
CHAPITRE 12 PROBABILITÉS.

1 Généralités (rappels)

Les probabilités s'occupent de phénomènes aléatoires, c'est à dire qui sont liés au hasard.

1.1 Vocabulaire

Définition : On appelle expérience aléatoire, une expérience dont les résultats, non tous identiques, sont prévisibles, mais dont on ne sait pas à l'avance lequel va se produire. Les résultats possibles d'une épreuve de l'expérience aléatoire sont appelés les issues.

Mathématiquement, pour modéliser une expérience aléatoire, on représente la globalité des issues par un ensemble appelé univers et noté Ω ; chacun des éléments de cet ensemble représentant une issue possible, ces issues étant toutes possibles et incompatibles entre elles deux à deux.

Le choix d'un tel ensemble n'est pas unique.

Exemple : Jet d'un dé à six faces : $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$

Jet d'une pièce : $\Omega = \{ "Pile", "Face" \}$

Définition : On appelle événement la réalisation d'une propriété lors d'une expérience aléatoire. Pour un univers déterminé, on appelle aussi événement l'ensemble des issues qui réalisent cette propriété. Lors d'une épreuve, en fonction de l'issue la propriété sera réalisée ou non.

Exemple : Lorsque l'on jette un dé à six faces numérotées de 1 à 6, la propriété « être un nombre impair » correspond à l'événement A « le jet de dé a donné un nombre impair »; il est réalisé pour les issues 1; 3 et 5.

Définition : On appelle événement tout sous ensemble A de l'univers.

Exemple : En choisissant comme univers : $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ lors du lancer d'un dé à 6 faces, l'événement A correspondant à la propriété « le nombre sorti est impair » sera le sous ensemble $A = \{1; 3; 5\}$.

Définition : On dit qu'un événement A est élémentaire, si une seule issue le réalise.

Définition : Ω est l'événement certain et \emptyset l'événement impossible.

L'événement contraire \bar{A} est l'événement qui a lieu quand l'événement A n'a pas lieu.

L'événement $A \cup B$ est l'événement qui a lieu quand l'événement A ou (non exclusif) l'événement B a lieu.

L'événement $A \cap B$ est l'événement qui a lieu quand l'événement A et l'événement B ont lieu simultanément.

Si $A \cap B = \emptyset$, alors les événements A et B sont dits incompatibles : cela veut dire qu'ils ne peuvent pas avoir lieu simultanément.

Exemples : Toujours, en lançant un dé, l'événement \bar{A} correspondant à la propriété « le chiffre sorti est pair » est l'événement contraire de l'événement A associé à la propriété « le chiffre sorti est impair ».

Dans le tirage au sort d'une carte d'un jeu de 32 cartes, l'événement $A \cup B$, constitué de l'événement A associé à la propriété « un roi est sorti » et de l'événement B associé à « la couleur sortie est rouge », est le sous ensemble $A \cup B = \{RCa; RCo; RTr; RPi; DCa, DCo, VCa, VCo, 10Ca, 10Co, 9Ca, 9Co, 8Ca, 8Co, 7Ca, 7Co, ACa, ACo\}$ par contre l'événement l'événement $A \cap B = \{RCa; RCo\}$

Les évènements C : « la carte sortie est un trèfle » et l'évènement D : « la carte sortie est un cœur » sont incompatibles.

1.2 Probabilité

Définition : Soit Ω un univers fini. On appelle probabilité, une application P qui associe à chaque événement A de Ω un nombre réel $P(A)$ de $[0;1]$, et qui soit telle que :

$$P(\Omega) = 1$$

Pour tout événement A tel que : $A \subset \Omega$, $P(A) \geq 0$.

Si A_1, A_2, \dots, A_n sont n événements deux à deux incompatibles, alors : $P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{k=0}^n P(A_k)$.

Propriété : Soit Ω un univers fini, sur lequel on définit une probabilité P.

La probabilité d'un événement A est la somme des probabilités des événements élémentaires ω_i qui le constituent.

Exemple : Revenons au lancer de dé, dont la loi de probabilité est :

Modalité	1	2	3	4	5	6
Probabilité	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$

Alors la probabilité de l'événement A : « le nombre sorti est impair » est : $p(A) = p(1) + p(3) + p(5) = \frac{3 \times 1}{6} = \frac{1}{2}$.
Si maintenant le dé est truqué et suit la probabilité :

Modalité	1	2	3	4	5	6
Probabilité	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{12}$

Alors la probabilité de l'événement A : « le nombre sorti est impair » est : $p(A) = p(1) + p(3) + p(5) = \frac{1}{12} + \frac{1}{12} + \frac{1}{6} = \frac{1}{3}$.

Propriétés : On a alors :

- (i) $P(\emptyset) = 0$
- (ii) $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$
- (iii) $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
- (iv) Si $A \subseteq B$, alors $P(A) \leq P(B)$.

Propriété : On considère une expérience aléatoire dont les issues sont équiprobables.

Alors la probabilité d'un événement A est : $p(A) = \frac{\text{nombre d'éléments de } A}{\text{nombre d'éléments de } \Omega} = \frac{\text{nombre de cas favorables}}{\text{nombre de cas possibles}}$.

Exemple : Avec le dé à 6 faces non truqué et l'événement A de l'exemple précédent : $p(A) = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$.

Attention!!! Cette formule devient fausse dès que l'on n'a pas équiprobabilité.

Contre-exemple : Avec le dé à 6 faces truqué et l'événement A de l'exemple précédent, on aurait avec cette formule :

$\frac{3}{6} = \frac{1}{2}$, ce qui ne correspond à la probabilité trouvée ci-dessus!

1.3 Variables aléatoires

Définition : Soit Ω un univers fini.

Une variable aléatoire X sur Ω est une application de Ω dans \mathbb{R} telle qu'à toute issue ω de Ω , on associe un réel x telle que pour tout $x \in \mathbb{R}$, l'ensemble des $\omega \in \Omega$ tels que $X(\omega) = x$ soit un événement de Ω , que l'on note $X = x$.

Remarque : Cette condition imposée à la variable aléatoire est toujours vérifiée lorsque l'univers est fini. On peut retenir qu'une variable aléatoire X sur Ω est une fonction qui associe à chaque issue de Ω un réel.

Exemple : Dans le lancé de deux dés, on peut définir la variable aléatoire S qui à chaque issue associe la somme des deux dés.

Dans le lancé d'une pièce non truquée, dont les issues sont pile/face, on peut définir une variable aléatoire X prenant la valeur 0 lorsque l'issue est pile et 1 quand l'issue est face.

Définition : Soit Ω un univers fini, sur lequel on a défini une loi de probabilité P .

On note x_1, x_2, \dots, x_n les valeurs prises par une variable aléatoire X sur Ω .

On définit une loi de probabilité pour la variable X , en définissant pour chaque x_i la probabilité de l'événement $X = x_i$ comme la probabilité de l'ensemble des issues ayant pour image x_i par X .

Exemple : Sur une pièce non truquée et équilibrée, sans tranche, qu'on lance deux fois, en définissant la variable X comme le nombre d'apparition de piles.

x_i	0	1	2
$P(X = x_i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

Définition : Soit Ω un univers fini, sur lequel on a défini une loi de probabilité P .

On note x_1, x_2, \dots, x_n les valeurs prises par une variable aléatoire X sur Ω , de loi de probabilité définie par $P(X = x_i) = p_i$ pour $1 \leq i \leq n$.

L'espérance de X est le réel $E(X)$ défini par : $E(X) = \sum_{i=1}^n p_i x_i$.

La variance de X est le réel $V(X)$ défini par : $V(X) = \sum_{i=1}^n p_i (x_i - E(X))^2$.

L'écart-type de X est le réel $\sigma(X)$ défini par : $\sigma(X) = \sqrt{V(X)}$.

Propriété (formule de Koenig-Huygens) : On a : $V(X) = \sum_{i=1}^n p_i x_i^2 - (E(X))^2$.

2 Conditionnement et indépendance

2.1 Conditionnement

2.1.1 Probabilité conditionnelle

Exemple introductif : Dans une classe de 35 élèves, 25 sont des filles. 15 élèves sont demi-pensionnaires, dont 10 filles. Un élève est interrogé au hasard par un surveillant.

1. Quelle est la probabilité que ce soit une fille ? un demi-pensionnaire ? un demi-pensionnaire féminin ?

$$p(F) = \frac{25}{35} = \frac{5}{7}$$

$$p(DP) = \frac{15}{35} = \frac{3}{7}$$

$$p(DP \cap F) = \frac{10}{35} = \frac{2}{7}$$

2. Le surveillant voit que c'est une fille. Quelle est la probabilité que ce soit une demi-pensionnaire.

Il y a 10 filles sur les 25 qui sont demi-pensionnaires la probabilité que ce soit une demi-pensionnaire sachant que c'est une fille est donc de : $\frac{10}{25} = \frac{2}{5}$.

Généralisation de l'approche statistique : On considère une expérience aléatoire et un événement B relatif à cette expérience, de probabilité non nulle. On considère également un deuxième événement A .

On considère une urne de Bernoulli relative à cette épreuve contenant N boules dont b sont marquées B et a marquées A . On sait de plus que s boules sont marquées à la fois A et B .

On a : $P(B) = \frac{b}{N}$, $P(A) = \frac{a}{N}$ et $P(A \cap B) = \frac{r}{N}$.

Si maintenant on sait que l'événement B est réalisé, c'est à dire qu'il ne reste plus que dans l'urne que des boules marquées B , on a, en notant $P_B(A)$ la probabilité de A sachant B : $P_B(A) = \frac{r}{b}$.

Comme : $\frac{r}{b} = \frac{\frac{r}{N}}{\frac{b}{N}}$, on obtient : $P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$

Théorème Définition : Soit Ω un univers fini sur lequel on définit une probabilité P . Soit B un événement de Ω tel que $P(B) \neq 0$. Soit A un événement de Ω .

L'application P_B qui à $A \in \Omega$ fait correspondre le nombre $P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$ est une probabilité sur Ω .

Le nombre $P_B(A)$ est appelé probabilité de A sachant B . Ce nombre est parfois abusivement noté $P(A|B)$.

Preuve : $P_B(B) = \frac{P(B \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} = 1$

$P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \geq 0$, car P est une probabilité.

Soit $(A_i)_{1 \leq i \leq n}$ des événements de Ω , incompatibles deux à deux.

$$P_B \left(\bigcup_{i=1}^n A_i \right) = \frac{P \left(\left(\bigcup_{i=1}^n A_i \right) \cap B \right)}{P(B)} = \frac{P \left(\bigcup_{i=1}^n (A_i \cap B) \right)}{P(B)}$$

Or les événements $(A_i \cap B)_{1 \leq i \leq n}$ sont deux à deux incompatibles puisque les $(A_i)_{1 \leq i \leq n}$ le sont.

Comme P est une probabilité, on a : $P \left(\bigcup_{i=1}^n (A_i \cap B) \right) = \sum_{i=1}^n P(A_i \cap B)$.

D'où : $P_B \left(\bigcup_{i=1}^n A_i \right) = \frac{\sum_{i=1}^n P(A_i \cap B)}{P(B)} = \sum_{i=1}^n \frac{P(A_i \cap B)}{P(B)} = \sum_{i=1}^n P_B(A_i)$ et donc P_B est bien une probabilité. \square

Propriété :

$$- P_B(B) = 1$$

$$- P_B(\emptyset) = 0$$

$$- P_B(\bar{A}) = 1 - p_B(A)$$

Preuve : Découle du fait que P_B est une probabilité \square

2.1.2 Formule des probabilités totales

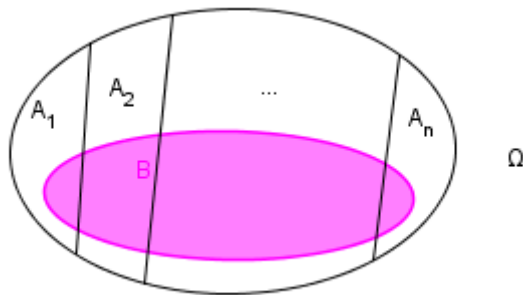
Théorème (Formule des probabilités totales) : Soit Ω un univers fini sur lequel on définit une probabilité P . Soit $(A_i)_{1 \leq i \leq n}$ des événements de Ω de probabilités non nulles réalisant une partition de Ω .

Soit B un événement de Ω .

Alors : $p(B) = \sum_{i=1}^n p(B \cap A_i) = \sum_{i=1}^n p_{A_i}(B)p(A_i)$.

En particulier, si A est un événement de Ω tel que $P(A) \neq 0$, alors : $p(B) = p(B \cap A) + p(B \cap \bar{A})$.

Preuve :



Les événements $(A_i)_{1 \leq i \leq n}$ sont deux à deux incompatibles et leur réunion est Ω .

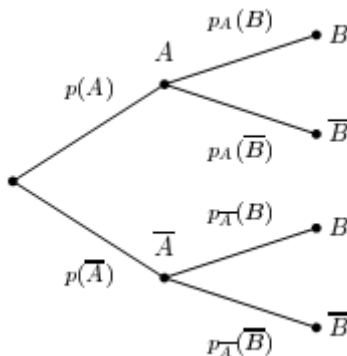
Donc $(A_i \cap B)_{1 \leq i \leq n}$ sont deux à deux incompatibles et $\bigcup_{i=1}^n (A_i \cap B) = \left(\bigcup_{i=1}^n A_i \right) \cap B = \Omega \cap B = B$.

D'où : $p(B) = \sum_{i=1}^n p(A_i \cap B)$.

De plus pour $1 \leq i \leq n$, on a : $p_{A_i}(B) = \frac{p(B \cap A_i)}{p(A_i)}$, d'où la deuxième expression de $p(B)$. \square

2.1.3 Représentation à l'aide d'un arbre pondéré

La construction d'un arbre pondéré aide à visualiser les choses et est une preuve pour les calculs de probabilités au bac.



Dans un arbre pondéré, chaque branche relie deux noeuds. Sur chaque branche, on note la probabilité correspondante. La somme des probabilités des branches partant d'un noeud fait toujours 1.

Un chemin correspond à une suite de branches. Pour calculer la probabilité d'un chemin on multiplie les probabilités des branches qui le composent entre elles.

Pour connaître la probabilité de B on utilise la formule des probabilités totales.

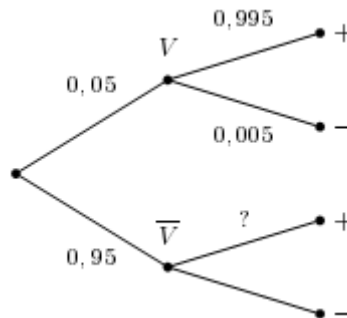
Exemple : Une étude à grande échelle a permis de montrer que dans une population 5% des individus présentent les symptômes d'un virus.

Un test A a été élaboré pour savoir si un individu est contaminé. On constate que 7,825 % de la population est positive à ce test.

Un autre test a permis de montrer que 99,5 % des personnes ayant les symptômes sont positives au test A.

Quelle est la probabilité qu'une personne soit positive au test A tout en ne présentant pas les symptômes ?

On peut schématiser la situation comme suit :



$$\begin{aligned} p(+) &= p(+ \cap V) + p(+ \cap \bar{V}) \\ &= p_V(+)p(V) + p_{\bar{V}}(+)p(\bar{V}) \end{aligned}$$

$$\text{D'où : } p_{\bar{V}}(+) = \frac{p(+) - p_V(+)p(V)}{p(\bar{V})} = \frac{0,07825 - 0,995 \times 0,05}{0,95} = 0,03$$

2.2 Indépendance

2.2.1 Indépendance de deux événements

Définition : Soit Ω un univers fini sur lequel on définit une probabilité P . Soit A et B deux événements de Ω . On dit que A et B sont deux événements indépendants si $P(A \cap B) = P(A) \times P(B)$

Propriété : Soit Ω un univers fini sur lequel on définit une probabilité P . Soit A et B deux événements de Ω de probabilités non nulles.

A et B sont deux événements indépendants ssi $P_A(B) = P(B)$ et $P_B(A) = P(A)$.

Remarque : Cela revient à dire que la connaissance de l'événement A n'influe pas sur la probabilité de l'événement B et inversement.

Preuve : Si A et B sont deux événements indépendants de Ω , on a : $P(A \cap B) = P(A) \times P(B)$.

D'où, comme $P(A) \neq 0$, on a : $P_A(B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{P(A)P(B)}{P(A)} = P(B)$ et de même pour $P_B(A)$.

Réciproquement, si $P_A(B) = P(B)$ et $P_B(A) = P(A)$ alors $P(A \cap B) = P_A(B) \times P(A) = P(A) \times P(B)$ et les événements A et B sont indépendants.

Propriété : Si A et B sont deux événements indépendants d'un univers Ω fini, muni d'une probabilité P , alors :

A et \bar{B} sont indépendants ;

\bar{A} et B sont indépendants ;

\bar{A} et \bar{B} sont indépendants.

Preuve : A et B sont deux événements indépendants, d'où : $P(A \cap B) = P(A) \times P(B)$.

D'après la formule des probabilités totales :

$p(A) = p(A \cap B) + p(A \cap \bar{B})$, d'où : $p(A \cap \bar{B}) = p(A) - p(A \cap B) = p(A)(1 - p(B)) = p(A)p(\bar{B})$.

Idem pour les autres. \square

Exemple 1 : Une urne contient cinq boules rouges numérotées de 1 à 5, quatre boules bleues numérotées de 6 à 9 et 2 boules vertes numérotées 10 et 11.

On tire deux boules simultanément dans l'urne.

On considère les événements : A : « les deux boules sont de même couleur » et B : « les deux boules ont des numéros impairs ».

Ces deux événements sont-ils indépendants ?

L'univers correspond aux combinaisons de deux boules parmi 11, soit $\binom{11}{2} = \frac{11!}{9!2!} = 55$.

A est réalisé par tout tirage comprenant 2 boules rouges : il y a $\binom{5}{2} = \frac{5!}{3!2!} = 10$ possibilités

ou 2 boules bleues : il y a $\binom{4}{2} = \frac{4!}{2!2!} = 6$ possibilités

ou 2 boules vertes : il y a $\binom{2}{2} = 1$ possibilité

soit au total $10 + 6 + 1 = 17$, d'où : $p(A) = \frac{17}{55}$

B est réalisé lorsque les deux boules comprennent un numéro impair : il y a $\binom{6}{2} = \frac{6!}{4!2!} = 15$ possibilités, d'où :

$$p(B) = \frac{15}{55} = \frac{3}{11}.$$

$A \cap B$ est réalisé par tout tirage comprenant 2 boules rouges et des numéros impairs soit $\binom{3}{2} = \frac{3!}{1!2!} = 3$ possibilités

ou encore 2 boules bleues et des numéros impairs soit $\binom{2}{2} = \frac{2!}{0!2!} = 1$ possibilité

ou encore 2 boules vertes et des numéros impairs, ce qui ne peut pas se produire.

D'où : $p(A \cap B) = \frac{4}{55} = \frac{44}{605}$.

Or $p(A) \times p(B) = \frac{17}{55} \times \frac{3}{11} = \frac{51}{605}$, et donc $p(A \cap B) \neq p(A) \times p(B)$ et les deux événements ne sont pas indépendants.

Exemple 2 : On considère le lancé d'une pièce sans tranche non truquée. On la lance deux fois. On regarde les événements A : « on obtient pile au 1er lancer » et B : « on obtient pile au deuxième lancer ». Ces événements sont-ils indépendants ?

L'univers est constitué des 4 issues, équiprobables : $\{PP, PF, FF, FP\}$

L'événement A a lieu pour PP et PF , donc $p(A) = \frac{1}{2}$.

L'événement B a lieu pour FP et PP , donc $p(B) = \frac{1}{2}$.

L'événement $A \cap B$ a lieu pour PP donc $p(A \cap B) = p(A) \times p(B)$ et les événements A et B sont indépendants.

Remarque : Deux événements incompatibles, de probabilités non nulles, sont toujours dépendants.

En effet, soit A et B deux tels événements. On a : $p(A \cap B) = 0$ et $p(A) \times p(B) \neq 0$. D'où le résultat.

2.2.2 Indépendance de deux variables aléatoires

Définition : Soit X et Y deux variables aléatoires définies sur un univers Ω .

Soit $(x_i)_{1 \leq i \leq n}$ et $(y_i)_{1 \leq i \leq p}$ les valeurs prises respectivement par X et Y.

Les variables aléatoires X et Y sont dites indépendantes si pour tout $1 \leq i \leq n$ et tout $1 \leq j \leq p$ les événements $X = x_i$ et $Y = y_j$ sont indépendants.

Exemple (d'après G.Costantini) : On lance deux dés tétraédriques. On note S leur somme et P leur produit.

Décrire par un tableau la loi de probabilité de (S,P)

Les variables aléatoires S et P sont elles indépendantes ?

S	1	2	3	4
1	2	3	4	5
2	3	4	5	6
3	4	5	6	7
4	5	6	7	8

P	1	2	3	4
1	1	2	3	4
2	2	4	6	8
3	3	6	9	12
4	4	8	12	16

Soit en résumé :

(S,P)	1	2	3	4
1	(2; 1)	(3; 2)	(4; 3)	(5; 4)
2	(3; 2)	(4; 4)	(5; 6)	(6; 8)
3	(4; 3)	(5; 6)	(6; 9)	(7; 12)
4	(5; 4)	(6; 8)	(7; 12)	(8; 16)

(S,P)	1	2	3	4	6	8	9	12	16	Loi de S
2	$\frac{1}{16}$	0	0	0	0	0	0	0	0	$\frac{1}{16}$
3	0	$\frac{1}{8}$	0	0	0	0	0	0	0	$\frac{1}{8}$
4	0	0	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{16}$	0	0	0	0	0	$\frac{3}{16}$
5	0	0	0	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	0	0	0	0	$\frac{1}{4}$
6	0	0	0	0	0	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{16}$	0	0	$\frac{3}{8}$
7	0	0	0	0	0	0	0	$\frac{1}{8}$	0	$\frac{1}{8}$
8	0	0	0	0	0	0	0	0	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{16}$
Loi de P	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{16}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{16}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{16}$	1

On a : $p(S = 4) = \frac{3}{16}$ et $p(P = 4) = \frac{3}{16}$, d'où : $p(S = 4) \times p(P = 4) = \frac{9}{256}$

et $p((S = 4) \cap (P = 4)) = \frac{1}{16}$

Donc les variables aléatoires S et P ne sont pas indépendantes.

Remarque : Lorsque deux variables X et Y sont indépendantes, la connaissance des lois de X et Y permet d'en déduire la loi du couple $(X; Y)$. Ainsi si $(x_i)_{1 \leq i \leq n}$ et $(y_i)_{1 \leq i \leq p}$ sont les valeurs prises respectivement par X et Y, on a : $p((X; Y) = (x_i; y_j)) = p(X = x_i) \times p(Y = y_j)$.

2.2.3 Modélisation d'expériences indépendantes

Définition : Une expérience aléatoire \mathcal{E} est constituée de n expériences partielles successives $(\mathcal{E}_i)_{1 \leq i \leq n}$ dont les résultats ne dépendent pas des issues des expériences les ayant précédées. On dit alors que ces expériences partielles sont indépendantes.

On note Ω_i l'univers correspondant à l'expérience \mathcal{E}_i et P_i une probabilité définie sur cet univers et modélisant l'expérience, i variant de 1 à n .

Un résultat de \mathcal{E} est la donnée d'un n-uplet de résultats (a_1, a_2, \dots, a_n) obtenus aux expériences $(\mathcal{E}_i)_{1 \leq i \leq n}$.

On décide que :

Dire que les n épreuves \mathcal{E}_i sont indépendantes, revient à pouvoir modéliser l'expérience \mathcal{E} par une loi de probabilité

P telle que : $P((a_1, a_2, \dots, a_n)) = \prod_{i=1}^n P_i(a_i)$.

Exemple : On tire dans une urne contenant 10 boules numérotées de 0 à 9 puis on tire une carte dans un jeu de 32 cartes. Quelle est la probabilité d'avoir un chiffre d'au plus 3 et un roi ?

Les deux expériences sont indépendantes.

On note P cette probabilité. On a $P = \frac{3}{10} \times \frac{4}{32} = \frac{3}{80}$.

Définition : Lorsque toutes les expériences partielles sont identiques on parle alors d'épreuves successives.

Exemple : On considère que la probabilité d'avoir un garçon est la même que celle d'avoir une fille lors d'une naissance.

Quelle est la probabilité d'avoir 4 garçons au cours de 4 naissances successives ?

Quelle est la probabilité d'avoir des naissances alternées.

On peut considérer que cela revient à réaliser 4 épreuves d'une expérience aléatoire.

$$P((G, G, G, G)) = \left(\frac{1}{2}\right)^4 = \frac{1}{16}.$$

Avoir des naissances alternées est réalisé par 2 issues : (G, F, G, F) et (F, G, F, G) .

$$P(\text{naissances alternées}) = 2 \left(\frac{1}{2}\right)^4 = \frac{1}{8}.$$