^{ème} lancer.

Un ∞ -lancer ω réalisant G est un ∞ -lancer (c'est-à-dire une suite dont les termes sont dans $\llbracket 1, 6 \rrbracket$) dont l'un (au moins) des 10 premiers coefficients est un 6.

- Considérons H : « on obtient 6 (au moins une fois) lors de la partie ».

Cet événement s'écrit $H = \bigcup_{i \in \mathbb{N}^*} F_i$.

Cet événement est réalisé si 6 est obtenu lors du 1^{er} lancer, ou lors du 2^{ème}, ou lors du 3^{ème} lancer ...

Un ∞ -lancer ω réalisant H est un ∞ -lancer dont l'un (au moins) des lancers est un 6.

- De même, on peut considérer l'événement : $S = \bigcap_{i=1}^4 F_i$

Cet événement est constitué de l'ensemble des suites dont les 4 premiers éléments sont 6.

Un ∞ -lancer ω qui réalise S est un ∞ -lancer dont les quatre premiers lancers sont des 6. Autrement dit ω est de la forme :

$$\omega = (\underbrace{6, 6, 6, 6}_{4 \text{ premiers coefficients}}, \star, \star, \dots)$$

- On considère enfin l'événement : $T = \bigcap_{i \in \mathbb{N}^*} F_i$.

Cet événement est constitué de l'ensemble des suites dont tous les éléments sont 6 : c'est donc l'ensemble qui ne contient que la suite constante dont tous les éléments valent 6.

Le seul ∞ -lancer ω réalisant T est : $\omega = (6, 6, 6, \dots, 6, \dots)$.

I.1.c) Réunion au plus dénombrable d'événements

Définition

Soit Ω un ensemble et soit \mathcal{A} une tribu sur Ω .

Soit I une partie de \mathbb{N} ($I \subset \mathbb{N}$).

Notons $(A_i)_{i \in I}$ une famille d'éléments de \mathcal{A} ($\forall i \in I, A_i \in \mathcal{A}$).

a) Alors $\bigcup_{i \in I} A_i \in \mathcal{A}$ (c'est un événement) est défini par :

$$\bigcup_{i \in I} A_i = \{\omega \in \Omega \mid \exists i \in I, \omega \in A_i\}$$

L'événement $\bigcup_{i \in I} A_i$ est réalisé si l'un des événements A_i est réalisé.

Ce qui s'écrit : $\omega \in \bigcup_{i \in I} A_i \Leftrightarrow \exists i \in I, \omega \in A_i$.

b) Alors $\bigcap_{i \in I} A_i \in \mathcal{A}$ (c'est un événement) est défini par :

$$\bigcap_{i \in I} A_i = \{\omega \in \Omega \mid \forall i \in I, \omega \in A_i\}$$

L'événement $\bigcap_{i \in I} A_i$ est réalisé si tous les événements A_i est réalisé.

Autrement dit : $\omega \in \bigcap_{i \in I} A_i \Leftrightarrow \forall i \in I, \omega \in A_i$.

On déduit de ces définitions les notations utilisées dans l'exemple.

• Lorsque $I = \mathbb{N}$, ces événements sont notés : $\bigcup_{i=0}^{+\infty} A_i$ et $\bigcap_{i=0}^{+\infty} A_i$.

• $\bigcup_{i=1}^{+\infty} \bigcap_{j \geq i} A_j \in \mathcal{A}$ (c'est un événement) est défini par :

$$\bigcup_{i=1}^{+\infty} \bigcap_{j \geq i} A_j = \bigcup_{i=1}^{+\infty} \bigcap_{j=i}^{+\infty} A_j = \{\omega \in \Omega \mid \exists i \in \mathbb{N}^*, \forall j \geq i, \omega \in A_j\}$$

L'événement $\bigcup_{i=1}^{+\infty} \bigcap_{j \geq i} A_j$ est réalisé par ω s'il existe un rang $i \in \mathbb{N}^*$ à partir duquel ω réalise tous les événements A_j .

Ainsi, ω réalise une infinité successive d'événements de la suite $(A_j)_{j \in \mathbb{N}}$.

Autrement dit : $\omega \in \bigcup_{i=1}^{+\infty} \bigcap_{j \geq i} A_j \Leftrightarrow \exists i \in \mathbb{N}^*, \forall j \geq i, \omega \in A_j$.

• $\bigcap_{i=1}^{+\infty} \bigcup_{j \geq i} A_j \in \mathcal{A}$ (c'est un événement) est défini par :

$$\bigcap_{i=1}^{+\infty} \bigcup_{j \geq i} A_j = \bigcap_{i=1}^{+\infty} \bigcup_{j=i}^{+\infty} A_j = \{\omega \in \Omega \mid \forall i \in \mathbb{N}^*, \exists j \geq i, \omega \in A_j\}$$

L'événement $\bigcap_{i=1}^{+\infty} \bigcup_{j \geq i} A_j$ est réalisé par ω si pour tout rang $i \in \mathbb{N}^*$, il est possible de trouver un rang supérieur j tel que ω réalise A_j .

Ainsi, ω réalise une infinité (pas forcément successive!) de A_j .

Autrement dit : $\omega \in \bigcap_{i=1}^{+\infty} \bigcup_{j \geq i} A_j \Leftrightarrow \forall i \in \mathbb{N}^*, \exists j \geq i, \omega \in A_j$.

I.2. Propriétés des tribus

Propriété

Soit \mathcal{A} une tribu sur Ω .

- 1) $\emptyset \in \mathcal{A}$.
- 2) Pour tout $(A, B) \in \mathcal{A}^2$, on a :

$$A \cup B, A \cap B, A \setminus B \text{ sont des éléments de } \mathcal{A}.$$

- 3) Si $I \subset \mathbb{N}$ et si $(A_i)_{i \in I}$ est une famille d'éléments de \mathcal{A} , on a :

$$\bigcup_{i \in I} A_i \text{ et } \bigcap_{i \in I} A_i \text{ sont des éléments de } \mathcal{A}.$$

Démonstration.

- 1) $\Omega \in \mathcal{A}$ et $\emptyset = \overline{\Omega}$ donc $\emptyset \in \mathcal{A}$.
- 2) Si $(A, B) \in \mathcal{A}^2$, on considère la suite $(C_k)_{k \in \mathbb{N}}$ définie par :
 - × $C_0 = A$,
 - × $C_1 = B$,
 - × et $C_k = \emptyset$ pour tout $k \geq 2$.

On a alors : $\bigcup_{i=0}^{+\infty} C_i = A \cup B \in \mathcal{A}$.

On en déduit que $A \cap B = \overline{\overline{A} \cup \overline{B}} \in \mathcal{A}$ car \overline{A} et \overline{B} sont dans \mathcal{A} .

- 3) Si $(A_i)_{i \in I}$ est une famille d'éléments de \mathcal{A} on considère la suite $(C_k)_{k \in \mathbb{N}}$ définie par :
 - × $C_i = A_i$ si $i \in I$,
 - × et $C_i = \emptyset$ pour tout $i \notin I$.

On a alors : $\bigcup_{i=0}^{+\infty} C_i = \bigcup_{i \in I} A_i \in \mathcal{A}$.

On en déduit que $\bigcap_{i \in I} A_i = \overline{\bigcup_{i \in I} \overline{A_i}} \in \mathcal{A}$ car tous les $\overline{A_i}$ sont dans \mathcal{A} .

□

Résumé des propriétés de stabilité.

Une tribu \mathcal{A} sur Ω :

- × contient l'événement impossible \emptyset et l'événement certain Ω ,
- × est stable par union finie et stable par union dénombrable,
- × est stable par intersection finie et stable par intersection dénombrable,
- × est stable par passage au complémentaire.

Ainsi, si \mathcal{A} est une tribu, on pourra toujours considérer l'événement obtenu par une union au plus dénombrable d'événements de \mathcal{A} , par une intersection au plus dénombrable d'événements de \mathcal{A} , ou encore comme complémentaire d'un événement de \mathcal{A} . Tous ces événements sont dans \mathcal{A} .

Intérêt de la notion de tribu

Une tribu est un modèle d'ensemble regroupant les événements. Ce modèle définit les propriétés raisonnables que doivent vérifier les événements (propriétés de stabilité définie au-dessus).

- Dans le cas où Ω est fini, on choisit toujours $\mathcal{P}(\Omega)$ pour tribu (c'en est une) qui fait de $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$ un espace probabilisable.
- Dans le cas où Ω est infini, $\mathcal{P}(\Omega)$ est encore une tribu (elle contient **tous** les événements que l'on peut définir sur Ω) donc $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$ est bien un espace probabilisable. Deux cas se présentent alors :
 - × si Ω est infini dénombrable (typiquement $\Omega = \mathbb{N}$), on choisit toujours $\overline{\mathcal{A}} = \overline{\mathcal{P}(\Omega)}$.
 - × si Ω est infini dénombrable (typiquement $\Omega = \mathbb{R}$), la tribu $\mathcal{P}(\Omega)$ n'est pas pertinente. Elle est trop grande (nombre d'éléments trop important) pour qu'on puisse en mesurer ses éléments de manière non triviale. Dans le cas où $\Omega = \mathbb{R}$, on fait alors le choix d'une tribu plus petite (comme celle engendrée par les intervalles de la forme $]a, b[$ avec $a \in \mathbb{R}$ et $b \in \mathbb{R}$ et $a < b$). Cette tribu est suffisamment grande pour définir des événements d'intérêt et suffisamment petite pour que l'on puisse définir dessus une probabilité intéressante \mathbb{P} qui permettra de mesurer les événements définis. Mais on s'égare ...

I.3. Système complet d'événements

Définition (*Événements incompatibles*)

Soit \mathcal{A} une tribu sur Ω .

Soit $(A, B) \in \mathcal{A}^2$ un couple d'événements.

Les événements A et B sont dits **incompatibles** si $A \cap B = \emptyset$.



Il ne faut pas confondre la notion d'incompatibilité de deux événements avec la notion d'indépendance de deux événements.

- La notion d'incompatibilité est intrinsèque aux événements.
- La notion d'indépendance dépend fortement de la probabilité \mathbb{P} choisie. En toute rigueur, on devrait parler d'indépendance de deux événements pour la probabilité \mathbb{P} (*cf* plus loin).

Définition (*Système complet d'événements*)

Soit (Ω, \mathcal{A}) un espace probabilisable.

Soit $I \subset \mathbb{N}$ et $(A_i)_{i \in I}$ une famille d'événements de \mathcal{A} .

La famille $(A_i)_{i \in I}$ est un **système complet d'événements** si :

$$(i) \quad \Omega = \bigcup_{i \in I} A_i$$

(ii) Pour tout $(i, j) \in I^2$ tel que $i \neq j$, $A_i \cap A_j = \emptyset$
(*les événements sont deux à deux incompatibles*)

Exemple

Soit (Ω, \mathcal{A}) un espace probabilisable et soit A un événement.

La famille (A, \bar{A}) est un système complet d'événements.

Remarque

- Si on sait de plus : $\forall i \in I, A_i \neq \emptyset$, on obtient une partition de Ω .
On peut faire l'analogie avec un puzzle. Les événements A_i sont les pièces.
 - 1) Deux pièces ne se chevauchent jamais.
 - 2) Toutes les pièces mises côte à côte permettent de reconstituer le dessin qui n'est autre que Ω .
- On peut aussi relier la notion de système complet d'événements à celle de raisonnement par disjonction de cas (*resp.* faire le parallèle avec les structures conditionnelles).
 - 1) Le caractère disjoint des cas étudiés : deux cas ne peuvent être vrais en même temps.
(*resp.* à l'aide de l'instruction `elif`, le 2^{ème} branchement n'est considéré que si la condition de la 1^{ère} branche n'est pas vérifiée et ainsi de suite)
 - 2) Le caractère exhaustif de la recherche : si on regroupe tous les cas étudiés, on obtient tous les cas possibles.
(*resp.* on utilise l'instruction `else` (sans condition) dans la dernière branche ce qui assure qu'au moins un des blocs est exécuté)

II. Espace probabilisé

II.1. Probabilité

II.1.a) Définition

Définition

Soit (Ω, \mathcal{A}) un espace probabilisable.

- Une probabilité est une application $\mathbb{P} : \mathcal{A} \rightarrow [0, 1]$ telle que :

$$1) \forall A \in \mathcal{A}, \quad 0 \leq \mathbb{P}(A) \leq 1$$

$$2) \quad \mathbb{P}(\Omega) = 1$$

(la probabilité de l'événement certain est 1)

- 3) Pour toute suite $(A_k)_{k \in \mathbb{N}}$ d'événements de \mathcal{A} deux à deux incompatibles ($\forall (i, j) \in \mathbb{N}^2, A_i \cap A_j = \emptyset$ si $i \neq j$), on a :

$$\mathbb{P} \left(\bigcup_{k=0}^{+\infty} A_k \right) = \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{P}(A_k)$$

(cette propriété est appelée σ -additivité)

- Lorsqu'une telle application existe, le triplet $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ est appelé **espace probabilisé**.

Remarque

- La propriété de σ -additivité peut se noter de manière générale comme suit. Soit $I \subseteq \mathbb{N}$ et $(A_i)_{i \in I}$ une famille d'événements deux à deux incompatibles. Alors :

$$\mathbb{P} \left(\bigcup_{i \in I} A_i \right) = \sum_{i \in I} \mathbb{P}(A_i)$$

- En particulier, lorsque I fini ($I = \llbracket 1, m \rrbracket$), on récupère la propriété d'additivité. Si (A_1, \dots, A_m) est une famille d'événements deux à deux incompatibles alors :

$$\mathbb{P} \left(\bigcup_{i=1}^m A_i \right) = \sum_{i=1}^m \mathbb{P}(A_i)$$

- Dans la définition, il est sous-entendu que $\sum \mathbb{P}(A_n)$ est une série convergente. Si on note $S_n = \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(A_k)$ alors il est simple de démontrer que (S_n) est une suite croissante et majorée par 1 :

$$\times S_{n+1} - S_n = \mathbb{P}(A_{n+1}) \geq 0$$

$$\times S_n = \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(A_k) = \mathbb{P} \left(\bigcup_{k=0}^n A_k \right) \leq 1$$

Ainsi, la série $\sum \mathbb{P}(A_n)$ est convergente (on en déduit : $\mathbb{P}(A_n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$).

II.1.b) Vocabulaire associé

Définition

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

- Un événement A est dit **négligeable** ou **quasi-impossible** si : $\mathbb{P}(A) = 0$.
- Un événement A est dit **quasi certain** si : $\mathbb{P}(A) = 1$.
- Si $A = \{\omega \in \Omega \mid \omega \text{ vérifie la propriété } \mathcal{P}\}$ et $\mathbb{P}(A) = 1$, on dit que la propriété \mathcal{P} est vérifiée **presque sûrement**.

Remarque

Avec cette définition, les propriétés suivantes sont vérifiées.

- L'événement impossible \emptyset est négligeable (quasi-impossible).
- L'événement certain Ω est quasi-certain.
- Attention ! A quasi certain ($\mathbb{P}(A) = 1$) n'implique pas $A = \Omega$.
- Attention ! A quasi-impossible ($\mathbb{P}(A) = 0$) n'implique pas $A = \emptyset$.

Exemple

On considère l'expérience aléatoire consistant en 1 lancer d'un dé à 6 faces. L'univers associé est $\Omega = \llbracket 1, 6 \rrbracket$. On munit l'espace probabilisable $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$ de la probabilité \mathbb{P} telle que $\mathbb{P}(\{5\}) = \frac{1}{2}$ et $\mathbb{P}(\{6\}) = \frac{1}{2}$.

- Obtenir un résultat inférieur à 4 est un événement A quasi-impossible.
 $A = \{1, 2, 3, 4\} \neq \emptyset$ et $\mathbb{P}(A) = 0$.
- Obtenir un résultat supérieur ou égal à 5 est un événement B quasi-certain.
 $B = \{5, 6\} \neq \Omega$ et $\mathbb{P}(B) = 1$.

II.2. Propriétés des probabilités

II.2.a) Propriétés générales

Propriété

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

- 1) $\forall A \in \mathcal{A}, \mathbb{P}(\bar{A}) = 1 - \mathbb{P}(A)$. En particulier : $\mathbb{P}(\emptyset) = 0$.
- 2) $\forall (A, B) \in \mathcal{A}^2, \mathbb{P}(A \setminus B) = \mathbb{P}(A \setminus (A \cap B)) = \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A \cap B)$
- 3) $\forall (A, B) \in \mathcal{A}^2, A \subset B \Rightarrow \mathbb{P}(A) \leq \mathbb{P}(B)$
(l'application \mathbb{P} est croissante)
- 4) $\forall (A, B) \in \mathcal{A}^2, \mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B)$

$$5) \quad \boxed{\begin{array}{l} \forall (A, B, C) \in \mathcal{A}^3, \\ \mathbb{P}(A \cup B \cup C) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) \\ \quad - \mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A \cap C) - \mathbb{P}(B \cap C) \\ \quad + \mathbb{P}(A \cap B \cap C) \end{array}}$$

(formule du crible)

$$6) \quad \boxed{\forall (A_n)_{n \in \mathbb{N}} \in \mathcal{A}^{\mathbb{N}}, \mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) \leq \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(A_n)}$$

Attention : dans cette écriture $\sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(A_n) = +\infty$ si la série $\sum \mathbb{P}(A_n)$ est divergente

Démonstration.

- 1) On a : $A \cup \bar{A} = \Omega$ (réunion disjointe). Ainsi, par additivité :

$$\mathbb{P}(A \cup \bar{A}) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(\bar{A}) = \mathbb{P}(\Omega) = 1$$

- 2) On a : $(A \setminus B) \cup (A \cap B) = A$ (réunion disjointe).

Ainsi, par additivité :

$$\mathbb{P}((A \setminus B) \cup (A \cap B)) = \mathbb{P}(A \setminus B) + \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)$$

- 3) Supposons $A \subset B$.

D'après le point précédent : $\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(B \setminus A) = \mathbb{P}(B)$.

Or, comme $A \subset B$, on a $A \cap B = A$. Ainsi :

$$\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B \setminus A) \geq \mathbb{P}(A)$$

- 4) On a : $A \cup B = A \cup (B \setminus A)$ (la deuxième réunion est disjointe).
On en déduit, à l'aide du point 2) que :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A \cup B) &= \mathbb{P}(A \cup (B \setminus A)) \\ &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B \setminus A) \\ &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) \end{aligned}$$

- 5) Généralisation de la formule précédente :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A \cup B \cup C) &= \mathbb{P}(A \cup (B \cup C)) \\ &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B \cup C) - \mathbb{P}(A \cap (B \cup C)) \\ &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(B \cap C) - \mathbb{P}(A \cap (B \cup C)) \\ &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(B \cap C) - \mathbb{P}((A \cap B) \cup (A \cap C)) \\ &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(B \cap C) \\ &\quad - (\mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap C) - \mathbb{P}((A \cap B) \cap (A \cap C))) \\ &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) \\ &\quad - \mathbb{P}(B \cap C) - \mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A \cap C) \\ &\quad + \mathbb{P}(A \cap B \cap C) \end{aligned}$$

- 6) On démontre par récurrence : $\forall n \in \mathbb{N}, \mathcal{P}(n)$

où $\mathcal{P}(n) : \mathbb{P}\left(\bigcup_{k=0}^n A_k\right) \leq \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(A_k)$

On passe ensuite à la limite. Reste à démontrer : $\mathbb{P}\left(\bigcup_{k=0}^{+\infty} A_k\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}\left(\bigcup_{k=0}^n A_k\right)$

II.2.b) Propriété de la limite monotone

Théorème 1.

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite d'événements de \mathcal{A} .

1) Si $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est croissante ($\forall n \in \mathbb{N}, A_n \subset A_{n+1}$) alors :

a) la suite $(\mathbb{P}(A_n))$ converge,

$$b) \quad \mathbb{P} \left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(A_n) = \sup_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{P}(A_n)$$

2) Si $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est décroissante ($\forall n \in \mathbb{N}, A_n \supset A_{n+1}$) alors :

a) la suite $(\mathbb{P}(A_n))$ converge,

$$b) \quad \mathbb{P} \left(\bigcap_{n=0}^{+\infty} A_n \right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(A_n) = \inf_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{P}(A_n)$$

Démonstration.

On montre seulement la propriété 1).

La démonstration de la propriété 2) est analogue.

a) Comme $A_n \subset A_{n+1}$, on a $\mathbb{P}(A_n) \leq \mathbb{P}(A_{n+1})$. Ainsi, la suite $(\mathbb{P}(A_n))$ est croissante. Elle est de plus majorée par 1 ($\forall n \in \mathbb{N}, \mathbb{P}(A_n) \leq 1$) donc convergente vers $\ell = \sup_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{P}(A_n)$.

b) Afin de pouvoir utiliser la σ -additivité de l'application \mathbb{P} , on construit une suite (B_n) d'événements deux à deux incompatibles telle que pour tout $n \in \mathbb{N}$: $\bigcup_{k=0}^n A_k = \bigcup_{k=0}^n B_k$.

(ce qui implique $\bigcup_{k=0}^{+\infty} A_k = \bigcup_{k=0}^{+\infty} B_k$)

Pour cela, on pose :

- $B_0 = A_0$,
- $\forall k \in \mathbb{N}^*, B_k = A_k \setminus (A_0 \cup \dots \cup A_{k-1}) = A_k \setminus A_{k-1}$
car $A_0 \cup \dots \cup A_{k-1} = A_{k-1}$ puisque (A_n) est une suite croissante.

$$\text{Ainsi on a : } \mathbb{P} \left(\bigcup_{k=0}^{+\infty} A_k \right) = \mathbb{P} \left(\bigcup_{k=0}^{+\infty} B_k \right) = \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B_k)$$

$$\text{or : } \begin{cases} \mathbb{P}(B_k) = \mathbb{P}(A_k \setminus A_{k-1}) = \mathbb{P}(A_k) - \mathbb{P}(A_k \cap A_{k-1}) \\ = \mathbb{P}(A_k) - \mathbb{P}(A_{k-1}) \\ (\text{pour } k \geq 1) \end{cases}$$

On en conclut que :

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(B_k) &= \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(B_k) \\ &= \mathbb{P}(B_0) + \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(B_k) \\ &= \mathbb{P}(A_0) + \sum_{k=1}^n (\mathbb{P}(A_k) - \mathbb{P}(A_{k-1})) \\ &= \cancel{\mathbb{P}(A_0)} + (\mathbb{P}(A_n) - \cancel{\mathbb{P}(A_0)}) = \mathbb{P}(A_n) \end{aligned}$$

Et ainsi, on a :

$$\mathbb{P} \left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \right) = \sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B_k) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \left(\sum_{k=0}^n \mathbb{P}(B_k) \right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(A_n) \quad \square$$

Remarque

Ce résultat est appelé « propriété de la limite monotone » car il traite de la limite d'une suite croissante (et majorée).

Théorème 2.

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite d'événements de \mathcal{A} .

(on ne suppose pas ici que la suite (A_n) est monotone !)

$$1) \quad \mathbb{P} \left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left(\bigcup_{k=0}^n A_k \right)$$

$$2) \quad \mathbb{P} \left(\bigcap_{n=0}^{+\infty} A_n \right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P} \left(\bigcap_{k=0}^n A_k \right)$$

Démonstration.

1) Posons $B_n = \bigcup_{k=0}^n A_k$. La suite (B_n) ainsi construite est une suite croissante d'événements et vérifie :

$$\bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n = \bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n. \text{ En effet :}$$

$$\times A_n \subset B_n \text{ donc } \bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \subset \bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n$$

$$\times B_n = \bigcup_{k=0}^n A_k \subset \bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n \text{ et donc } \bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n \subset \bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n.$$

Il suffit alors d'appliquer le résultat précédent à la suite (B_n) .

2) Démonstration analogue en posant $B_n = \bigcap_{k=0}^n A_k$. □

Remarque

- Il faut bien noter que l'on ne suppose pas, dans ce résultat, que la suite (A_n) est croissante. Pour pouvoir utiliser le théorème de la limite monotone on a donc construit la suite auxiliaire $\left(\bigcup_{k=0}^n A_k \right)$ qui est une suite croissante d'événements.
- L'intérêt de ces théorèmes est de ramener un calcul de probabilité d'une intersection (resp. union) infinie au calcul de probabilité d'une intersection (resp. union) finie.

Exercice

On reprend l'expérience consistant à effectuer une infinité de lancers d'un dé 6 équilibré. On suppose que les résultats des lancers sont indépendants.

- Quelle est la probabilité de n'obtenir que des 6 lors de la partie ?
- Quelle est la probabilité d'obtenir au moins un 6 lors de la partie ?
- Quelle est la probabilité d'obtenir une infinité successive de 6 lors de la partie ?
- Quelle est la probabilité d'obtenir une infinité de 6 lors de la partie ?

Démonstration.

Tous les raisonnements sur les exercices de probabilité commencent par :

- une formalisation avec nommage des événements les plus basiques,
- une décomposition de l'événement dont on cherche la probabilité en fonction des événements précédents.

Dans le cadre de cet exercice :

- Pour tout $i \in \mathbb{N}^*$, on note F_i : « on obtient 6 au $i^{\text{ème}}$ lancer ».
- Notons A : « on n'obtient que des 6 lors de la partie ». On a alors :

$$A = \bigcap_{i=1}^{+\infty} F_i$$

Notons B : « on obtient au moins un 6 lors de la partie ». On a alors :

$$B = \bigcup_{i=1}^{+\infty} F_i$$

Notons C : « on obtient une infinité successive de 6 lors de la partie ». On a alors :

$$C = \bigcup_{i=1}^{+\infty} \bigcap_{j=i}^{+\infty} F_j$$

Notons D : « on obtient une infinité de 6 lors de la partie ». On a alors :

$$D = \bigcap_{i=1}^{+\infty} \bigcup_{j=i}^{+\infty} F_j$$

a. D'après le théorème de la limite monotone :

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^{+\infty} F_i\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n F_i\right)$$

Il s'agit donc de calculer $\mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n F_i\right)$. Or :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n F_i\right) &= \prod_{i=1}^n \mathbb{P}(F_i) && \text{(par indépendance} \\ &&& \text{des lancers)} \\ &= \left(\frac{1}{6}\right)^n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 && \text{(car } \frac{1}{6} \in]-1, 1[) \end{aligned}$$

D'où $\mathbb{P}(A) = 0$. (*l'événement A est négligeable*)

b. D'après le théorème de la limite monotone :

$$\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{+\infty} F_i\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n F_i\right)$$

- Les événements de la suite (F_i) ne sont pas deux à deux incompatibles (si i et j sont différents, on peut obtenir un 6 à la fois au $i^{\text{ème}}$ et $j^{\text{ème}}$ lancers). On ne peut donc pas appliquer la propriété d'additivité.
- La suite (F_i) n'est pas croissante ($F_i \not\subset F_{i+1}$: si on a obtenu 6 au $i^{\text{ème}}$ tirage, on n'est pas obligé de l'obtenir au suivant).

Par contre :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n F_i\right) &= 1 - \mathbb{P}\left(\overline{\bigcup_{i=1}^n F_i}\right) \\ &= 1 - \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n \overline{F_i}\right) && \text{(loi de de Morgan)} \\ &= 1 - \prod_{i=1}^n \mathbb{P}(\overline{F_i}) && \text{(par indépendance} \\ &&& \text{des lancers)} \\ &= 1 - \left(\frac{5}{6}\right)^n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 1 && \text{(car } \frac{5}{6} \in]-1, 1[) \end{aligned}$$

D'où $\mathbb{P}(B) = 1$ (*l'événement B est quasi-certain*).

c. • On note $C_i = \bigcap_{j=i}^{+\infty} F_j$. D'après le théorème de la limite monotone :

$$\mathbb{P}(C) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{+\infty} \bigcap_{j=i}^{+\infty} F_j\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^{+\infty} C_i\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n C_i\right)$$

C_i est l'événement : « on n'obtient que des 6 à partir du $i^{\text{ème}}$ lancer ».

La suite (C_i) est une suite croissante d'événements.

En effet, si $i \in \mathbb{N}^*$, $C_i \subset C_{i+1}$: si on n'obtient que des 6 à partir du $i^{\text{ème}}$ lancer, c'est aussi le cas à partir du $i + 1^{\text{ème}}$ lancer.

Ainsi $\bigcup_{i=1}^n C_i = C_n$ et :

$$\mathbb{P}(C) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(C_n)$$

• D'après le théorème de la limite monotone :

$$\mathbb{P}(C_n) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{j=n}^{+\infty} F_j\right) = \lim_{m \rightarrow +\infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{j=n}^m F_j\right)$$

Enfin, les lancers étant indépendants :

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{j=n}^m F_j\right) = \prod_{j=n}^m \mathbb{P}(F_j) = \left(\frac{1}{6}\right)^{m-n+1} = \frac{\left(\frac{1}{6}\right)^m}{\left(\frac{1}{6}\right)^{n-1}} \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} 0$$

• On en conclut : $\mathbb{P}(C) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(C_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} 0 = 0$

d. • On note $D_i = \bigcup_{j=i}^{+\infty} F_j$. D'après le théorème de la limite monotone :

$$\mathbb{P}(D) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^{+\infty} \bigcup_{j=i}^{+\infty} F_j\right) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^{+\infty} D_i\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{i=1}^n D_i\right)$$

La suite (D_i) est une suite décroissante d'événements.

Ainsi $\bigcap_{i=1}^n D_i = D_n$ et : $\mathbb{P}(D) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(D_n)$.

- D'après le théorème de la limite monotone :

$$\mathbb{P}(D_n) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{j=n}^{+\infty} F_j\right) = \lim_{m \rightarrow +\infty} \mathbb{P}\left(\bigcup_{j=n}^m F_j\right)$$

On procède comme en **b**.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\bigcup_{j=n}^m F_j\right) &= 1 - \mathbb{P}\left(\overline{\bigcup_{j=n}^m F_j}\right) \\ &= 1 - \mathbb{P}\left(\bigcap_{j=n}^m \overline{F_j}\right) && \text{(loi de de Morgan)} \\ &= 1 - \prod_{j=n}^m \mathbb{P}(\overline{F_j}) && \text{(par indépendance des lancers)} \\ &= 1 - \left(\frac{5}{6}\right)^{m-n+1} \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} 1 \quad \text{(car } \frac{5}{6} \in]-1, 1[) \end{aligned}$$

- Enfin : $\mathbb{P}(D) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(D_n) = \lim_{n \rightarrow +\infty} 1 = 1$.

e. Question subsidiaire : obtient-on les mêmes résultats si on considère un dé truqué ?

À RETENIR

L'étape de décomposition des événements est primordiale.

Toute démonstration qui ne contient pas cette étape est fautive.

On retiendra qu'on raisonne **TOUJOURS** sur les événements et **JAMAIS** directement sur les probabilités.

~~$\mathbb{P}(A) = 0$ car c'est la probabilité d'obtenir ...~~

II.3. Le cas de l'équiprobabilité (rappel sur le cas Ω fini)

Lorsque l'on travaille sur un univers fini, il est fréquent de considérer l'application probabilité pour laquelle toutes les issues ont la même probabilité de se produire. Rappelons la définition de cette application.

Théorème 3.

Soit $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$ un espace probabilisable fini.

Ainsi $\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_n\}$.

- Il existe une unique probabilité \mathbb{P} prenant la même valeur sur tous les événements élémentaires i.e. telle que :

$$\mathbb{P}(\{\omega_1\}) = \dots = \mathbb{P}(\{\omega_n\}) = \frac{1}{n}$$

- Cette probabilité est appelée probabilité uniforme et est définie par :

$$\begin{aligned} \mathbb{P} &: \mathcal{P}(\Omega) \rightarrow [0, 1] \\ A &\mapsto \mathbb{P}(A) = \frac{\text{Card}(A)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{\text{nombre d'issues réalisant } A}{\text{nombre d'issues de l'expérience}} \end{aligned}$$

□ *Démonstration.*

Il suffit de vérifier les axiomes des probabilités.

L'additivité provient de l'additivité de l'application Card. □

Si l'univers fini Ω est muni de la probabilité uniforme, les calculs des probabilités se ramènent à des calculs de dénombrement

Exemple

On considère un jeu de 32 cartes.

L'expérience consiste à effectuer un tirage (simultané) de 5 cartes.

L'univers Ω est ici l'ensemble des parties à 5 éléments de l'ensemble des 32 cartes. Autrement dit, Ω contient toutes les mains possibles.

Ainsi, $\text{Card}(\Omega) = \binom{32}{5}$.

Les tirages étant considérés comme équiprobables, l'univers Ω est muni de la probabilité uniforme, notée \mathbb{P} .

1) Quelle est la probabilité d'obtenir un tirage contenant un carré ?

Démonstration.

On note A l'événement : « le tirage obtenu contient un carré ».

- Un 5-tirage (une main de 5 cartes) réalisant A est entièrement déterminé par :

$$\times \text{ le choix de la hauteur du carré : } \binom{8}{1} = 8.$$

$$\times \text{ le choix de la carte restante : } \binom{28}{1} = 28.$$

(la carte restante n'est pas une des 4 cartes du carré)

- On a donc :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A) &= \frac{\text{Card}(A)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{8 \times 28}{\frac{32!}{5! 27!}} = \frac{8 \times \cancel{28}}{\frac{32 \times 31 \times 30 \times 29 \times \cancel{28}}{5!}} \\ &= \frac{8 \times 5!}{32 \times 31 \times 30 \times 29} = \frac{\cancel{8} \times 5 \times \cancel{4} \times 3 \times 2}{\cancel{32} \times 31 \times 30 \times 29} \\ &= \frac{\cancel{5} \times \cancel{3} \times \cancel{2}}{31 \times \cancel{30} \times 29} = \frac{1}{31 \times 29} \end{aligned}$$

Ainsi, la probabilité de A est de $\frac{1}{899} = 0,0011$. \square

2) Et celle d'obtenir un tirage contenant exactement un pique ?

Démonstration.

On note B : « le tirage obtenu contient exactement un pique ».

- Un 5-tirage (une main de 5 cartes) réalisant B est entièrement déterminé par :

$$\times \text{ le choix de la hauteur du pique : } \binom{8}{1} = 8.$$

$$\times \text{ le choix des 4 cartes restantes : } \binom{24}{4}.$$

(les 4 cartes restantes ne sont pas des piques)

- Ainsi :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B) &= \frac{\text{Card}(B)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{8 \times \frac{24!}{4! 20!}}{\frac{32!}{5! 27!}} = \frac{8 \times \frac{24 \times 23 \times 22 \times 21}{4!}}{\frac{32 \times 31 \times 30 \times 29 \times 28}{5!}} \\ &= \frac{\cancel{8} \times 24 \times 23 \times 22 \times 21 \times \cancel{5!}}{\cancel{32} \times 31 \times \cancel{30} \times 29 \times 28 \times 4!} = \frac{\cancel{24} \times 23 \times 22 \times 21}{31 \times 29 \times 28 \times \cancel{4!}} \\ &= \frac{23 \times 22 \times 21}{31 \times 29 \times 28} = \frac{23 \times 22 \times 3}{31 \times 29 \times 4} = \frac{23 \times 11 \times 3}{31 \times 29 \times 2} \end{aligned}$$

La probabilité de B est donc de $\frac{23 \times 11 \times 3}{31 \times 29 \times 2} \simeq 0,42$. \square

III. Probabilité conditionnelle

III.1. Définition

Théorème 4.

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit B un événement tel que $\mathbb{P}(B) \neq 0$.

On considère l'application \mathbb{P}_B suivante :

$$\mathbb{P}_B : \mathcal{A} \rightarrow [0, 1]$$

$$B \mapsto \boxed{\mathbb{P}_B(A) = \mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)}}$$

- \mathbb{P}_B est une probabilité, appelée **probabilité conditionnelle** relative à A .
- Pour tout événement A , $\mathbb{P}_B(A)$ se lit : probabilité de A sachant (que l'événement) B (est réalisé).

Démonstration.

Il s'agit de vérifier que \mathbb{P}_B vérifie les axiomes d'une probabilité.

1) Soit $A \in \mathcal{A}$.

- Comme $\mathbb{P}(A \cap B) \geq 0$ et $\mathbb{P}(B) > 0$ (car $\mathbb{P}(B) \neq 0$), on a : $\frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)} \geq 0$.
- Comme $A \cap B \subset B$, on a $\mathbb{P}(A \cap B) \leq \mathbb{P}(B)$ et donc : $\frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)} \leq 1$.

$$2) \mathbb{P}_B(\Omega) = \frac{\mathbb{P}(B \cap \Omega)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{\mathbb{P}(B)}{\mathbb{P}(B)} = 1.$$

3) Soit $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite d'événements deux à deux incompatibles. Alors :

$$\mathbb{P}_B\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) = \frac{\mathbb{P}\left(B \cap \bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} (B \cap A_n)\right)}{\mathbb{P}(B)}$$

Notons alors $C_n = B \cap A_n$.

Les événements de la suite (C_n) sont deux à deux incompatibles.

En effet, si $i \neq j$:

$$C_i \cap C_j = (B \cap A_i) \cap (B \cap A_j) = B \cap (A_i \cap A_j) = B \cap \emptyset = \emptyset$$

Par σ -additivité de \mathbb{P} , on a alors : $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} (B \cap A_n)\right) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B \cap A_n)$.

Et ainsi :

$$\mathbb{P}_B\left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} A_n\right) = \frac{\sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B \cap A_n)}{\mathbb{P}(B)} = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\mathbb{P}(B \cap A_n)}{\mathbb{P}(B)} = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}_B(A_n) \quad \square$$

Exemple

On considère le résultat d'un dé 6 équilibré.

L'univers est donc $\llbracket 1, 6 \rrbracket$ et est muni de la probabilité uniforme notée \mathbb{P} .

On considère les événements suivants.

A : « on obtient un nombre inférieur ou égal à 3 »

B : « on obtient 5 » et C : « on obtient 2 »

Calculer $\mathbb{P}(B)$ et $\mathbb{P}_A(C)$.

Démonstration.

- Déterminons tout d'abord $\mathbb{P}(B|A)$.

Si A est réalisé, c'est qu'on a obtenu un nombre inférieur ou égal à 3 lors du lancer. Dans ce cas, on n'a pas pu obtenir 5 et l'événement B n'est donc pas réalisé. Ainsi : $\mathbb{P}(B|A) = 0$.

On peut retrouver ce résultat par calcul :

$$\mathbb{P}(B|A) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(A)} = \frac{\mathbb{P}(\emptyset)}{\mathbb{P}(A)} = 0$$

- Déterminons tout d'abord $\mathbb{P}(C|A)$.

Si A est réalisé, c'est qu'on a obtenu un nombre inférieur ou égal à 3 lors du lancer. C'est le cas si et seulement si le résultat du lancer est un élément de $\{1, 2, 3\}$. Dans ce cas, l'événement C est réalisé si et seulement si le lancer a eu pour résultat 2. Les résultats étant équiprobables, on en déduit $\mathbb{P}(C|A) = \frac{1}{3}$.

On peut retrouver ce résultat par calcul :

$$\mathbb{P}(C|A) = \frac{\mathbb{P}(A \cap C)}{\mathbb{P}(A)} = \frac{\mathbb{P}(C)}{\mathbb{P}(A)} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6}} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{3}{6}} = \frac{1}{3} \quad \square$$

L'application \mathbb{P}_A étant une probabilité, elle vérifie l'ensemble des propriétés que nous avons listé au paragraphe [II.2.a](#)).

Propriété

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit A un événement tel que $\mathbb{P}(A) \neq 0$.

Pour tout événement B et tout événement C , on a :

1) $\mathbb{P}_A(\bar{B}) = 1 - \mathbb{P}_A(B)$ donc $\mathbb{P}_A(\emptyset) = 0$

2) $\mathbb{P}_A(B \setminus C) = \mathbb{P}_A(B \setminus (B \cap C)) = \mathbb{P}_A(B) - \mathbb{P}_A(B \cap C)$

3) $B \subset C \Rightarrow \mathbb{P}_A(B) \leq \mathbb{P}_A(C)$

4) $\mathbb{P}_A(B \cup C) = \mathbb{P}_A(B) + \mathbb{P}_A(C) - \mathbb{P}_A(B \cap C)$

5) Si (B_n) suite d'événements, on a :

$$\mathbb{P}_A \left(\bigcup_{n=0}^{+\infty} B_n \right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}_A \left(\bigcup_{k=0}^n B_k \right)$$

$$\mathbb{P}_A \left(\bigcap_{n=0}^{+\infty} B_n \right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}_A \left(\bigcap_{k=0}^n B_k \right)$$

Démonstration.

L'application \mathbb{P}_A est une probabilité.

Elle vérifie donc l'ensemble des propriétés des probabilités. □

III.2. Formules des probabilités composées

III.2.a) Énoncé au rang 2

Ce premier résultat stipule que la donnée de $\mathbb{P}_A(B)$ nous enseigne la valeur de $\mathbb{P}(A \cap B)$.

Théorème 5.

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $(A, B) \in \mathcal{A}^2$.

1) Supposons $\mathbb{P}(A) \neq 0$. Alors :

$$\boxed{\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(B | A) \times \mathbb{P}(A)} = \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}_A(B)$$

2) Supposons $\mathbb{P}(B) \neq 0$. Alors :

$$\boxed{\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A | B) \times \mathbb{P}(B)} = \mathbb{P}(B) \mathbb{P}_B(A)$$

3) On a alors, si $\mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B) \neq 0$: $\boxed{\mathbb{P}(B | A) \times \mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(A | B) \times \mathbb{P}(B)}$

Démonstration.

C'est la définition de probabilité conditionnelle! \square

III.2.b) Énoncé général

Théorème 6. (Formule des probabilités composées)

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé et $m \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$.

Soit (A_1, \dots, A_m) une famille finie d'événements de \mathcal{A} .

On suppose : $\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_{m-1}) \neq 0$.

On a alors :

$$\boxed{\begin{aligned} &\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_m) \\ &= \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_2 | A_1) \mathbb{P}(A_3 | A_1 \cap A_2) \dots \mathbb{P}(A_m | A_1 \cap \dots \cap A_{m-1}) \end{aligned}}$$

Démonstration.

- On note tout d'abord que, pour tout $k \in \llbracket 1, m-1 \rrbracket$:

$$B_{m-1} = A_1 \cap \dots \cap A_{m-1} \subset A_1 \cap \dots \cap A_k = B_k$$

On a donc $\mathbb{P}(B_k) \geq \mathbb{P}(B_{m-1}) > 0$ (car $\mathbb{P}(B_{m-1}) \neq 0$) et ainsi $\mathbb{P}(B_k) \neq 0$. On peut donc considérer \mathbb{P}_{B_k} pour tout $k \in \llbracket 1, m-1 \rrbracket$.

- Démontrons par récurrence :

$\forall m \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$, $\mathcal{P}(m)$ où $\mathcal{P}(m)$: toute famille $(A_1, \dots, A_m) \in \mathcal{A}^m$ telle que $\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_{m-1}) \neq 0$ vérifie :

$$\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_m) = \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_2 | A_1) \mathbb{P}(A_3 | A_1 \cap A_2) \dots \mathbb{P}(A_m | A_1 \cap \dots \cap A_{m-1})$$

► Initialisation :

Soit $(A_1, A_2) \in \mathcal{A}^2$ tel que $\mathbb{P}(A_1) \neq 0$. Par définition :

$$\mathbb{P}(A_2 | A_1) = \frac{\mathbb{P}(A_1 \cap A_2)}{\mathbb{P}(A_1)} \text{ et donc } \mathbb{P}(A_1 \cap A_2) = \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_2 | A_1).$$

D'où $\mathcal{P}(2)$.

► Hérité : soit $m \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$.

Supposons $\mathcal{P}(m)$ et démontrons $\mathcal{P}(m+1)$.

Soit $(A_1, \dots, A_{m+1}) \in \mathcal{A}^{m+1}$ une famille telle que $\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_m) \neq 0$.

Avec les notations précédentes :

$$A_1 \cap \dots \cap A_m \cap A_{m+1} = B_m \cap A_{m+1}$$

On en déduit :

$$\mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_m \cap A_{m+1}) = \mathbb{P}(B_m \cap A_{m+1}) = \mathbb{P}(B_m) \times \mathbb{P}(A_{m+1} | B_m)$$

(par application de la propriété au rang 2 sachant que $\mathbb{P}(B_m) \neq 0$)

Or, par hypothèse de récurrence, on a :

$$\mathbb{P}(B_m) = \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_2 | A_1) \mathbb{P}(A_3 | A_1 \cap A_2) \dots \mathbb{P}(A_m | A_1 \cap \dots \cap A_{m-1})$$

Ce qui démontre $\mathcal{P}(m+1)$ en réinjectant dans l'identité précédente.

Par principe de récurrence, on a donc : $\forall m \in \mathbb{N} \setminus \{0, 1\}$, $\mathcal{P}(m)$. \square

Remarque

- Soit $(A, B) \in \mathcal{A}^2$. Si $\mathbb{P}(A) = 0$, on peut démontrer :

$$\mathbb{P}(B \cap A) = 0$$

En effet : $B \cap A \subset A$. Ainsi, par croissance de l'application \mathbb{P} :

$$\mathbb{P}(B \cap A) \leq \mathbb{P}(A) = 0$$

On en conclut, comme attendu : $\mathbb{P}(B \cap A) = 0$.

- Le programme officiel recommande d'adopter la convention suivante :

$$\text{on pose } \mathbb{P}(B|A) \times \mathbb{P}(A) = 0 \text{ si } \mathbb{P}(A) = 0$$

Rappelons que la quantité $\mathbb{P}(B|A)$ n'est pas bien définie si $\mathbb{P}(A) = 0$. Cependant, adopter cette convention :

- × est pratique puisqu'on n'a plus à vérifier d'hypothèse lorsqu'on utilise la formule des probabilités composées.
- × ne modifie pas le résultat que l'on doit trouver. Si $\mathbb{P}(A) = 0$ alors, comme vu dans le point précédent $\mathbb{P}(B \cap A) = 0$, ce qui donne le même résultat que l'écriture : $\mathbb{P}(B \cap A) = \mathbb{P}(B|A) \times \mathbb{P}(A) = 0$.

Exemple

Une urne contient 5 boules blanches et 8 boules noires.

L'expérience consiste à tirer successivement 3 boules (sans remise).

- 1) Quelle est la probabilité que les trois boules tirées soient blanches ?

Démonstration.

- Pour tout $i \in \mathbb{N}^*$, on note : B_i : « la $i^{\text{ème}}$ boule tirée est blanche » et N_i : « la $i^{\text{ème}}$ boule tirée est noire ».
- D'après la formule des probabilités composées :

$$\mathbb{P}(B_1 \cap B_2 \cap B_3) = \mathbb{P}(B_1) \times \mathbb{P}(B_2 | B_1) \times \mathbb{P}(B_3 | B_1 \cap B_2)$$

(on peut écrire cette formule sans hypothèse grâce à la convention précisée dans le programme officiel)

- Tout d'abord : $\mathbb{P}(B_1) = \frac{5}{13}$.
- Déterminons maintenant $\mathbb{P}(B_2 | B_1)$.
Si l'événement B_1 est réalisé, c'est qu'une boule blanche a été tirée lors du 1^{er} tirage. Dans ce cas, l'événement B_2 est réalisé si et seulement si on tire une boule blanche lors du 2^{ème} tirage, dans une urne contenant 4 blanches et 8 noires. Ainsi : $\mathbb{P}(B_2 | B_1) = \frac{4}{12}$.
- Déterminons enfin $\mathbb{P}(B_3 | B_1 \cap B_2)$.
Si l'événement $B_1 \cap B_2$ est réalisé, c'est qu'une boule blanche a été tirée lors du 1^{er} tirage et qu'une boule blanche a été tirée lors du 2^{ème} tirage. Dans ce cas, l'événement B_3 est réalisé si et seulement si on tire une boule blanche lors du 3^{ème} tirage, dans une urne contenant 3 boules blanches et 8 noires. Ainsi : $\mathbb{P}(B_3 | B_1 \cap B_2) = \frac{3}{11}$.
- On en conclut :

$$\mathbb{P}(B_1 \cap B_2 \cap B_3) = \frac{5 \times \cancel{4} \times \cancel{3}}{13 \times \cancel{12} \times 11} = \frac{5}{11 \times 13} \simeq 0,035 \quad \square$$

- 2) Quelle est la probabilité qu'une boule noire apparaisse pour la première fois au deuxième tirage ?

Démonstration.

- Avec les mêmes notations : $\mathbb{P}(B_1 \cap N_2) = \mathbb{P}(B_1) \mathbb{P}(N_2 | B_1)$.
- Déterminons $\mathbb{P}(N_2 | B_1)$.
Si l'événement B_1 est réalisé, c'est qu'une boule blanche a été tirée lors du 1^{er} tirage. Dans ce cas, l'événement N_2 est réalisé si et seulement si une boule noire a été tirée au 2^{ème} tirage, dans une urne contenant 4 blanches et 8 noires. Ainsi, $\mathbb{P}_{B_1}(N_2) = \frac{8}{12}$.
On a donc :

$$\mathbb{P}(B_1 \cap N_2) = \frac{5 \times 8}{13 \times 12} = \frac{5 \times 2}{13 \times 3} = \frac{10}{39} \simeq 0,256 \quad \square$$

III.3. Formule des probabilités totales

III.3.a) Système quasi-complet d'événements

Exercice

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $(A, B, C) \in \mathcal{A}^2$.

On suppose $\mathbb{P}(B) = 0$ et $\mathbb{P}(C) = 1$.

1) Démontrer : $\mathbb{P}(A \cap B) = 0$.

2) Démontrer : $\mathbb{P}(A \cap C) = \mathbb{P}(A)$.

Démonstration.

1) Comme : $A \cap B \subset B$ alors, par croissance de \mathbb{P} :

$$\mathbb{P}(A \cap B) \leq \mathbb{P}(B) = 0$$

et comme $\mathbb{P}(A \cap B) \geq 0$, on en conclut $\mathbb{P}(A \cap B) = 0$.

2) Comme : $A \cup C \supset C$ alors, par croissance de \mathbb{P} :

$$\mathbb{P}(A \cup C) \geq \mathbb{P}(C) = 1$$

et comme $\mathbb{P}(A \cup C) \leq 1$, on en conclut $\mathbb{P}(A \cup C) = 1$.

D'autre part, par la formule du crible :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A \cap C) &= \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(A \cup C) \\ &= \mathbb{P}(A) + 1 - 1 \end{aligned}$$

Définition

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $I \subset \mathbb{N}$ et soit $(A_i)_{i \in I} \in \mathcal{A}^I$ une famille d'événements.

La famille $(A_i)_{i \in I}$ est un système quasi-complet d'événements si :

$$(i) \quad \mathbb{P}\left(\bigcup_{i \in I} A_i\right) = 1$$

(ii) Pour tout $(i, j) \in I^2$ tel que $i \neq j$, $A_i \cap A_j = \emptyset$
(les événements sont deux à deux incompatibles)

III.3.b) Énoncé de la formule des probabilités totales

Théorème 7. Formule des probabilités totales

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $I \subset \mathbb{N}$ et soit $(A_i)_{i \in I} \in \mathcal{A}^I$ un système (quasi-)complet d'événements.

Soit $B \in \mathcal{A}$.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B) &= \sum_{i \in I} \mathbb{P}(B \cap A_i) \\ &= \sum_{i \in I} \mathbb{P}(B | A_i) \times \mathbb{P}(A_i) \end{aligned}$$

(avec la convention $\mathbb{P}(B | A_i) \times \mathbb{P}(A_i) = 0$ si $\mathbb{P}(A_i) = 0$)

Démonstration.

1) Démonstration dans le cas où $(A_i)_{i \in I}$ est un système complet d'événements

• Comme $(A_i)_{i \in I}$ est un système complet d'événements : $\Omega = \bigcup_{i \in I} A_i$.

Ainsi, on a : $B = B \cap \Omega = B \cap \bigcup_{i \in I} A_i = \bigcup_{i \in I} (B \cap A_i)$.

• Démontrons que la famille $(B \cap A_i)_{i \in I}$ est constituée d'événements deux à deux incompatibles. Pour tout $i \in I$, notons : $C_i = B \cap A_i$.

Il s'agit de démontrer que les événements de la suite $(C_i)_{i \in I}$ sont deux à deux incompatibles.

Soit $(i, j) \in I^2$. Supposons $i \neq j$. On a alors :

$$C_i \cap C_j = (A \cap B_i) \cap (A \cap B_j) = A \cap (B_i \cap B_j) = A \cap \emptyset = \emptyset$$

• Finalement :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B) &= \mathbb{P}\left(\bigcup_{i \in I} (B \cap A_i)\right) \\ &= \sum_{i \in I} \mathbb{P}(B \cap A_i) \quad (\text{par } (\sigma\text{-})\text{additivité de } \mathbb{P}) \\ &= \sum_{i \in I} \mathbb{P}(B | A_i) \times \mathbb{P}(A_i) \end{aligned}$$

2) Démonstration dans le cas où $(A_i)_{i \in I}$ est un système quasi-complet

- Comme $(A_i)_{i \in I}$ est un système quasi-complet : $\mathbb{P}\left(\bigcup_{i \in I} A_i\right) = 1$.

$$\text{Ainsi : } \mathbb{P}\left(B \cap \left(\bigcup_{i \in I} A_i\right)\right) = \mathbb{P}(B).$$

- On conclut alors comme précédemment :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B) &= \mathbb{P}\left(B \cap \left(\bigcup_{i \in I} A_i\right)\right) \\ &= \mathbb{P}\left(\bigcup_{i \in I} (B \cap A_i)\right) && \text{(par distributivité de la loi} \\ & && \text{\(\cap\) par rapport à la loi \(\cup\))} \\ &= \sum_{i \in I} \mathbb{P}(B \cap A_i) && \text{(par } (\sigma\text{-)additivité de } \mathbb{P}) \\ &= \sum_{i \in I} \mathbb{P}(B | A_i) \times \mathbb{P}(A_i) \end{aligned}$$

Cas particulier du système complet (A, \bar{A})

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé et soit A un événement ($A \in \mathcal{A}$).

La famille (A, \bar{A}) est alors un système complet d'événements.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B) &= \mathbb{P}(B \cap A) + \mathbb{P}(B \cap \bar{A}) \\ &= \mathbb{P}(B | A) \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B | \bar{A}) \mathbb{P}(\bar{A}) \end{aligned}$$

Remarque

- On considère dans l'énoncé une famille $(A_i)_{i \in I}$ d'événements. Par définition, $I \subset \mathbb{N}$ et ainsi I peut être un ensemble fini ou infini dénombrable. En particulier, si $(A_i)_{i \in \mathbb{N}}$ est un système (quasi-)complet d'événements, la formule des probabilités totales s'écrit :

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{i=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B \cap A_i) = \sum_{i=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B | A_i) \times \mathbb{P}(A_i)$$

- Même si une somme infinie apparaît dans la formule ci-dessus, la convergence de la série associée est assurée par le théorème et n'exige donc pas de démonstration supplémentaire.
- Avec la convention que le programme conseille d'adopter, la seule hypothèse à vérifier pour pouvoir utiliser la formule des probabilités totales est que la famille $(A_i)_{i \in I}$ considérée soit bien un système (quasi-)complet d'événements.

Exemple

On considère de nouveau l'urne contenant 5 boules blanches et 8 boules noires. L'expérience consiste à tirer successivement 3 boules.

1) Quelle est la probabilité d'obtenir une boule noire au deuxième tirage ?

La famille (B_1, N_1) forme un système complet d'événements ($\bar{B}_1 = N_1$). Ainsi, par la formule des probabilités totales :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(N_2) &= \mathbb{P}(N_2 \cap B_1) + \mathbb{P}(N_2 \cap N_1) \\ &= \mathbb{P}(N_2 | B_1) \mathbb{P}(B_1) + \mathbb{P}(N_2 | N_1) \mathbb{P}(N_1) \\ &= \frac{8}{12} \frac{5}{13} + \frac{7}{12} \frac{8}{13} \\ &= \frac{5 \times 2 + 2 \times 7}{3 \times 13} = \frac{24}{3 \times 13} = \frac{8}{13} \end{aligned}$$

2) Quelle est la probabilité d'obtenir une boule blanche au deuxième tirage ?

Il suffit de remarquer : $B_2 = \bar{N}_2$. On a donc directement :

$$\mathbb{P}(B_2) = \mathbb{P}(\bar{N}_2) = 1 - \mathbb{P}(N_2) = 1 - \frac{8}{13} = \frac{5}{13}$$

(évidemment, on pouvait de nouveau appliquer la formule des probabilités totales mais ce n'est pas la solution adaptée)

Exercice

On dispose de n urnes numérotées de 1 à n . Dans l'urne numéro k se trouvent k boules blanches et $n - k$ boules rouges. On choisit au hasard (équiprobablement) une urne, puis on tire simultanément deux boules dans cette urne.

- Quelle est la probabilité d'avoir deux boules blanches ?
- Même question si on tire les deux boules successivement et avec remise.
- Quelle est la limite de ces probabilités quand n tend vers $+\infty$?

Remarque

- La difficulté de cet exercice réside dans le fait que la modélisation mathématique est absente. On insiste ici sur le raisonnement à mener qui est assez naturel et très fréquent dans les exercices.
- La probabilité de tirer 2 boules blanches dépend de l'urne dans laquelle s'effectue le tirage :
 - × soit on tire dans l'urne 1 et dans ce cas ...
 - × soit on tire dans l'urne 2 et dans ce cas ...
 - × ...
 - × soit on tire dans l'urne n et dans ce cas ...
- On voit clairement apparaître un raisonnement par disjonction de cas, ce qui signifie qu'il y a un système complet d'événements sous-jacent.
- L'idée ici est de tester l'événement « obtenir 2 boules » suivant chacun des cas listés précédemment.
Cela correspond à utiliser la formule des probabilités totales.

Il n'y a plus qu'à formaliser ces idées.

Démonstration.

On note A_k : « le tirage s'effectue dans l'urne k » (pour $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$).
On note B : « on tire deux boules blanches ».

- La famille (A_1, \dots, A_n) est un système complet d'événements.
On en déduit, par la formule des probabilités totales :

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(B \cap A_k) = \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(B | A_k) \times \mathbb{P}(A_k)$$

Or, pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$:

$$\mathbb{P}(B | A_k) = \frac{\binom{k}{2}}{\binom{n}{2}} = \frac{\frac{k!}{2!(k-2)!}}{\frac{n!}{2!(n-2)!}} = \frac{k!}{2!(k-2)!} \times \frac{2!(n-2)!}{n!} = \frac{k(k-1)}{n(n-1)}$$

En effet, si A_k est réalisé, c'est que le tirage se fait dans l'urne k qui contient k boules blanches et $n - k$ boules noires.

Un 2-tirage réalisant B est un ensemble de 2 entiers représentant des boules blanches (un ensemble de 2 entiers différents de $\llbracket 1, k \rrbracket$).

Un tel 2-tirage est entièrement déterminé par :

× le numéro des 2 boules blanches parmi les k présentes : $\binom{k}{2}$ possibilités.

Il y a donc $\binom{k}{2}$ tels 2-tirages.

Ainsi :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B) &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{n} \times \frac{k(k-1)}{n(n-1)} = \frac{1}{n^2(n-1)} \sum_{k=1}^n k(k-1) \\ &= \frac{1}{n^2(n-1)} \left(\sum_{k=1}^n k^2 - \sum_{k=1}^n k \right) \\ &= \frac{1}{n^2(n-1)} \left(\frac{n(n+1)(2n+1)}{6} - \frac{n(n+1)}{2} \right) \\ &= \frac{n(n+1)}{6n^2(n-1)} ((2n+1) - 3) = \frac{n(n+1)}{6n^2(n-1)} 2(n-1) \\ &= \frac{\cancel{n}(n+1)}{6\cancel{n^2}(n-1)} \cancel{2(n-1)} = \frac{1}{3} \frac{n+1}{n} \end{aligned}$$

b) Par le même raisonnement, on obtient :

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(B \cap A_k) = \sum_{k=1}^n \mathbb{P}(B \cap A_k) \times \mathbb{P}(A_k)$$

Dans le cas d'un tirage successif avec remise, on a, pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$:

$$\mathbb{P}(B | A_k) = \frac{k \times k}{n \times n}$$

En effet, si A_k est réalisé c'est que le tirage se fait dans l'urne k qui contient k boules blanches et $n - k$ boules noires.

Un 2-tirage réalisant B est un couple dont les deux coefficients sont des numéros de boules blanches (des éléments de $\llbracket 1, k \rrbracket$).

Un tel 2-tirage est entièrement déterminé par :

× son premier coefficient (un numéro de $\llbracket 1, k \rrbracket$) :
 $\binom{k}{1} = k$ possibilités.

× son deuxième coefficient (un numéro de $\llbracket 1, k \rrbracket$) :
 $\binom{k}{1} = k$ possibilités.

Il y a donc $k \times k$ tels 2-tirages.

On obtient ainsi :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B) &= \sum_{k=1}^n \frac{1}{n} \times \frac{k \times k}{n \times n} = \frac{1}{n^3} \sum_{k=1}^n k^2 = \frac{1}{n^3} \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \\ &= \frac{1}{6} \frac{n+1}{n} \frac{2n+1}{n} = \frac{1}{3} \frac{n+1}{n} \frac{n+\frac{1}{2}}{n} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{c) } \frac{1}{3} \frac{n+1}{n} &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{3} \frac{n}{n} = \frac{1}{3} \\ \frac{1}{3} \frac{n+1}{n} \frac{n+\frac{1}{2}}{n} &\underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{3} \frac{n}{n} \frac{n}{n} = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

Dans les deux cas, on obtient : $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(B) = \frac{1}{3}$. \square

III.3.c) Formule de Bayes

Théorème 8. Formule de Bayes

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $I \subset \mathbb{N}$ et soit $(A_i)_{i \in I} \in \mathcal{A}^I$ un système (quasi-)complet d'événements.

Soit $(A, B) \in \mathcal{A}^2$ tel que $\mathbb{P}(A) \neq 0$ et $\mathbb{P}(B) \neq 0$.

$$\mathbb{P}(A | B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{\mathbb{P}(B | A) \mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{\mathbb{P}(A | B) \mathbb{P}(B)}{\sum_{i \in I} \mathbb{P}(B \cap A_i)}$$

En particulier, pour tout $j \in I$:

$$\mathbb{P}(A_j | B) = \frac{\mathbb{P}(A_j | B) \mathbb{P}(B)}{\sum_{i \in I} \mathbb{P}(B \cap A_i)} = \frac{\mathbb{P}(A_j | B) \mathbb{P}(B)}{\sum_{i \in I} \mathbb{P}(B | A_i) \mathbb{P}(A_i)}$$

Démonstration.

La première égalité n'est autre que la formule 3) de la proposition 5.

La seconde égalité est une conséquence directe de la FPT. \square

Cas particulier du système complet (A, \bar{A})

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé et soit A est un événement ($A \in \mathcal{A}$).

La famille (A, \bar{A}) est alors un système complet d'événements.

Pour tout $B \in \mathcal{A}$ tel que $\mathbb{P}(B) \neq 0$:

$$\mathbb{P}(A | B) = \frac{\mathbb{P}(B | A) \mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(B)} = \frac{\mathbb{P}(B | A) \mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(B | A) \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B | \bar{A}) \mathbb{P}(\bar{A})}$$

Exemple

On considère de nouveau l'urne contenant 5 boules blanches et 8 boules noires. Le second tirage ayant donné une boule blanche, quelle est la probabilité que la première boule tirée ait été blanche ?

Démonstration.

La famille (B_1, N_1) forme un système complet d'événements ($\overline{B_1} = N_1$). Ainsi, par la formule des probabilités totales :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B_2) &= \mathbb{P}(B_2 \cap B_1) + \mathbb{P}(B_2 \cap N_1) \\ &= \mathbb{P}(B_2 | B_1) \mathbb{P}(B_1) + \mathbb{P}(B_2 | N_1) \mathbb{P}(N_1) \\ &= \frac{4}{12} \times \frac{5}{13} + \frac{5}{12} \times \frac{8}{13} \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{5}{13} + \frac{5}{3} \times \frac{2}{13} \\ &= \frac{15}{3 \times 13} \end{aligned}$$

Ainsi, d'après la formule de Bayes :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B_1 | B_2) &= \frac{\mathbb{P}(B_1 | B_2) \mathbb{P}(B_1)}{\mathbb{P}(B_2)} \\ &= \frac{\frac{4}{12} \times \frac{5}{13}}{\frac{15}{3 \times 13}} \\ &= \frac{5 \times 4}{12 \times \cancel{13}} \times \frac{3 \times \cancel{13}}{15} \\ &= \frac{5}{15} = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

□

Formule des causes

La formule $\mathbb{P}(A | B) = \frac{\mathbb{P}(B | A) \mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(B)}$ est connue sous le nom de « formule des causes ». Si l'on considère l'événement B comme étant ultérieur à l'événement A , cette formule peut paraître étonnante puisqu'elle ne suit pas l'ordre chronologique. On calcule en effet la probabilité de l'événement A (antérieur à B) sachant que B est réalisé.

Exercice

Deux urnes sont remplies de boules. La première contient 10 boules noires et 30 boules blanches. La seconde contient 20 boules noires et 20 boules blanches. On tire une des urnes au hasard, de façon équiprobable, et dans cette urne, on tire une boule au hasard. La boule est blanche.

Quelle est la probabilité qu'on ait tiré cette boule dans la première urne sachant qu'elle est blanche ?

IV. Indépendance en probabilité

IV.1. Indépendance de deux événements

IV.1.a) Définition

Définition

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $(A, B) \in \mathcal{A}^2$.

- Les événements A et B sont **indépendants pour la probabilité** \mathbb{P} si :

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B)$$

Remarque

- Il ne faut pas confondre cette propriété, **liée à une probabilité** \mathbb{P} avec celle d'incompatibilité qui ne dépend que des événements!
- Mieux : deux événements A et B incompatibles ne sont généralement pas indépendants (sauf si ...).

Théorème 9.

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $(A, B) \in \mathcal{A}^2$

- 1) Si $\mathbb{P}(A) \neq 0$ alors on a :

$$A \text{ et } B \text{ sont indépendants} \Leftrightarrow \mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(B|A)$$

- 2) Si $\mathbb{P}(B) \neq 0$ alors on a :

$$A \text{ et } B \text{ sont indépendants} \Leftrightarrow \mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(A|B)$$



La notion d'indépendance n'est pas une notion intrinsèque aux événements : elle dépend fortement de la probabilité choisie. Autrement dit, deux événements peuvent être indépendants pour une probabilité et dépendants pour une autre.

Exemple

On considère l'expérience aléatoire consistant à lancer un dé 6.

- $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$
- On note A : « le résultat obtenu est inférieur à deux ».
- On note B : « le résultat obtenu est supérieur à quatre ».

On cherche à déterminer si A et B sont indépendants suivant deux probabilités différentes. Remarquons tout d'abord :

$$A \cap B = \emptyset \text{ et ainsi } \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0 \text{ (pour toute application probabilité } \mathbb{P})$$

Cas 1 : dé équilibré

L'espace probabilisable $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega))$ est donc muni de la probabilité uniforme, notée ici \mathbb{P}^1 (définie par : $\mathbb{P}^1(\{1\}) = \dots = \mathbb{P}^1(\{6\}) = \frac{1}{6}$).

$$\text{On a alors : } \mathbb{P}^1(A) = \frac{\text{Card}(A)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{\text{nombre d'issues réalisant } A}{\text{nombre d'issues totales}} = \frac{2}{6} = \frac{1}{3}$$

$$\text{et : } \mathbb{P}^1(B) = \frac{\text{Card}(B)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{\text{nombre d'issues réalisant } B}{\text{nombre d'issues totales}} = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$$

$$\text{Et ainsi : } \mathbb{P}^1(A \cap B) = 0 \neq \frac{1}{6} = \mathbb{P}^1(A) \times \mathbb{P}^1(B).$$

Les événements A et B ne sont pas indépendants pour la probabilité \mathbb{P}^1 .

Cas 2 : dé pipé

On considère un dé pour lequel on obtient 1 avec la probabilité 1.

Autrement dit, l'espace est muni de la probabilité \mathbb{P}^2 déterminée par :

$$\mathbb{P}^2(\{1\}) = 1 \text{ et } \mathbb{P}^2(\{2\}) = \dots = \mathbb{P}^2(\{6\}) = 0$$

$$\text{On a alors : } \mathbb{P}^2(A) = \mathbb{P}^2(\{1, 2\}) = \mathbb{P}^2(\{1\}) + \mathbb{P}^2(\{2\}) = 1$$

$$\text{et : } \mathbb{P}^2(B) = \mathbb{P}^2(\{4, 5, 6\}) = \mathbb{P}^2(\{4\}) + \mathbb{P}^2(\{5\}) + \mathbb{P}^2(\{6\}) = 0$$

(par additivité, les événements considérés étant incompatibles)

$$\text{Et ainsi : } \mathbb{P}^2(A \cap B) = 0 = 0 = \mathbb{P}^2(A) \times \mathbb{P}^2(B).$$

Ainsi, les événements A et B sont indépendants pour la probabilité \mathbb{P}^2 .

Remarque

- Dans l'exemple précédent A et B sont incompatibles mais non indépendants pour la probabilité \mathbb{P}^1 . C'est une illustration de la propriété suivante.

$$A \text{ et } B \text{ incompatibles} \not\Rightarrow A \text{ et } B \text{ indépendants (pour } \mathbb{P})$$

- La réciproque n'est pas vérifiée non plus. Plus précisément :

$$A \text{ et } B \text{ incompatibles} \neq A \text{ et } B \text{ indépendants (pour } \mathbb{P})$$

Illustrons cette propriété dans l'exemple suivant.

Exemple

On considère l'expérience aléatoire consistant à lancer deux fois un dé 6.

On note A : « le premier chiffre est pair ».

On note B : « le second chiffre est impair ».

L'univers est $\Omega = \llbracket 1, 6 \rrbracket^2$.

Le dé est supposé équilibré : on munit Ω de la probabilité uniforme notée \mathbb{P} .

- On a alors : $\mathbb{P}(A) = \frac{\text{Card}(A)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{3 \times \mathfrak{f}}{6 \times \mathfrak{f}} = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$

$$\text{et : } \mathbb{P}(B) = \frac{\text{Card}(B)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{3 \times \mathfrak{f}}{6 \times \mathfrak{f}} = \frac{1}{2}$$

- Par ailleurs : $\mathbb{P}(A \cap B) = \frac{\text{Card}(A \cap B)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{3 \times 3}{6 \times 6} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$

En effet :

$$A \cap B = \{(2, 1), (2, 3), (2, 5), (4, 1), (4, 3), (4, 5), (6, 1), (6, 3), (6, 5)\}$$

- Finalement :

× les événements A et B sont indépendants (pour la probabilité \mathbb{P}) puisque :

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B)$$

× les événements A et B ne sont pas incompatibles (puisque $A \cap B \neq \emptyset$).

IV.1.b) Indépendance et événements contraires**Théorème 10.**

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $(A, B) \in \mathcal{A}^2$.

Supposons que A et B sont indépendants.

- 1) Les événements A et \overline{B} sont indépendants.
- 2) Les événements \overline{A} et B sont indépendants.
- 3) Les événements \overline{A} et \overline{B} sont indépendants.

Démonstration.

- 1) Démontrons que A et \overline{B} sont indépendants.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A \cap \overline{B}) &= \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A \cap B) \\ &= \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A) \mathbb{P}(B) \\ &= \mathbb{P}(A) (1 - \mathbb{P}(B)) = \mathbb{P}(A) \mathbb{P}(\overline{B}) \end{aligned}$$

- 2) Supposons A et B indépendants.

On a évidemment B et A indépendants.

Ainsi, par la propriété **1)**, on obtient que B et \overline{A} sont indépendants.

- 3) Supposons A et B indépendants.

Par la propriété **1)**, on a : A et \overline{B} indépendants.

Par la propriété **2)**, on a : \overline{A} et \overline{B} indépendants. □

Exercice

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

- a. Supposons $\mathbb{P}(A) = 0$.

Démontrer que, pour tout $B \in \mathcal{A}$, A et B sont indépendants pour \mathbb{P} .

- b. Supposons $\mathbb{P}(A) = 1$.

Démontrer que, pour tout $B \in \mathcal{A}$, A et B sont indépendants pour \mathbb{P} .

Démonstration.

a. Comme : $A \cap B \subset A$, on a alors : $\mathbb{P}(A \cap B) \leq \mathbb{P}(A) = 0$.

Ainsi, $\mathbb{P}(A \cap B) = 0$. Finalement :

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B)$$

Les événements A et B sont bien indépendants pour \mathbb{P} .

b. • Tout d'abord : $\mathbb{P}(\bar{A}) = 1 - \mathbb{P}(A) = 0$.

On déduit de la question précédente que les événements \bar{A} et B sont indépendants.

• Comme $A \cup \bar{A} = \Omega$, on a : $(A \cap B) \cup (\bar{A} \cap B) = \Omega \cap B = B$.

D'où, par additivité ($(A \cap B)$ et $(\bar{A} \cap B)$ sont incompatibles) :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B) &= \mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(\bar{A} \cap B) \\ &= \mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(\bar{A}) \times \mathbb{P}(B) \quad (\text{car } \bar{A} \text{ et } B \text{ sont indépendants}) \end{aligned}$$

D'où : $\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A \cap B)$. Enfin, comme $\mathbb{P}(A) = 1$, on en déduit :

$$\mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A \cap B)$$

IV.2. Indépendance mutuelle d'une famille d'événements

IV.2.a) Définition

Définition

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé.

Soit $I \subset \mathbb{N}$ et soit $(A_i)_{i \in I} \in \mathcal{A}^I$ une famille d'événements.

• On dit que les événements de la famille $(A_i)_{i \in I}$ sont **mutuellement indépendants pour la probabilité** \mathbb{P} si :

$$\forall J \subset \mathbb{N}, \quad \left. \begin{array}{l} J \text{ fini} \\ J \subset I \end{array} \right\} \Rightarrow \mathbb{P}\left(\bigcap_{j \in J} A_j\right) = \prod_{j \in J} \mathbb{P}(A_j)$$

Exemple

On considère de nouveau l'expérience aléatoire consistant à lancer deux fois un dé 6. On rappelle et complète la liste des événements considérés.

On note A : « le premier chiffre est pair ».

On note B : « le second chiffre est impair ».

On note C : « la somme des chiffres est paire ».

Le dé est ici considéré équilibré et on note \mathbb{P} la probabilité uniforme.

Les événements A , B et C sont-ils mutuellement indépendants ?

Par définition, c'est le cas si et seulement si on a :

a) $\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B)$

b) $\mathbb{P}(A \cap C) = \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(C)$

c) $\mathbb{P}(B \cap C) = \mathbb{P}(B) \times \mathbb{P}(C)$

d) $\mathbb{P}(A \cap B \cap C) = \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B) \times \mathbb{P}(C)$

Étudions si ces propriétés sont vérifiées.

□ a) On a déjà démontré que A et B sont indépendants.

b) $\mathbb{P}(A \cap C) = \frac{\text{Card}(A \cap C)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{3 \times 3}{6 \times 6} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$

La famille (A, \bar{A}) forme un système complet d'événements.

Par la formule des probabilités totales, on a :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(C) &= \mathbb{P}(A \cap C) + \mathbb{P}(\bar{A} \cap C) \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

On a donc bien : $\mathbb{P}(A \cap C) = \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(C)$.

c) $\mathbb{P}(B \cap C) = \frac{\text{Card}(B \cap C)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{3 \times 3}{6 \times 6} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$.

On a donc bien : $\mathbb{P}(B \cap C) = \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \mathbb{P}(B) \times \mathbb{P}(C)$

d) Comme $A \cap B \cap C = \emptyset$ alors $\mathbb{P}(A \cap B \cap C) = \mathbb{P}(\emptyset) = 0$.

$$\text{Or : } \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B) \times \mathbb{P}(C) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8}.$$

$$\text{Finalement : } \mathbb{P}(A \cap B \cap C) = 0 \neq \frac{1}{8} = \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B) \times \mathbb{P}(C).$$

On en conclut que les événements de la famille (A, B, C) ne sont pas mutuellement indépendants.

Remarque

Dans cet exemple, on a démontré que :

× les événements A et B sont indépendants.

× les événements A et C sont indépendants.

× les événements B et C sont indépendants.

Les événements de la famille (A, B, C) sont donc 2 à 2 indépendants. Pour autant, la conclusion de l'exercice est que ces événements ne sont pas mutuellement indépendants.

IV.2.b) Indépendance et événements contraires (généralisation)

Théorème 11.

Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé et soit $m \in \mathbb{N}^*$.

Soit (A_1, \dots, A_m) une famille d'événements.

Notons $B_i \in \{A_i, \overline{A_i}\}$ pour tout $i \in \llbracket 1, m \rrbracket$.

(autrement dit $B_i = A_i$ ou $B_i = \overline{A_i}$)

Les événements de la famille (A_1, \dots, A_m) sont (mutuellement) indépendants	\Rightarrow	Les événements de la famille (B_1, \dots, B_m) sont (mutuellement) indépendants
---	---------------	---

Démonstration.

On commence par démontrer que si A_1, \dots, A_m sont mutuellement indépendants, il en est de même pour $A_1, \dots, A_{k-1}, \overline{A_k}, A_{k+1}, \dots, A_m$ où $k \in \llbracket 1, m \rrbracket$.

Pour ce faire, on prend $I \subset \llbracket 1, m \rrbracket$ et on distingue :

× le cas où $k \notin I$ (facile!),

× le cas où $k \in I$ (plus technique).

Une fois ce résultat démontré, il suffit de l'appliquer pour tous les événements contraires apparaissant dans la famille (B_1, \dots, B_m) . \square

Exercice

Soient A, B et C des événements mutuellement indépendants.

Montrer que A et $B \cup C$ sont indépendants.

Démonstration.

• Tout d'abord :

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(A \cap (B \cup C)) \\ &= \mathbb{P}((A \cap B) \cup (A \cap C)) \\ &= \mathbb{P}(A \cap B) + \mathbb{P}(A \cap C) - \mathbb{P}(A \cap B \cap C) \\ &= \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B) \times \mathbb{P}(C) \end{aligned} \quad \begin{array}{l} \text{(car les événements} \\ A, B \text{ et } C \text{ sont} \\ \text{indépendants)} \end{array}$$

• D'autre part :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B \cup C) &= \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(B \cap C) \\ &= \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(B) \times \mathbb{P}(C) \end{aligned} \quad \begin{array}{l} \text{(car } B \text{ et } C \text{ sont} \\ \text{indépendants)} \end{array}$$

• Ainsi :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B \cup C) &= \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B) + \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(C) - \mathbb{P}(A) \times \mathbb{P}(B) \times \mathbb{P}(C) \\ &= \mathbb{P}(A \cap (B \cup C)) \end{aligned}$$

Ainsi, les événements A et $B \cup C$ sont bien indépendants. \square

MÉTHODO

Calcul de probabilités (bilan du chapitre)

Afin de résoudre un exercice de calcul de probabilités, il faudra penser au schéma suivant.

0) Introduction des événements basiques (le fait d'avoir tiré une boule blanche au $i^{\text{ème}}$ tirage, le fait d'avoir obtenu pile au $i^{\text{ème}}$ tirage, le fait d'avoir obtenu un 6 au $i^{\text{ème}}$ tirage ...) liés à l'expérience considérée.

Nommage de l'événement A dont on cherche à déterminer la probabilité. (ces deux étapes sont parfois directement données dans l'énoncé)

1) Décomposition de l'événement A à l'aide d'événements basiques.

2) Deux cas se présentent alors :

(i) si cette décomposition fait apparaître une union, il faut retenir le triptyque :

union / incompatibilité / somme

Dans le cas d'une union finie d'événements

- Si cela est possible, on simplifie cette union (cas d'une union croissante d'événements par exemple).
- Sinon, on vérifie si les événements sont 2 à 2 incompatibles.
 - × si c'est le cas, on utilise l'additivité de \mathbb{P} .
 - × si ce n'est pas le cas, on peut penser à utiliser la formule du crible.

Dans le cas d'une union infinie d'événements

- On vérifie si les événements sont 2 à 2 incompatibles :
 - × si c'est le cas, on utilise la σ -additivité de \mathbb{P} .
 - × si ce n'est pas le cas, on se ramène au cas d'une union finie d'événements en utilisant le théorème de la limite monotone.

Si toutes ces tentatives échouent, on peut se ramener au cas d'une intersection d'événements en considérant la formule liant probabilité d'un événement à la probabilité de l'événement contraire.

(ii) si cette décomposition fait apparaître une intersection, il faut retenir le triptyque :

intersection / indépendance / produit

Dans le cas d'une intersection finie d'événements

- Si cela est possible, on simplifie cette intersection (cas d'une intersection décroissante d'événements par exemple).
- Sinon, on vérifie si les événements sont mutuellement indépendants.
 - × si c'est le cas, on utilise la formule associée.
 - × si ce n'est pas le cas, on peut penser à utiliser la Formule des Probabilités Composées (FPC).

Dans le cas d'une intersection infinie d'événements

- On se ramène au cas d'une intersection finie d'événements en utilisant le théorème de la limite monotone.

Si toutes ces tentatives échouent, on peut se ramener au cas d'une union d'événements en considérant la formule liant probabilité d'un événement à la probabilité de l'événement contraire.

Remarque

- Il est à noter que la Formule des Probabilités Totales (FPT) rentre dans ce schéma. En effet, si la famille $(A_i)_{i \in I}$ est un système complet d'événements, alors tout événement B s'écrit comme une réunion d'événements 2 à 2 incompatibles.

$$B = \left(\bigcup_{i \in I} A_i \right) \cap B = \bigcup_{i \in I} (A_i \cap B)$$

- L'étape de décomposition des événements est **primordiale**. On raisonne TOUJOURS sur les événements et JAMAIS directement sur les probabilités.

~~$\mathbb{P}(A) = 0$ car c'est la probabilité d'obtenir ...~~

(cf démarche de l'exercice sur la limite monotone)