

5 | Probabilités élémentaires

I – Le cadre probabiliste

Le but est ici de reprendre le vocabulaire des probabilités, vu en classe de terminale, et d'établir le lien avec une vision ensembliste.

1 – Un peu de vocabulaire

Définition 5.1 – Une **expérience aléatoire** est une expérience dont l'**issue** (le résultat) ne peut pas être prévue. La répétition d'une telle expérience ne donne *a priori* pas le même résultat.

Exemple 5.2 – Voici trois exemples ordinaires d'expériences aléatoires.

1. Jeter un dé à six faces et noter le résultat.
2. Lancer une pièce de monnaie et noter le résultat.
3. Lancer une copie du haut d'un escalier à vingt marches et obtenir la note de la copie.

Définition 5.3 – L'**univers** est l'**ensemble** de toutes les issues possibles d'une expérience aléatoire. Il est souvent noté Ω . Une **issue** est un élément $\omega \in \Omega$.

Exemple 5.4 – Déterminer les univers dans les trois exemples précédents.

1. $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\} = \llbracket 1, 6 \rrbracket$,
2. $\Omega = \{\text{PILE}, \text{FACE}\}$,
3. $\Omega = \{0, 1, 2, 3, \dots, 18, 19, 20\} = \llbracket 0, 20 \rrbracket$.

Définition 5.5 – Un **événement** est un **ensemble** de résultats possibles d'une expérience aléatoire. Dans le cas où l'univers Ω est fini, on peut associer de manière unique un événement A à une partie (un sous-ensemble) de Ω , que l'on note également A :

$$A = \{\omega \in \Omega \mid \omega \text{ réalise } A\}.$$

Autrement dit, si $\omega \in \Omega$ est une issue possible de l'expérience, alors ω réalise A si et seulement si $\omega \in A$.

Exemple 5.6 – En reprenant les expériences précédentes,

1. L'événement "obtenir un numéro impair" est associé à l'ensemble $A = \{1, 3, 5\}$.
2. L'événement "obtenir FACE" est associé à l'ensemble $A = \{\text{FACE}\}$.
3. L'événement "avoir la moyenne" est associé à l'ensemble $A = \{10, 11, \dots, 19, 20\} = \llbracket 10, 20 \rrbracket$.

2 – Lien entre terminologies probabiliste et ensembliste

On effectue une expérience aléatoire. On note Ω l'univers. On considère A et B deux événements liés à l'expérience aléatoire.

Définition 5.7 – Un événement est dit

- **élémentaire** lorsque la partie associée est réduite à un élément (on parle de *singleton*),
- **certain** s'il est toujours réalisé (c'est alors l'univers Ω),
- **impossible** s'il n'est jamais réalisé (c'est alors l'ensemble vide \emptyset).

Exemple 5.8 – En reprenant les expériences précédentes,

1. Un événement élémentaire est "obtenir 5", associé au singleton $\{5\}$.
2. Un événement certain est "obtenir PILE ou FACE", associé à l'univers Ω .
3. Un événement impossible est "avoir une note négative", associé à l'ensemble vide \emptyset .

Définition 5.9 – Soit $\omega \in \Omega$. On dit que ω réalise l'événement contraire de A si et seulement si ω ne réalise pas A . On note \bar{A} l'événement contraire de A . La partie \bar{A} associée est la partie constituée de tous les éléments de Ω qui ne sont pas dans A , i.e. $\bar{A} = \Omega \setminus A$. On l'appelle le **complémentaire** de A .

Exemple 5.10 – En reprenant les expériences précédentes,

1. Soit A l'événement "obtenir un nombre pair". La partie associée est $A = \{2, 4, 6\}$.
L'événement contraire est \bar{A} : "obtenir un nombre impair" et la partie associée est $\bar{A} = \{1, 3, 5\}$.
2. Soit A l'événement "obtenir FACE". La partie associée est $A = \{\text{FACE}\}$.
L'événement contraire est \bar{A} : "obtenir PILE" et la partie associée est $\bar{A} = \{\text{PILE}\}$.
3. Soit A l'événement "avoir une note supérieure ou égale à 12". La partie associée est $A = [12, 20]$.
L'événement contraire est \bar{A} : "avoir une note strictement inférieure à 12", i.e. "avoir une note inférieure ou égale à 11" et la partie associée est $\bar{A} = [0, 11]$.

Définition 5.11 – On dit que l'événement A **implique** l'événement B si la réalisation de l'événement A implique celle de l'événement B . En terme ensembliste, cela signifie que A est inclus dans B :

$$A \text{ implique } B \iff A \subset B.$$

Exemple 5.12 – On considère l'expérience aléatoire suivante : on lance un dé à six faces deux fois de suite. Soit A l'événement "faire un 6 au premier lancer" et B l'événement "faire au moins un 6". Les parties associées sont

$$A = \{(6, 1), (6, 2), (6, 3), (6, 4), (6, 5), (6, 6)\} \quad \text{et}$$

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

Je constate bien que l'événement A implique l'événement B , puisque faire un 6 au premier lancer implique de faire au moins un 6, et que tous les éléments de A sont aussi des éléments de B .

Définition 5.13 – On dit que l'événement A **ou** B est réalisé si et seulement si au moins l'un des deux événements A ou B est réalisé. La partie associée est la **réunion** $A \cup B$.

Exemple 5.14 – On reprend l'expérience précédente. Soit A l'événement "faire un 3 au premier lancer" et B l'événement "faire un 5 au deuxième lancer". Les parties associées sont

$$A = \{(3, 1), (3, 2), (3, 3), (3, 4), (3, 5), (3, 6)\} \quad \text{et} \quad B = \{(1, 5), (2, 5), (3, 5), (4, 5), (5, 5), (6, 5)\}.$$

L'événement A **ou** B est "faire un 3 au premier lancer ou un 5 au deuxième" et la partie associée est

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

Définition 5.15 – On dit que l'événement A **et** B est réalisé si et seulement si les deux événements A et B sont réalisés. La partie associée est l'**intersection** $A \cap B$.

Exemple 5.16 – On reprend l'expérience précédente.

L'événement A **et** B est "faire un 3 au premier lancer et un 5 au deuxième" et la partie associée est

$$A \cap B = \{(3, 5)\}.$$

Définition 5.17 – On dit que deux événements A et B sont **incompatibles** si l'événement A **et** B est impossible. Autrement dit, les événements A et B sont incompatibles si et seulement si les parties A et B associées sont **disjointes**, i.e. vérifient $A \cap B = \emptyset$.

Exemple 5.18 – On reprend l'expérience précédente. Soit A l'événement "faire un 3 au premier lancer" et C l'événement "faire un 5 au premier lancer". A et C sont-ils incompatibles?

Je vérifie facilement que les deux parties A et C associées vérifient $A \cap C = \emptyset$.

Les événements A et C sont donc incompatibles.

Proposition 5.19 – Lois de Morgan

Soient A et B deux événements. Le passage au complémentaire transforme les intersections en réunions et inversement :

$$\overline{A \cap B} = \overline{A} \cup \overline{B} \quad \text{et} \quad \overline{A \cup B} = \overline{A} \cap \overline{B}.$$

Exemple 5.20 – On reprend l'expérience précédente.

L'événement contraire de A **ou** B est "ne faire ni un 3 au premier lancer, ni un 5 au deuxième".

Il correspond bien à l'événement \overline{A} et \overline{B} .

L'événement contraire de A **et** B est "ne pas faire un 3 au premier lancer et un 5 au deuxième".

Il correspond bien à l'événement \overline{A} ou \overline{B} .

On récapitule toutes ces notions dans le tableau suivant :

Terminologie probabiliste	Terminologie ensembliste	Notation
événement certain	ensemble dans sa totalité	Ω
événement impossible	ensemble vide	\emptyset
événement élémentaire	singleton	$\{\omega\}$
événement A	ensemble A	$A \subset \Omega$
événement contraire de A	complémentaire de A	$\overline{A} = \Omega \setminus A$
A ou B	A union B	$A \cup B$
A et B	A inter B	$A \cap B$
A et B incompatibles	A et B disjoints	$A \cap B = \emptyset$
ω réalise A	ω appartient à A	$\omega \in A$

II – Probabilités

Dans toute la suite du chapitre, Ω désigne un ensemble fini et $\mathcal{P}(\Omega)$ l'ensemble des parties de Ω .

Définition 5.21 – On appelle **probabilité** sur Ω (ou loi de probabilité) toute application $P : \mathcal{P}(\Omega) \rightarrow [0, 1]$ vérifiant

$$P(\Omega) = 1 \quad \text{et} \quad \text{pour tous événements incompatibles } A \text{ et } B, \quad P(A \cup B) = P(A) + P(B).$$

Pour tout $A \in \mathcal{P}(\Omega)$, $P(A)$ est appelée **probabilité de l'événement** A .



ATTENTION ! Une probabilité est par définition à valeurs dans $[0, 1]$.
Ainsi pour tout événement $A \in \mathcal{P}(\Omega)$,

$$0 \leq P(A) \leq 1.$$

On vérifie donc **SYSTÉMATIQUEMENT** que le résultat d'un calcul de probabilité est bien un nombre compris entre 0 et 1.

1 – Propriétés de base

Proposition 5.22

Soient A et B deux événements. Alors pour toute probabilité P ,

- $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$,
- $P(\emptyset) = 0$,
- si $A \subset B$ alors $P(A) \leq P(B)$.

Démonstration.

On utilise les deux propriétés de la définition d'une probabilité :

- Comme $\Omega = A \cup \bar{A}$, avec $A \cap \bar{A} = \emptyset$, alors $P(A) + P(\bar{A}) = P(\Omega) = 1$. Donc $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$.
- Il suffit d'appliquer le point précédent à $A = \Omega$: $P(\emptyset) = P(\bar{\Omega}) = 1 - P(\Omega) = 1 - 1 = 0$.
- Si $A \subset B$, alors $B = A \cup (B \setminus A)$ et $A \cap (B \setminus A) = \emptyset$. Donc $P(B) = P(A) + P(B \setminus A) \geq P(A)$.

□

Proposition 5.23 – Formule de Poincaré

Soient A et B deux événements. Dans le cas où les deux événements ne sont pas incompatibles, la probabilité de l'union est donnée par

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B).$$

Démonstration.

On décompose l'union en trois ensembles disjoints $A \cup B = (A \setminus B) \cup (A \cap B) \cup (B \setminus A)$. Comme ils sont disjoints,

$$P(A \cup B) = P(A \setminus B) + P(A \cap B) + P(B \setminus A).$$

Or en décomposant A et B de la même manière, $A = (A \setminus B) \cup (A \cap B)$ avec $(A \setminus B) \cap (A \cap B) = \emptyset$, on obtient $P(A) = P(A \setminus B) + P(A \cap B)$ et de la même manière $P(B) = P(B \setminus A) + P(A \cap B)$.

En conclusion, j'ai bien montré que

$$P(A) + P(B) - P(A \cap B) = P(A \setminus B) + P(A \cap B) + P(B \setminus A) + P(A \cap B) - P(A \cap B) = P(A \setminus B) + P(A \cap B) + P(B \setminus A),$$

i.e. $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$.

□

2 – Probabilités élémentaires

Théorème 5.24

Soit $A \in \mathcal{P}(\Omega)$ un événement. Si $A = \{\omega_1, \dots, \omega_n\}$, alors

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(\{\omega_i\}).$$

Exemple 5.25 – Un dé est truqué pour que le 6 apparaisse deux fois plus souvent que les autres faces qui, elles, ont toutes la même probabilité de tomber. Calculer $P(\{4, 5, 6\})$.

Les nombres 1, 2, 3, 4 et 5 ayant la même probabilité de tomber, il existe $\lambda \in [0, 1]$ tel que

$$\forall k \in \llbracket 1, 5 \rrbracket, \quad P(\{k\}) = \lambda.$$

De plus, le 6 apparaît deux fois plus souvent que les autres faces donc $P(\{6\}) = 2\lambda$. Par ailleurs

$$\sum_{k=1}^6 P(\{k\}) = P(\Omega) = 1 \quad \text{et} \quad \sum_{k=1}^6 P(\{k\}) = 5 \times \lambda + 2\lambda = 7\lambda.$$

D'où $\lambda = \frac{1}{7}$ et je peux déduire que $P(\{4, 5, 6\}) = P(\{4\}) + P(\{5\}) + P(\{6\}) = \lambda + \lambda + 2\lambda = 4\lambda = \frac{4}{7}$.

3 – Le cas de l'équiprobabilité

Définition 5.26 – Deux événements A et B sont dits **équiprobables** s'ils ont la même probabilité, c'est-à-dire si $P(A) = P(B)$. On parle de situation d'**équiprobabilité** lorsque tous les événements élémentaires sont équiprobables.

Remarque 5.27 – Les situations d'équiprobabilité sont très nombreuses. Par exemple le lancer d'une pièce ou d'un dé équilibré, le tirage au hasard d'une boule dans une urne (on dit souvent "indiscernables au toucher" pour supposer l'équiprobabilité), d'une carte dans un jeu, d'une personne dans un échantillon, etc. Il faut cependant bien faire attention à ne pas voir de l'équiprobabilité dans toutes les situations!

Remarque 5.28 – Loto et équiprobabilité

Le tirage du Loto est un exemple classique d'équiprobabilité : tous les numéros ont absolument la même chance d'être tirés. Par exemple, le tirage $\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ a la même probabilité de sortir que tous les autres, alors que peu de gens auraient l'idée de jouer ces six numéros.

Théorème 5.29

On suppose que l'on est en situation d'équiprobabilité.

- Pour tout $\omega \in \Omega$, $P(\{\omega\}) = \frac{1}{n}$ où $n = \text{Card}(\Omega)$.
- Pour tout $A \in \mathcal{P}(\Omega)$,

$$P(A) = \frac{\text{Card}(A)}{\text{Card}(\Omega)} = \frac{\text{nombre de cas favorables}}{\text{nombre de cas total}}.$$

Remarque 5.30 – On appelle **cardinal** d'un ensemble fini E son nombre d'éléments et on le note $\text{Card}(E)$ (ou $|E|$ ou encore $\#E$).

Exemple 5.31 – Déterminer les cardinaux suivants.

- $\text{Card}(\{0, 3, 7\}) = 3$
- $\text{Card}(\emptyset) = 0$
- $\text{Card}(\llbracket 1, n \rrbracket) = n$
- $\text{Card}(\llbracket 0, n \rrbracket) = n + 1$

III – Probabilités conditionnelles

1 – Définitions et propriétés

Définition 5.32 – Soit $A \in \mathcal{P}(\Omega)$ un événement tel que $P(A) \neq 0$. On appelle **probabilité conditionnelle de B sachant A** le nombre, noté $P_A(B)$, défini par

$$P_A(B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}.$$

Exemple 5.33 – On lance un dé cubique équilibré. On considère les événements suivants :

- A : "obtenir un nombre inférieur à 3",
- B : "obtenir un 5",
- C : "obtenir un 2".

Calculer $P_A(B)$ et $P_A(C)$ de deux façons différentes.

Première méthode : $P_A(B)$ correspond à la probabilité d'obtenir un 5 **sachant** que l'on a obtenu un nombre inférieur à 3, ce qui est évidemment impossible. D'où

$$P_A(B) = 0.$$

Aussi, $P_A(C)$ correspond à la probabilité d'obtenir un 2 sachant que l'on a obtenu un nombre inférieur à 3. Puisqu'il y a trois valeurs inférieures ou égales à 3, cela fait une chance sur trois d'obtenir un 2. Donc

$$P_A(C) = \frac{1}{3}.$$

Deuxième méthode : Comme $A = \{1, 2, 3\}$, $B = \{5\}$ et $C = \{2\}$, alors $A \cap B = \emptyset$ et $A \cap C = \{2\}$. Donc

$$P_A(B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{0}{\frac{1}{2}} = 0 \quad \text{et} \quad P_A(C) = \frac{P(A \cap C)}{P(A)} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{2}} = \frac{1}{6} \times \frac{2}{1} = \frac{1}{3}.$$

Proposition 5.34

Soit $A \in \mathcal{P}(\Omega)$ un événement tel que $P(A) \neq 0$. L'application

$$\begin{aligned} \mathcal{P}(\Omega) &\rightarrow [0, 1] \\ B &\mapsto P_A(B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} \end{aligned}$$

est une probabilité sur Ω .

Remarque 5.35 – En particulier, toutes les propriétés vues dans la Partie II s'appliquent à $P_A : B \mapsto P_A(B)$.

2 – Formule des probabilités composées

Si A et B sont deux événements de probabilité non nulle, alors par définition de $P_A(B)$ et de $P_B(A)$,

$$P(A \cap B) = P(A) \times P_A(B) \quad \text{et} \quad P(A \cap B) = P(B \cap A) = P(B) \times P_B(A).$$

On peut généraliser cette formule à un nombre arbitraire d'événements.

Proposition 5.36 – Formule des probabilités composées

Soient $A_1, \dots, A_n \in \mathcal{P}(\Omega)$ des événements tels que $P(A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}) \neq 0$. Alors

$$P(A_1 \cap \dots \cap A_n) = P(A_1) \times P_{A_1}(A_2) \times P_{A_1 \cap A_2}(A_3) \times \dots \times P_{A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}}(A_n).$$

Remarque 5.37 –

Dans le cas $n = 2$, on obtient la formule $P(A \cap B) = P(A) \times P_A(B)$.

Dans le cas $n = 3$, on obtient la formule $P(A \cap B \cap C) = P(A) \times P_A(B) \times P_{A \cap B}(C)$.

Exemple 5.38 – Une urne contient quatre boules rouges et six boules noires, indiscernables au toucher. On tire successivement et sans remise trois boules dans cette urne. Calculer la probabilité d'obtenir trois boules rouges.

Je note A_i l'événement "la i -ème boule tirée est rouge". Directement j'obtiens

$$P(A_1) = \frac{4}{10} = \frac{2}{5}.$$

$P(A_2)$ est moins évident car je ne connais pas la composition précise de l'urne lors du deuxième tirage. Cependant le calcul de $P_{A_1}(A_2)$ est facile :

$$P_{A_1}(A_2) = \frac{3}{9} = \frac{1}{3}.$$

De même,

$$P_{A_1 \cap A_2}(A_3) = \frac{2}{8} = \frac{1}{4}.$$

Par la formule des probabilités composées, j'obtiens alors

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = \frac{2}{5} \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{30}.$$

3 – Formule des probabilités totales

Définition 5.39 – Soient $A_1, \dots, A_n \in \mathcal{P}(\Omega)$ des événements. On dit que $\{A_1, \dots, A_n\}$ est un **système complet d'événements** si les deux conditions suivantes sont vérifiées :

$$\Omega = \bigcup_{i=1}^n A_i \quad \text{et} \quad \forall 1 \leq i < j \leq n, \quad A_i \cap A_j = \emptyset.$$

Exemple 5.40 –

- Si $A \in \mathcal{P}(\Omega)$, alors $\{A, \bar{A}\}$ est un système complet d'événements.
On lance un dé à six faces. On note A l'événement "obtenir un nombre pair".
Les ensembles associés sont $A = \{2, 4, 6\}$ et $\bar{A} = \{1, 3, 5\}$.
Ainsi $\{A, \bar{A}\}$ forme bien un système complet d'événements.
- Si $\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_n\}$, alors $\{\{\omega_1\}, \dots, \{\omega_n\}\}$ est un système complet d'événements.
Une urne contient quatre boules numérotées de 1 à 4.
Les événements A_1 : "obtenir un 1", A_2 : "obtenir un 2", A_3 : "obtenir un 3" et A_4 : "obtenir un 4" forment un système complet d'événements.

Théorème 5.41 – Formule des probabilités totales

Soit $\{A_1, \dots, A_n\}$ un système complet d'événements. Alors pour tout événement B ,

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

Si de plus pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $P(A_k) \neq 0$, alors

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

Remarque 5.42 –

Dans le cas $n = 2$, on note $\{A, \bar{A}\}$ et on obtient la formule $P(B) = P(A \cap B) + P(\bar{A} \cap B)$.

Dans le cas $n = 3$, on note $\{A_1, A_2, A_3\}$ et on obtient la formule $P(B) = P(A_1 \cap B) + P(A_2 \cap B) + P(A_3 \cap B)$.

Exemple 5.43 – Dans une population, une personne sur 10000 souffre d'une pathologie. Un laboratoire pharmaceutique met sur le marché un test sanguin. Celui-ci est positif chez 99% des malades mais aussi faussement positif chez 0.1% des personnes non atteintes.

Calculer la probabilité qu'un individu obtienne un résultat positif.

Je note Ω la population, M le sous-ensemble constitué des malades et T celui constitué des individus rendant le test positif. Alors

$$P(M) = \frac{1}{10000} = 0.0001, \quad P_M(T) = 0.99 \quad \text{et} \quad P_{\bar{M}}(T) = \frac{0.1}{100} = 0.001.$$

Par la formule des probabilités totales, comme $\{M, \bar{M}\}$ forme un système complet d'événements,

$$\begin{aligned} P(T) &= P(M \cap T) + P(\bar{M} \cap T) = P(M) \times P_M(T) + P(\bar{M}) \times P_{\bar{M}}(T) \\ &= 0.0001 \times 0.99 + 0.9999 \times 0.001 = 0.000099 + 0.0009999 = 0.0010989 \approx 0.0011, \quad \text{i.e. } 0.11\%. \end{aligned}$$

La probabilité pour l'individu testé d'obtenir un test positif est d'environ 0.11%.

Théorème 5.44 – Formule de Bayes

Soit $\{A_1, \dots, A_n\}$ un système complet d'événements et soit $B \in \mathcal{P}(\Omega)$ un événement.

On suppose que $\forall k \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $P(A_k) \neq 0$ et que $P(B) \neq 0$. Alors pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$,

$$P_B(A_i) = \frac{P(A_i \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A_i) \times P_{A_i}(B)}{\sum_{k=1}^n P(A_k) \times P_{A_k}(B)}.$$

Exemple 5.45 – On reprend l'exemple précédent. Un individu passe le test et obtient un résultat positif. Quelle est sa probabilité d'être malade? Qu'en conclure?

Je reprends les mêmes notations. Je cherche $P_T(M)$. Par la formule de Bayes,

$$P_T(M) = \frac{P(M \cap T)}{P(T)} = \frac{P(M) \times P_M(T)}{P(M) \times P_M(T) + P(\bar{M}) \times P_{\bar{M}}(T)} = \frac{0.000099}{0.0010989} = \frac{10}{111} \approx 0.09, \quad \text{i.e. } 9\%.$$

La personne n'a en réalité qu'à peine une chance sur dix d'être malade alors que le test est positif. Cela s'explique par le fait que la population de malades est extrêmement faible.

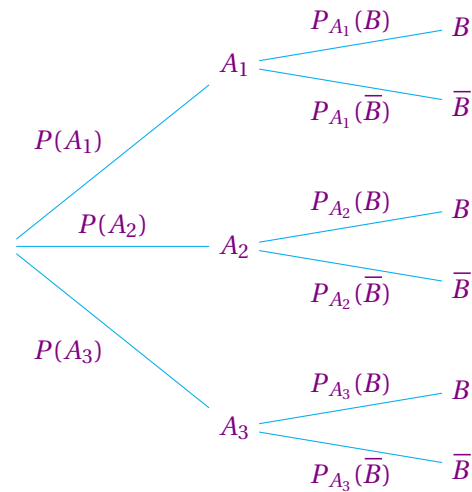
4 – Lien avec les arbres pondérés

Il est relativement commode de représenter une expérience aléatoire par un arbre pondéré et surtout de savoir utiliser cet arbre pour faire des calculs de probabilités.

On considère l'exemple ci-contre dont l'univers associé comporte six issues :

$$\Omega = \{A_1 \cap B, A_1 \cap \bar{B}, A_2 \cap B, A_2 \cap \bar{B}, A_3 \cap B, A_3 \cap \bar{B}\}.$$

Le but de ce paragraphe est d'illustrer les propriétés vues précédemment via un certain nombre de "règles" de calcul sur les arbres pondérés.



- **Règle 1 : La somme des probabilités des branches issues d'un même noeud est égale à 1.**

Cette règle illustre notamment le fait que la probabilité conditionnelle est bien une probabilité.

Dans l'exemple ci-dessus, on a par exemple

$$\begin{aligned} P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) &= 1, \\ P_{A_1}(B) + P_{A_1}(\bar{B}) &= 1, \quad \text{etc.} \end{aligned}$$

- **Règle 2 : La probabilité de l'événement représenté par un chemin est égal au produit des probabilités inscrites sur les branches de ce chemin.**

Cette règle illustre la formule des probabilités composées. Dans l'exemple ci-dessus, on a par exemple

$$\begin{aligned} P(A_1 \cap B) &= P(A_1) \times P_{A_1}(B), \\ P(A_2 \cap \bar{B}) &= P(A_2) \times P_{A_2}(\bar{B}), \quad \text{etc.} \end{aligned}$$

- **Règle 3 : La probabilité d'un événement est égale à la somme des probabilités des chemins qui mènent à cet événement.**

Cette règle illustre la formule des probabilités totales. Dans l'exemple ci-dessus, on a par exemple

$$P(B) = P(A_1) \times P_{A_1}(B) + P(A_2) \times P_{A_2}(B) + P(A_3) \times P_{A_3}(B).$$

Exemple 5.46 – Un élève a beaucoup de mal à se réveiller le matin. Aussi, pour parer à toute éventualité, il programme son réveil à trois horaires h_1 , h_2 et h_3 . Il se réveille à l'heure h_1 avec probabilité $\frac{1}{3}$ et à l'heure h_2 avec probabilité $\frac{1}{4}$. Lorsqu'il se réveille à l'heure h_1 , la probabilité qu'il arrive à l'heure en classe est de 95%. Lorsqu'il se réveille à l'heure h_2 , la probabilité qu'il arrive en retard en classe est de 10%. Enfin, lorsqu'il se réveille à l'heure h_3 , la probabilité qu'il arrive en retard en classe est de 30%. Quelle est la probabilité que l'élève soit en retard ?

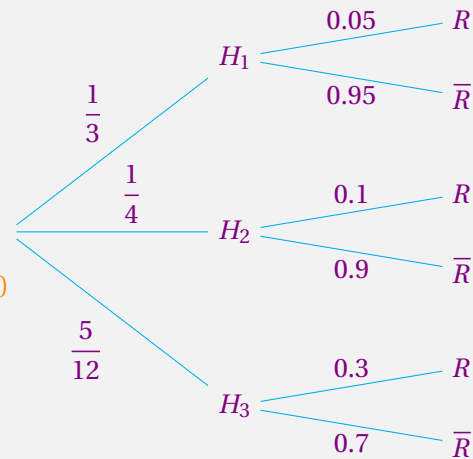
Je représente l'expérience par un arbre pondéré.

Je note R l'événement "l'élève est en retard en classe" et pour $k \in \{1, 2, 3\}$, H_k les événements "l'élève se réveille à l'heure h_k ".

Comme $\{H_1, H_2, H_3\}$ forme un système complet d'événements, d'après la formule des probabilités totales (correspondant à la règle 3),

$$\begin{aligned} P(R) &= P(H_1) \times P_{H_1}(R) + P(H_2) \times P_{H_2}(R) + P(H_3) \times P_{H_3}(R) \\ &= \frac{1}{3} \times \frac{5}{100} + \frac{1}{4} \times \frac{10}{100} + \frac{5}{12} \times \frac{30}{100} = \frac{10 + 15 + 75}{600} = \frac{1}{6}. \end{aligned}$$

L'élève arrive donc en retard avec une probabilité égale à $\frac{1}{6}$.



Remarque 5.47 – On peut toujours faire un arbre pondéré mais contrairement aux exigences du baccalauréat, il ne suffit plus pour la justification des calculs. Les règles énoncées ci-dessus ne sont finalement qu'une bonne représentation visuelle des propriétés énoncées précédemment.

IV – Indépendance

1 – Indépendance de deux événements

Définition 5.48 – Soient $A, B \in \mathcal{P}(\Omega)$ deux événements. On dit que A et B sont **indépendants** lorsque

$$P(A \cap B) = P(A) \times P(B).$$

Remarque 5.49 – Il est facile de voir que deux événements A et B sont indépendants si et seulement si $P_B(A) = P(A)$ ou de manière équivalente si et seulement si $P_A(B) = P(B)$. Autrement dit, deux événements A et B sont indépendants si la donnée de l'information " B est réalisé" (resp. " A est réalisé") n'influe pas sur la réalisation de A (resp. B). On retrouve donc bien une notion intuitive d'indépendance.

Remarque 5.50 – Les probabilités et les préjugés des joueurs

À la roulette, la boule s'arrête au hasard sur un numéro rouge ou un numéro noir. Dans des ouvrages sur la roulette, on lit que la plus longue "série" (c'est-à-dire suite de résultats de même couleur) que l'on ait observée a été de 24 rouges ou de 24 noirs. Beaucoup de joueurs, s'ils observent un jour une série de 24 rouges n'hésitent pas à conclure que le noir doit forcément sortir au coup suivant "puisque'il n'y a jamais eu de série de 25..." Mais comme l'écrivait le mathématicien Joseph Bertrand, "la roulette n'a ni conscience, ni mémoire..."

Au Loto, les numéros les moins souvent obtenus lors des tirages précédents ont-ils plus de chances de sortir au tirage suivant? Le hasard réserve bien des surprises : par exemple, le numéro 22 n'est sorti comme numéro complémentaire qu'après 344 tirages, c'est-à-dire plus de six ans après le premier tirage du Loto (le 19 mai 1976)...

Le "bon sens" devrait suffire à persuader les joueurs que les coups successifs de la roulette, comme les tirages successifs du Loto sont indépendants les uns des autres.

Exemple 5.51 – On lance un dé cubique et on considère les événements :

- A : "le résultat obtenu est inférieur ou égal à 2",
- B : "le résultat obtenu est supérieur ou égal à 4".

Déterminer si A et B sont indépendants dans les deux cas suivants.

- **Cas d'un dé équilibré :**

$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ et les parties associées sont $A = \{1, 2\}$ et $B = \{4, 5, 6\}$, donc $A \cap B = \emptyset$. Ainsi

$$P(A) \times P(B) = \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{6} \neq 0 = P(A \cap B).$$

Donc les événements A et B ne sont pas indépendants.

- **Cas d'un dé pipé :** On considère un dé qui permet d'obtenir 1 avec la probabilité 1.

Puisque le dé permet d'obtenir 1 avec probabilité 1 alors la probabilité d'obtenir n'importe quel autre nombre est 0. Ainsi

$$P(A) \times P(B) = 1 \times 0 = 0 = P(A \cap B).$$

Donc les événements A et B sont indépendants.

Remarque 5.52 – La notion d'indépendance dépend donc de la probabilité P étudiée.

2 – Indépendance d'une famille d'événements

Définition 5.53 – Soient A_1, \dots, A_n des événements. On dit que A_1, \dots, A_n sont **mutuellement indépendants** si

$$\forall I \subset \llbracket 1, n \rrbracket, \quad P\left(\bigcap_{i \in I} A_i\right) = \prod_{i \in I} P(A_i).$$

Exemple 5.54 – Avec quatre événements A_1, A_2, A_3 et A_4 , on dit que les événements A_1, A_2, A_3 et A_4 sont mutuellement indépendants lorsque l'on a les 11 égalités suivantes :

- $P(A_1 \cap A_2) = P(A_1) \times P(A_2), \quad P(A_1 \cap A_3) = P(A_1) \times P(A_3), \quad P(A_1 \cap A_4) = P(A_1) \times P(A_4),$
 $P(A_2 \cap A_3) = P(A_2) \times P(A_3), \quad P(A_2 \cap A_4) = P(A_2) \times P(A_4), \quad P(A_3 \cap A_4) = P(A_3) \times P(A_4),$
- $P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = P(A_1) \times P(A_2) \times P(A_3), \quad P(A_1 \cap A_2 \cap A_4) = P(A_1) \times P(A_2) \times P(A_4),$
 $P(A_1 \cap A_3 \cap A_4) = P(A_1) \times P(A_3) \times P(A_4), \quad P(A_2 \cap A_3 \cap A_4) = P(A_2) \times P(A_3) \times P(A_4),$
- $P(A_1 \cap A_2 \cap A_3 \cap A_4) = P(A_1) \times P(A_2) \times P(A_3) \times P(A_4).$

Exemple 5.55 – On lance deux fois un dé équilibré et on considère les événements suivants.

- A : "le premier chiffre est pair",
- B : "le second chiffre est impair",
- C : "la somme des chiffres est paire".

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

Je trouve les parties associées avant de me lancer dans les calculs :

- $A = \{(2, 1), (2, 2), \dots, (2, 6), (4, 1), (4, 2), \dots, (4, 6), (6, 1), (6, 2), \dots, (6, 6)\},$
- $B = \{(1, 1), (2, 1), \dots, (6, 1), (1, 3), (2, 3), \dots, (6, 3), (1, 5), (2, 5), \dots, (6, 5)\},$
- $C = \{(1, 1), (1, 3), (1, 5), (2, 2), (2, 4), (2, 6), \dots, (6, 2), (6, 4), (6, 6)\}.$

Je calcule les intersections des trois événements :

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

Je vérifie les équations :

- $P(A \cap B) = \frac{9}{36} = \frac{1}{4} \quad \text{et} \quad P(A) \times P(B) = \frac{18}{36} \times \frac{18}{36} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4},$
- $P(A \cap C) = \frac{9}{36} = \frac{1}{4} \quad \text{et} \quad P(A) \times P(C) = \frac{18}{36} \times \frac{18}{36} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4},$
- $P(B \cap C) = \frac{9}{36} = \frac{1}{4} \quad \text{et} \quad P(B) \times P(C) = \frac{18}{36} \times \frac{18}{36} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4},$
- **MAIS** $P(A \cap B \cap C) = 0$ alors que $P(A) \times P(B) \times P(C) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8} \neq 0.$

Les événements A, B et C ne sont donc pas mutuellement indépendants.

Théorème 5.56

Soient $A_1, \dots, A_n \in \mathcal{P}(\Omega)$ des événements mutuellement indépendants.

Soient $B_1, \dots, B_n \in \mathcal{P}(\Omega)$ des événements tels que $\forall i \in \llbracket 1, n \rrbracket, B_i \in \{A_i, \bar{A}_i\}.$

Alors les événements B_1, \dots, B_n sont également mutuellement indépendants.

Exemple 5.57 – Si A, B, C sont mutuellement indépendants, alors A, \bar{B}, C aussi, ou encore \bar{A}, B, C , etc.