

Plan

.

Ce cours provient de l'ouvrage **initiation aux probabilités** de Sheldon Ross, édité aux Presses Polytechniques et universitaires romanes

- Ensemble fondamental et événements
- Probabilité
- Probabilités conditionnelles
- Formules des probabilités totales
- Loi de Bayes
- Variables aléatoires

Ensemble fondamental

On considère une expérience dont l'issue n'est pas prévisible mais dont l'ensemble des résultats possibles (on dit aussi **issues**) est connu et appelé **ensemble fondamental**, noté S .

Exemples :

- si le résultat de l'expérience équivaut à la détermination du sexe d'un nouveau né, alors :

$$S = \{g, f\}$$

- si le résultat est l'ordre d'arrivée d'une course entre 7 chevaux numérotées de 1 à 7, alors :

$$S = \{\text{toutes les permutations de } 1 \dots 7\}$$

Événement

.

Tout sous-ensemble E de S est appelé un événement.

Si le résultat de l'expérience est compris dans E , alors on dit que E est réalisé.

Exemples :

- Dans le premier exemple, si $E = \{g\}$ alors E est l'événement *l'enfant est un garçon*.
- Dans le second exemple, si $E = \{\text{tous les résultats de } S \text{ commençant par } 3\}$ alors E correspond à l'événement *le cheval 3 remporte la course*.

Opérations sur les événements

.

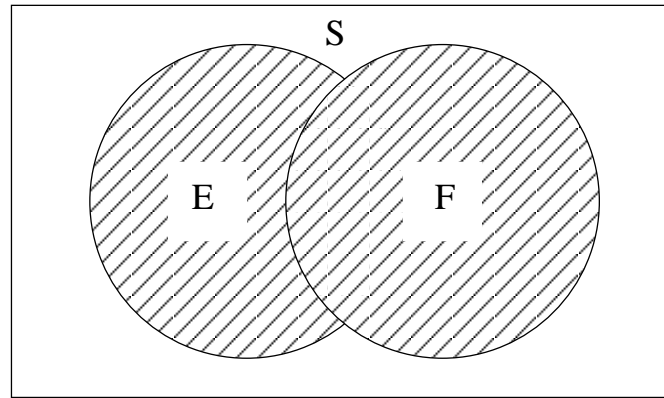
Un événement étant un ensemble, on peut combiner des événements grâce aux opérateurs ensemblistes :

- Union
- intersection
- complémentation

Union

.

L'événement $E \cup F$ est composé des résultats appartenant à E ou à F . L'événement $E \cup F$ est réalisé si soit E soit F l'est.



Exemple :

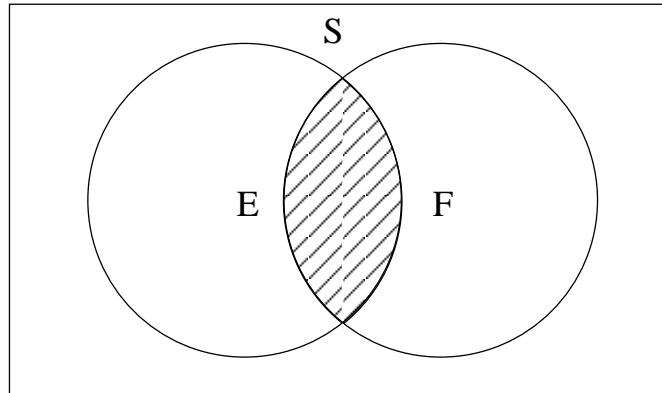
- Dans le cas du premier exemple, si $E = \{g\}$ et $F = \{f\}$, alors $E \cup F = \{f, g\} = S$

intersection

.

L'événement $E \cap F$ (noté EF) est composé des résultats appartenant à E et à F .

EF est réalisé si E est réalisé et F l'est aussi.



Exemple :

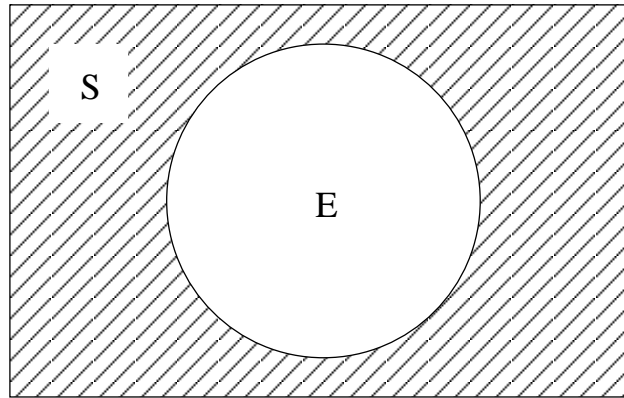
- Si $E = \{PP, PF, FP\}$ (au moins une pièce est pile) et $F = \{PF, FP, FF\}$ (au moins une pièce est face), alors, l'événement $EF = \{PF, FP\}$ est l'événement *une pièce est pile et l'autre face*.

complémentation

.

Pour chaque événement E , l'événement \overline{E} est composé des résultats qui sont dans S et qui ne sont pas dans E .

\overline{E} est appelé le complémentaire de E dans S .



Exemple :

● Si $E = \{g\}$ alors $\overline{E} = \{f\}$.

Événement vide

.

Si $E = \{g\}$ et $F = \{f\}$, alors l'événement EF ne pourra jamais être réalisé, on appellera un tel événement l'**événement vide**, noté \emptyset .

Si $EF = \emptyset$, on dit que E et F sont **mutuellement exclusifs**.

Propriétés des opérations sur les événements

Propriétés algébriques : Les opérations ensemblistes sur les événements obéissent à certaines règles d'algèbre :

- Commutativité :

- $E \cup F = F \cup E$

- $EF = FE$

- Associativité :

- $(E \cup F) \cup G = E \cup (F \cup G)$

- $(EF)G = E(FG)$

- Distributivité :

- $(E \cup F)G = EG \cup FG$

- $EF \cup G = (E \cup G)(F \cup G)$

Loi de de Morgan - 1

.

E et F étant des événements, on a :

$$\overline{E \cup F} = \overline{E} \cap \overline{F}$$

généralisation, si E_i sont des événements :

$$\overline{\bigcup_{i=1}^n E_i} = \bigcap_{i=1}^n \overline{E_i}$$

démonstration

.

$$x \in \overline{\bigcup_{i=1}^n E_i} \Rightarrow x \in \bigcap_{i=1}^n \overline{E_i}$$

Supposons que $x \in \overline{\bigcup_{i=1}^n E_i}$. Alors $x \notin \bigcup_{i=1}^n E_i$, ce qui signifie que x n'est contenu dans aucun des événements $E_1 \dots E_n$. Ceci implique que x est contenu dans tous les événements $\overline{E_1} \dots \overline{E_n}$. Il est donc contenu dans $\bigcap_{i=1}^n \overline{E_i}$.

$$x \in \bigcap_{i=1}^n \overline{E_i} \Rightarrow x \in \overline{\bigcup_{i=1}^n E_i}$$

si $x \in \bigcap_{i=1}^n \overline{E_i}$, alors x appartient à chaque $\overline{E_1} \dots \overline{E_n}$ et donc $x \notin \bigcup_{i=1}^n E_i$, ce qui entraine finalement que $x \in \overline{\bigcup_{i=1}^n E_i}$ \square

Loi de de Morgan - 2

.

E et F étant des événements, on a :

$$\overline{E \cap F} = \overline{E} \cup \overline{F}$$

généralisation, si E_i sont des événements :

$$\overline{\bigcap_{i=1}^n E_i} = \bigcup_{i=1}^n \overline{E_i}$$

démonstration

.

On peut montrer cete loi en utilisant la précédente. On a :

$$\overline{\bigcup_{i=1}^n E_i} = \bigcap_{i=1}^n \overline{E_i}$$

ce qui, du fait que $\overline{\overline{E}} = E$ nous donne :

$$\bigcup_{i=1}^n \overline{E_i} = \overline{\bigcap_{i=1}^n E_i}$$

En prenant le complémentaire des deux membres de cette équation, on obtient :

$$\bigcup_{i=1}^n \overline{E_i} = \overline{\bigcap_{i=1}^n E_i}$$

Probabilités - première définition

définition par la fréquence relative

- une expérience d'ensemble fondamental S est exécutée plusieurs fois sous les mêmes conditions.
- Pour chaque événement E de S , $n(E)$ est le nombre de fois où l'événement E survient lors des n premières répétitions de l'expérience.
- $P(E)$, la probabilité de l'événement E est définie de la manière suivante :

$$P(E) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(E)}{n}$$

Probabilités - première définition

.

Inconvénients :

- On ne sait pas si $n(E)$ va converger vers une limite constante qui sera la même pour chaque séquence de répétitions de l'expérience.
- Dans le cas du jet d'une pièce par exemple, peut-on être sûr que la proportion de piles sur les n premiers jets va tendre vers une limite donnée lorsque n grandit à l'infini ?
- Même si elle converge vers une certaine valeur, peut-on être sûr que nous obtiendrons de nouveau la même proportion limite de piles si l'expérience est entièrement répétée une deuxième fois ?

Probabilité - approche axiomatique

On considère que pour chaque événement E de l'ensemble fondamental S , il existe une valeur $P(E)$ appelée **probabilité de E** qui vérifie les trois axiomes suivants :

1.

$$0 \leq P(E) \leq 1$$

2.

$$P(S) = 1$$

3. Pour chaque séquence d'événements mutuellement exclusif $E_1, E_2 \dots E_n$ ($E_i E_j = \emptyset$ si $i \neq j$),

$$P\left(\bigcup_{i=1}^n E_i\right) = \sum_{i=1}^n P(E_i)$$

Approche axiomatique

Exemple : En supposant qu'à l'issue du lancer d'un dé les six faces ont les mêmes chances d'apparaître, on aura :

$$P(\{1\}) = P(\{2\}) = P(\{3\}) = P(\{4\}) = P(\{5\}) = P(\{6\}) = \frac{1}{6}$$

Du troisième axiome, il résulte que la probabilité de tirer un nombre pair est :

$$P(\{2, 4, 6\}) = P(\{2\}) + P(\{4\}) + P(\{6\}) = \frac{3}{6}$$

Quelques théorèmes élémentaires

.

- $P(\overline{E}) = 1 - P(E)$
- Si $E \subset F$, alors $P(E) \leq P(F)$
- $P(E \cup F) = P(E) + P(F) - P(EF)$

$$P(\overline{E}) = 1 - P(E)$$

■

Démonstration :

$$\begin{aligned} 1 &= P(S) \\ &= P(E \cup \overline{E}) \\ &= P(E) + P(\overline{E}) \quad (\textit{Axiome 2}) \end{aligned}$$

Si $E \subset F$, alors $P(E) \leq P(F)$

.

Démonstration :

Du fait que $E \subset F$, on peut écrire :

$$F = E \cup \overline{E}F$$

E et $\overline{E}F$ étant mutuellement exclusifs, par l'axiome 3, on tire :

$$P(F) = P(E) + P(\overline{E}F)$$

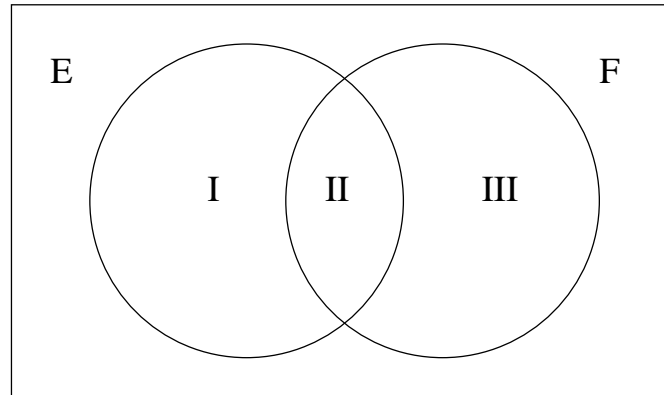
or, d'après l'axiome 1 $P(\overline{E}F) \geq 0$, d'où :

$$P(E) \leq P(F)$$

$$P(E \cup F) = P(E) + P(F) - P(EF)$$

▪

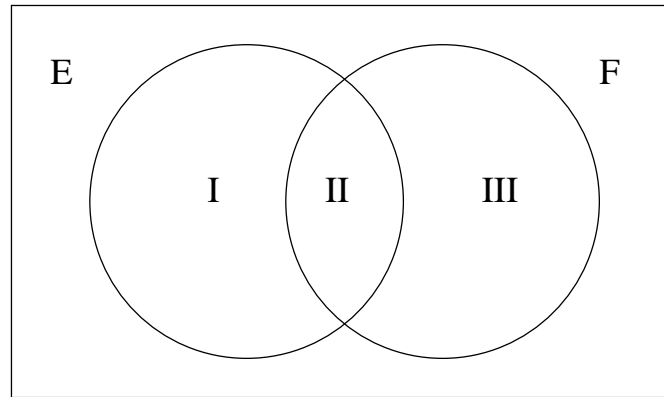
Démonstration :



$$\begin{array}{ll}
 I & = E\overline{F} & E \cup F & = I \cup II \cup III \\
 II & = EF & E & = I \cup II \\
 III & = \overline{E}F & F & = II \cup III
 \end{array}$$

Démonstration (suite)

.



I, II et III étant disjoints, on a d'après l'axiome 2 :

$$P(E \cup F) = P(I) + P(II) + P(III)$$

$$P(E) = P(I) + P(II)$$

$$P(F) = P(II) + P(III)$$

On a donc :

$$P(E \cup F) = P(E) + P(F) - P(II)$$

$$P(E \cup F) = P(E) + P(F) - P(EF)$$

Ens. fond. à événements élémentaires équiprobables

Pour de nombreuses expériences, il est naturel d'admettre que chaque événement élémentaire a la même probabilité d'apparaître.

Si $S = \{1, 2 \dots N\}$, on a :

$$P(\{1\}) = P(\{2\}) = \dots = P(\{N\})$$

Ce qui implique du fait des axiomes 2 et 3 :

$$\forall i \ 1 \leq i \leq N, P(\{i\}) = \frac{1}{N}$$

De ceci et de l'axiome 3, il résulte que pour tout événement E :

$$P(E) = \frac{\text{nombre d'éléments dans } E}{\text{nombre d'éléments dans } S}$$

Exemple 1

.

Si deux dés sont jetés, quelle est la probabilité que la somme des faces soit 7 ?

Solution : On fait l'hypothèse que les 36 issues possibles sont équiprobables.

Puisqu'il y a 6 issues qui donnent une somme de 7 :

(1, 6), (2, 5), (3, 4), (4, 3), (5, 2), (6, 1)

la probabilité est $6/36 = 1/6$.

Exemple 2

Si deux boules sont tirées au hasard d'un bol en contenant 6 blanches et 5 noires, quelle est la probabilité qu'une des boules tirées soit blanche et l'autre noire ?

Solution : On considère que l'ordre dans lequel les boules sont choisies est significatif

l'ensemble fondamental comprend $11 \times 10 = 110$ points.

Il y a $6 \times 5 = 30$ manières de tirer pour lesquelles la première boule est blanche et l'autre noire.

et $5 \times 6 = 30$ manières de tirer pour lesquelles la première boule est noire et la seconde blanche.

Si les 110 points de l'ensemble fondamental ont la même probabilité, la probabilité cherchée est :

$$\frac{30 + 30}{110} = \frac{6}{11}$$

Probabilités conditionnelles

Un des concepts les plus importants de la théorie des probabilités.

L'importance de ce concept est de deux ordres :

- On s'intéresse souvent à calculer des probabilités lorsqu'une partie de l'information concernant le résultat de l'expérience est disponible dans une telle situation, les probabilités cherchées sont justement des probabilités conditionnelles.
- Même lorsqu'aucune information partielle n'est disponible, il est souvent avantageux d'utiliser un détour par certaines probabilités conditionnelles pour réussir le calcul des probabilités cherchées.

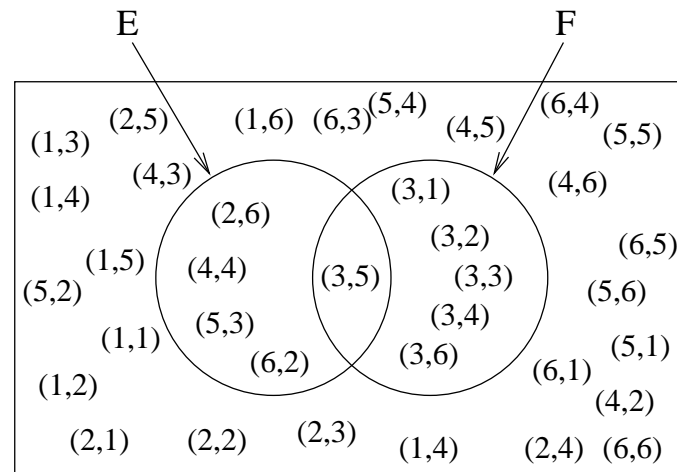
Présentation intuitive

- On jette deux dés, chacun des 36 événements élémentaires a la même probabilité de survenir, soit $\frac{1}{36}$.
- Si l'on sait que le premier dé donne un 3, quelle est la probabilité que la somme des deux dés donne 8 ?
- le dé initial étant un 3, il ne peut plus y avoir que 6 événements dans notre expérience, à savoir :
 $(3, 1), (3, 2), (3, 3), (3, 4), (3, 5), (3, 6)$.
- Puisque chacun de ces événements a originellement la même probabilité d'apparaître, ils auront encore des probabilités égales : $\frac{1}{6}$

Présentation intuitive (suite)

.

- Si nous désignons respectivement par E et F les événements *la somme des dés est 8* et *le premier dé donne 3*, la probabilité précédente est appelée probabilité conditionnelle que E apparaisse sachant que F est réalisée, elle est notée $P(E|F)$ (*probabilité de E sachant F*).



Généralisation

.

On s'inspire de la même démarche pour dériver une formule générale donnant $P(E|F)$ pour tout événement E et F :

- Si F est réalisé, alors E apparaîtra chaque fois que l'on aura affaire à un événement de E et de F à la fois, en d'autres termes, ce sera un élément de EF .
- Par ailleurs, comme nous savons que F est réalisé, cet ensemble devient le nouvel ensemble fondamental, appelé *ensemble fondamental réduit*.
- La probabilité conditionnelle de l'événement E sera donnée par comparaison de la probabilité non conditionnelle de EF avec la probabilité non conditionnelle de F .

Généralisation - 2

.

- On débouche ainsi sur la définition suivante : Si $P(F) > 0$, la probabilité conditionnelle de E sera :

$$P(E|F) = \frac{P(EF)}{P(F)}$$

- En multipliant par $P(F)$ les deux membres de l'équation, on obtient :

$$P(EF) = P(F)P(E|F)$$

- Cette équation signifie que la probabilité que E et F apparaissent à la fois est égale à la probabilité que F apparaisse multipliée par la probabilité conditionnelle de E si l'on sait que F est survenu.

Exemple 1

Une urne contient 10 billes blanches, 5 jaunes et 10 noires. Une bille est tirée au hasard de l'urne et l'on constate qu'elle n'est pas noire. Quelle est la probabilité qu'elle soit jaune ?

Solution : Soit J l'événement *la bille tirée est jaune* et soit \overline{N} elle *n'est pas noire*. De la définition des probabilités cond. on tire :

$$P(J|\overline{N}) = \frac{P(J\overline{N})}{P(\overline{N})}$$

Cependant, $J\overline{N} = J$ puisque la bille sera à la fois jaune et non noire si et seulement si elle est jaune. Nous obtenons ainsi, en supposant que chacune des 25 billes a la même chance d'être choisie :

$$P(J|\overline{N}) = \frac{\frac{5}{25}}{\frac{15}{25}} = \frac{1}{3}$$

Exemple 2

Une urne contient 8 boules rouges et 4 blanches. On tire sans remise 2 boules de l'urne et on admet qu'à chaque étape tous les tirages possibles sont équiprobables. Quelle est la probabilité que les 2 boules tirées soient rouges ?

Solution :

● $R_1 =$ la première boule est rouge

● $R_2 =$ la seconde est rouge

Si la première boule sélectionnée est rouge, il reste 7 boules rouges et 4 boules blanches.

Donc $P(R_2|R_1) = 7/11$; comme $P(R_1)$ vaut $8/12$, la probabilité recherchée est :

$$P(R_2 R_1) = P(R_2|R_1)P(R_1) = 2/3 \times 7/11 = 14/33$$

Evénements indépendants

- En général $P(E|F) \neq P(E)$
- Le fait de savoir que F est survenu influence la probabilité de E .
- Dans les cas où $P(E|F)$ est bien égal à $P(E)$, E est dit indépendant de F .
- Du fait que $P(E|F) = \frac{P(EF)}{P(F)}$, l'indépendance de E et F équivaut à :

$$P(EF) = P(E)P(F)$$

- Cette équation est symétrique en E et F , il en résulte que lorsque E est indépendant de F , F l'est aussi de E .

Exemple - 1

On tire au hasard une carte d'un paquet de 52 cartes à jouer ordinaires.

● $E = \text{la carte tirée est un as}$

● $F = \text{c'est un pique}$

E et F sont indépendants. En effet :

● $P(EF) = 1/52$

● $P(E) = 4/52$

● $P(F) = 13/52.$

On a bien :

$$P(EF) = P(E)P(F)$$

Exemple - 2

On jette deux pièces et on suppose que les 4 résultats possibles sont équiprobables.

● $A = \text{la première pièce est pile}$

● $B = \text{la seconde est face.}$

A et B sont indépendants. En effet :

● $P(AB) = P(\{(P, F)\}) = 1/4$

● $P(A) = P(\{(P, P), (P, F)\}) = 1/2$

● $P(B) = P(\{(P, F), (F, F)\}) = 1/2$

On a bien :

$$P(AB) = P(A)P(B)$$

Événements indépendants

.

- Il est important de ne pas confondre les deux notions d'événements mutuellement exclusifs et d'événements indépendants
- Des événements mutuellement exclusifs ne sont pas indépendants.
- En effet, si l'on sait que E et F sont mutuellement exclusifs alors on sait que si E est réalisé, F ne peut pas l'être, et vice versa.
- Par conséquent, la connaissance de E va modifier la connaissance de F , les deux événements ne sont donc pas indépendants.

La règle de multiplication

On peut généraliser la règle des probabilités conditionnelles à l'intersection d'un nombre arbitraire d'événements. Cette règle est appelée règle de multiplication.

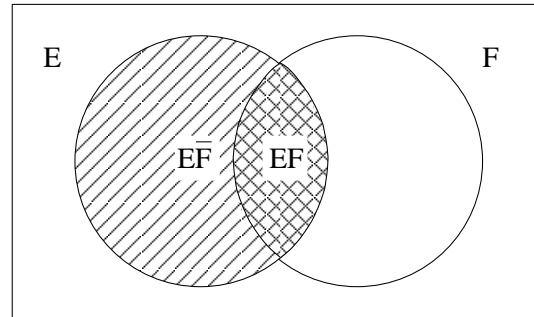
$$P(E_1 E_2 \dots E_n) = P(E_1)P(E_2|E_1)P(E_3|E_1 E_2) \dots P(E_n|E_1 \dots E_{n-1})$$

On démontre cette loi en appliquant la définition des probabilités conditionnelles au membre de droite :

$$P(E_1) \frac{P(E_2 E_1)}{P(E_1)} \frac{P(E_3 E_1 E_2)}{P(E_2 E_1)} \dots \frac{P(E_1 \dots E_n)}{P(E_1 \dots E_{n-1})} = P(E_1 E_2 \dots E_n)$$

Formule des probabilités totales - 1

Soient E et F deux événements quelconques. Nous pouvons écrire E sous la forme $E = EF \cup E\bar{F}$.



EF et $E\bar{F}$ étant mutuellement exclusifs, on peut écrire :

$$\begin{aligned} P(E) &= P(EF) + P(E\bar{F}) \\ &= P(E|F)P(F) + P(E|\bar{F})P(\bar{F}) \\ &= P(E|F)P(F) + P(E|\bar{F})[1 - P(F)] \end{aligned}$$

Formule des probabilités totales - 2

$$P(E) = P(E|F)P(F) + P(E|\overline{F})[1 - P(F)]$$

La probabilité de l'événement E est une moyenne pondérée

- de la probabilité conditionnelle de E lorsque F est apparu
- et de la probabilité de E lorsque F n'est pas apparu
- les poids étant les probabilités des événements conditionnants.

L'intérêt de cette formule est qu'elle permet de déterminer la probabilité d'un événement en commençant par le conditionner selon l'apparition ou non d'un autre événement.

Exemple

.

Une compagnie d'assurance estime que les gens peuvent être répartis en deux classes :

- ceux qui sont enclins aux accidents
- ceux qui ne le sont pas.

Les statistiques montrent qu'un individu enclin aux accidents a une probabilité de 0,4 d'en avoir un dans l'espace d'un an; cette probabilité vaut 0,2 pour les gens à risque modéré.

On suppose que 30% de la population appartient à la classe à haut risque. Quelle est alors la probabilité qu'un nouvel assuré soit victime d'un accident durant l'année qui suit la signature de son contrat ?

Solution

Nous obtiendrons la probabilité de l'événement cité en le conditionnant selon que le signataire de la police est ou n'est pas enclin aux accidents.

- X = le signataire aura un accident dans l'année qui suit l'établissement du contrat
- A = le signataire est enclin aux accidents.

La formule des probabilités totales nous donne :

$$\begin{aligned} P(X) &= P(X|A)P(A) + P(X|\bar{A})P(\bar{A}) \\ &= 0.4 \times 0.3 + 0.2 \times 0.7 = 0.26 \end{aligned}$$

Exemple (suite)

Un nouveau signataire a un accident dans l'année qui suit l'établissement de son contrat. Quelle est la probabilité qu'il fasse partie de la classe à haut risque ?

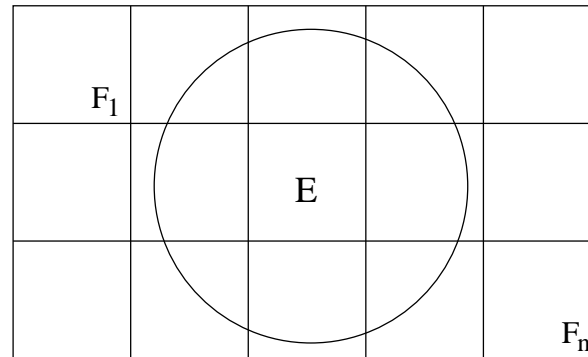
Solution : Cette probabilité est $P(A|X)$, donnée par :

$$\begin{aligned} P(A|X) &= \frac{P(AX)}{P(X)} \\ &= \frac{P(A)P(X|A)}{P(X)} \\ &= \frac{0.3 \times 0.4}{0.26} = 0.46 \end{aligned}$$

Formule des probabilités totales - Généralisation

Si $F_1 \dots F_n$ sont des événements s'excluant mutuellement, tels que :

$$\bigcup_{i=1}^n F_i = S$$



On peut écrire :

$$E = \bigcup_{i=1}^n EF_i$$

Formule des probabilités totales - Généralisation

En utilisant le fait que les événements EF_i s'excluent mutuellement, on peut écrire :

$$\begin{aligned} P(E) &= \sum_{i=1}^n P(EF_i) \\ &= \sum_{i=1}^n P(E|F_i)P(F_i) \end{aligned}$$

Cette équation montre qu'étant donné un jeu d'événements $F_1 \dots F_n$ desquels un et un seul surviendra, on peut calculer $P(E)$ en commençant par conditionner selon les F_i .

Théorème de Bayes

Supposons que E se soit réalisé et que nous cherchions à déterminer la probabilité que l'un des F_j se soit aussi réalisé. On déduit de l'équation ci-dessus le théorème suivant, appelé théorème de Bayes :

$$\begin{aligned} P(F_j|E) &= \frac{P(EF_j)}{P(E)} \\ &= \frac{P(E|F_j)P(F_j)}{P(E)} \\ &= \frac{P(E|F_j)P(F_j)}{\sum_{i=1}^n P(E|F_i)P(F_i)} \end{aligned}$$

Exemple 1

.

On considère deux urnes, l'une contient une bille noire et une blanche, et l'autre deux noires et une blanche. On désigne une urne au hasard, de laquelle on tire une bille.

- Quelle est la probabilité qu'elle soit noire ?
- Si l'on sait que la bille est blanche, quelle est la probabilité que ce soit la première urne qui ait été désignée ?

Solution

.

- N = la bille choisie est noire
- B = la bille choisie est blanche
- U_1 = l'urne choisie est l'urne 1
- U_2 = l'urne choisie est l'urne 2

Loi des probabilités totales :

$$P(N) = P(N|U_1)P(U_1) + P(N|U_2)P(U_2) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{2}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{7}{12}$$

Loi de Bayes

$$P(U_1|B) = \frac{P(U_1 B)}{P(B)} = \frac{P(B|U_1)P(U_1)}{P(\overline{N})} = \frac{12}{20}$$

Exemple 2

.

- Un laboratoire d'analyse du sang assure avec une fiabilité de 95% la détection d'une certaine maladie lorsqu'elle est effectivement présente.
- Cependant, le test indique aussi un résultat faussement *positif* pour 1% des personnes réellement saines à qui on le fait subir (une personne saine testée sera déclarée malade une fois sur cent).
- Si 0,5% de la population porte effectivement la maladie, quelle est la probabilité qu'une personne soit vraiment malade lorsqu'on la déclare telle sur la base du test ?

Solution

.

- D = la personne soumise au test est porteuse de la maladie
- E = le résultat du test est positif

La formule des probabilités totales nous donne :

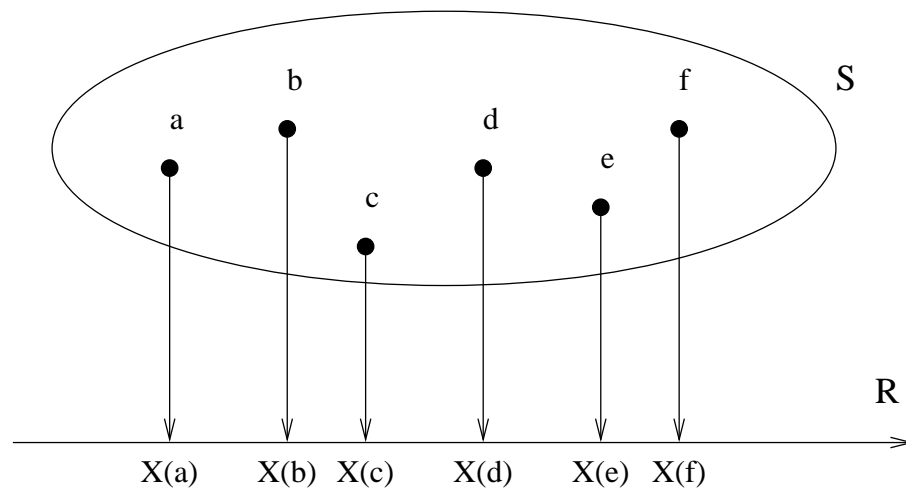
$$\begin{aligned} P(D|E) &= \frac{P(DE)}{P(E)} \\ &= \frac{P(E|D)P(D)}{P(E|D)P(D) + P(E|\overline{D})P(\overline{D})} \\ &= \frac{.95 \times .005}{.95 \times .005 + .01 \times .995} \simeq .323 \end{aligned}$$

Ainsi 32% seulement des personnes dont le résultat au test est positif ont vraiment la maladie !

Variables aléatoires

Une variable aléatoire est une fonction qui associe un nombre réel à tous les éléments de S

Les variables aléatoires permettent ainsi de passer d'événements, qui peuvent être de natures très diverse, à des nombres, et d'effectuer des calculs sur ces derniers.

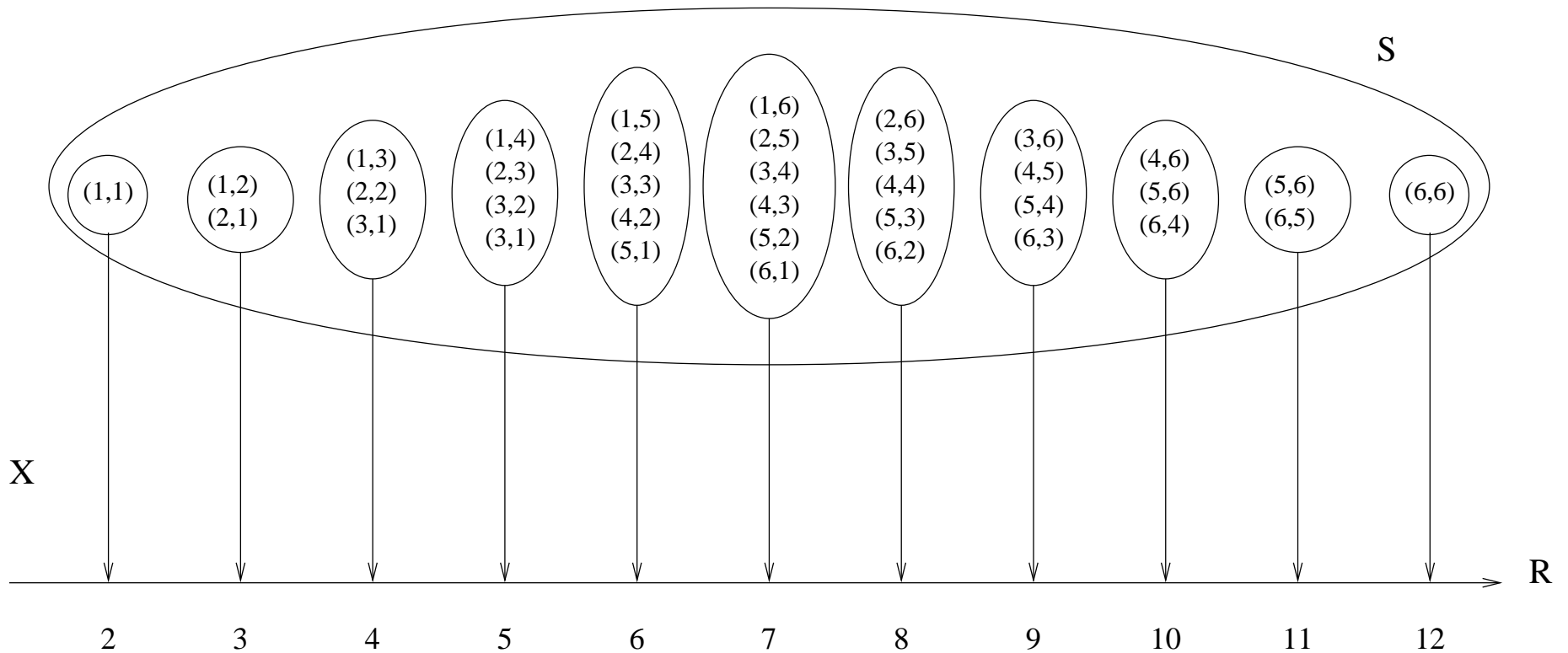


Variables aléatoires

.

- Une variable aléatoire permet aussi de n'associer qu'une valeur à un ensemble d'issues élémentaires, dans le cas où, à l'issue d'une expérience, on s'intéresse plus à une fonction du résultat qu'au résultat lui-même.
- Lors d'un jeu de dés, par exemple, certains jeux accordent de l'importance à la somme obtenue avec deux dés, 7 par exemple, plutôt qu'à la question de savoir si c'est la paire $(1, 6)$ qui est apparue, ou $(2, 5)$ On peut alors définir une variable aléatoire X qui représente la somme des deux dés.

Variables aléatoires



Variables aléatoires

.

- La valeur d'une variable aléatoire est déterminée par le résultat de l'expérience,
- il est possible d'attribuer une probabilité aux différentes valeurs que la variable aléatoire peut prendre.
- On note la probabilité que la variable aléatoire X prenne la valeur i par : $P(X = i)$.

Exemple

Notre expérience consiste à jeter 3 pièces équilibrées. Si l'on désigne le nombre de faces par Y , Y est une variable aléatoire et peut prendre les valeurs 0, 1, 2, 3 avec pour probabilité respectivement :

$$P(Y = 0) = P((P, P, P)) = \frac{1}{8}$$

$$P(Y = 1) = P((P, P, F), (P, F, P), (F, P, P)) = \frac{3}{8}$$

$$P(Y = 2) = P((P, F, F), (F, P, F), (F, F, P)) = \frac{3}{8}$$

$$P(Y = 3) = P((P, P, P)) = \frac{1}{8}$$

variables aléatoires discrètes

.

- Une variable aléatoire ne pouvant prendre qu'une quantité dénombrable de valeurs est dite **discrète**.
- Pour une telle variable aléatoire X , on définit sa **loi de probabilité** p_X (p lorsque ce n'est pas ambigu)

$$p(a) = P(X = a) = P(E) \text{ avec } E = \{i \in S \mid X(i) = a\}$$

variables aléatoires discrètes

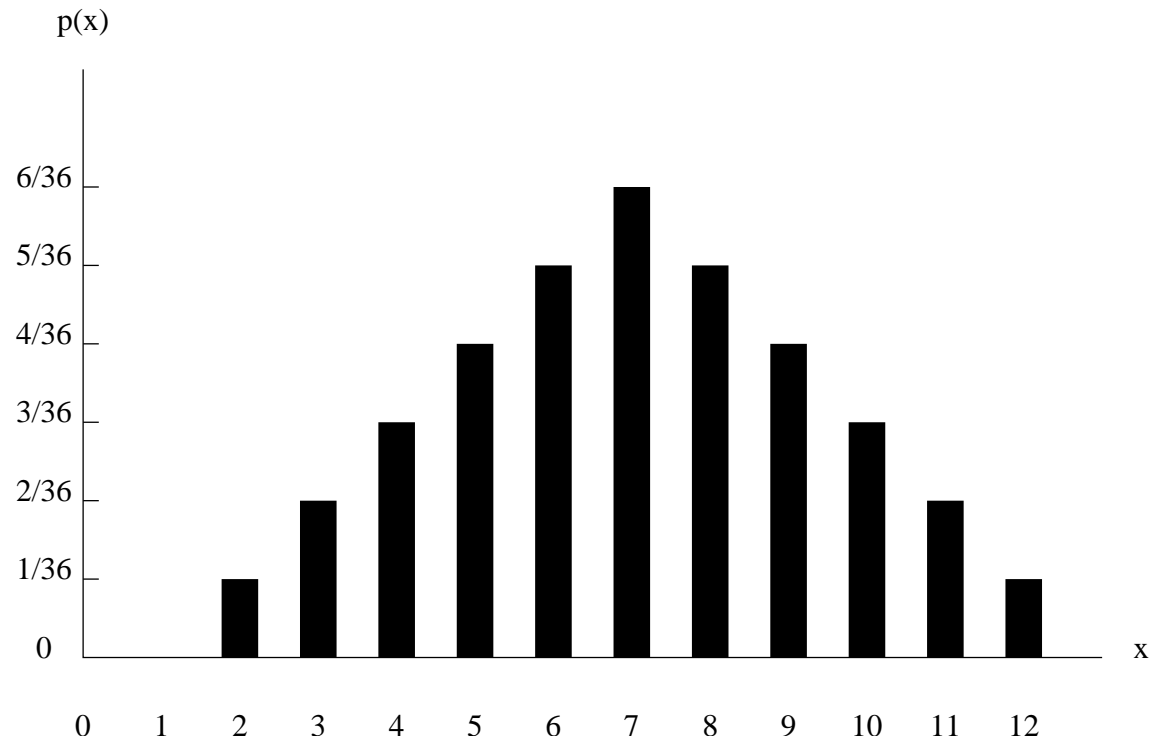
.

- Une loi de probabilité ne peut être positive que pour un ensemble dénombrable d'arguments. Si X peut prendre les valeurs x_1, x_2, \dots , alors :
 $p(x_i) \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots$
 $p(x) = 0$ pour toutes les autres valeurs de x
- Du fait que X doit bien prendre l'une de ces valeurs x_i , on aura : $\sum_{i=1}^{\infty} p(x_i) = 1$
- Si une variable aléatoire X suit une loi de distribution p on notera $X \sim p$

Histogramme

Représentation d'une loi de probabilité sur un graphique en reportant $p(x_i)$ sur l'axe des y et x_i sur l'axe des x .

Histogramme de la loi de probabilité d'une variable aléatoire comptant la somme des nombres obtenus lors du jet de deux dés équilibrés :



Caractéristiques d'une variable aléatoire

- La loi d'une variable aléatoire est constituée par l'ensemble des probabilités des valeurs que peut prendre cette variable.
- Dans certains cas, le nombre de valeurs possibles de la variable est extrêmement élevé ou même infini.
- Il est intéressant, dans ces cas, de dégager certaines caractéristiques qui permettent d'esquisser l'allure générale de ces lois.
- On définit deux caractéristiques des lois de probabilités :
 - l'**espérance** permet de situer la variable.
 - la **variance** permet d'estimer la dispersion de la variable

Espérance

.

- Pour une variable aléatoire discrète X de loi $p(\cdot)$, on définit l'espérance de X , notée $E[X]$, par l'expression :

$$E[X] = \sum_{x|p(x)>0} xp(x)$$

- En termes concrets, l'espérance de X est la moyenne pondérée des valeurs que X peut prendre, les poids étant les probabilités que ces valeurs soient prises.

Espérance - 2

.

- Interprétation en recourant à la définition des probabilités comme mesures de fréquences relatives :

La probabilité d'un événement E est la proportion du nombre de réalisation de E dans une séquence infiniment longue d'expériences identiques

- Supposons que l'on se livre à jeu d'argent pour lequel on connaît la probabilité de chaque gain. On représente par X la variable aléatoire représentant le gain.
- Cette v.a. peut prendre les valeurs x_1, \dots, x_n avec les probabilités $p(x_1), \dots, p(x_n)$.
- La proportion de jeux pour laquelle la somme x_i aura été gagnée va se rapprocher de $p(x_i)$.
- L'espérance de la v.a. X est alors le gain moyen par jeu :

$$\sum_{i=1}^n x_i p(x_i)$$

Variance

- $E[X]$ nous donne une moyenne pondérée des valeurs possibles d'une variable aléatoire X .
- Mais elle ne nous dit rien des variations de X autour de l'espérance.
- Soit les variables aléatoires suivantes :
 X avec $p_X(0) = 1$
 Y avec $p_Y(-1) = \frac{1}{2}, p_Y(1) = \frac{1}{2}$
 Z avec $p_Z(-100) = \frac{1}{2}, p_Z(100) = \frac{1}{2}$
- $E[X] = E[Y] = E[Z] = 0$
- Mais il y a de bien plus grands écarts entre les différentes valeurs de Y qu'entre celles de X (qui est constante) et de plus grands écarts entre celles de Z qu'entre celles de Y .

Variance - 2

.

- On mesure les variations d'une v.a. X par l'espérance du carré de l'écart entre X et son espérance, que l'on appelle **variance** de X , notée $Var(X)$:

$$Var(X) = E[(X - E[X])^2]$$

Qui peut aussi être calculée de la façon suivante :

$$Var(X) = E[X^2] - (E[X])^2$$

- Si X est le résultat du lancer d'un dé équilibré, alors $E[X] = \frac{7}{2}$ comme nous l'avons vu ci-dessus. De plus :
 $E[X^2] = 1^2 \times \frac{1}{6} + 2^2 \times \frac{1}{6} + 3^2 \times \frac{1}{6} + 4^2 \times \frac{1}{6} + 5^2 \times \frac{1}{6} + 6^2 \times \frac{1}{6} = 91 \times \frac{1}{6}$
et donc :

$$Var(X) = \frac{91}{6} - \left(\frac{7}{2}\right)^2 = \frac{35}{12}$$

Variables binomiales

.

- On réalise n épreuves indépendantes, chacune ayant une probabilité de succès de p et une probabilité d'échec de $1 - p$.
- La variable aléatoire X qui compte le nombre de succès sur l'ensemble des n épreuves est dite variable aléatoire **binomiale** de paramètres (n, p) .
- toute séquence comportant i succès et $n - i$ échecs a pour probabilité $p^i \times (1 - p)^{n-i}$.
- il y a $\binom{n}{i}$ séquences vérifiant cette propriété
- on a donc :

$$p(i) = \binom{n}{i} p^i (1 - p)^{n-i}$$

Espérance d'une variable binomiale

.

$$E[X] = \sum_{i=1}^n i p(i) \quad (1)$$

$$= \sum_{i=1}^n i \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i} \quad (2)$$

$$= \sum_{i=1}^n n \binom{n-1}{i-1} p^i (1-p)^{n-i} \quad (3)$$

$$= np \sum_{i=1}^n \binom{n-1}{i-1} p^{i-1} (1-p)^{n-i} \quad (4)$$

$$= np \sum_{j=0}^{n-1} \binom{n-1}{j} p^j (1-p)^{n-(j+1)} \quad (5)$$

$$= np(p + 1 - p)^{n-1} \quad (6)$$

$$= np \quad (7)$$

Variables aléatoires conjointes

.

- Il est souvent nécessaire de considérer des événements relatifs à deux variables simultanément.
- On définit la **loi de probabilité conjointe** de deux v.a. X et Y :

$$p(x, y) = P(X = x, Y = y)$$

- On peut déduire de la loi de probabilité conjointe de deux variables X et Y la **loi de probabilité marginale** de X de la façon suivante :

$$p_X(x) = P(X = x) = \sum_{y|p(x,y)>0} p(x, y)$$

- De façon similaire :

$$p_Y(y) = P(Y = y) = \sum_{x|p(x,y)>0} p(x, y)$$

Exemple

.

- On tire au hasard 3 boules d'une urne contenant 3 rouges, 4 blanches et 5 bleues.
- X et Y désignent respectivement le nombre de boules rouges et celui de boules blanches tirées.
- La loi de probabilité conjointe $p(i, j) = P(X = i, Y = j)$ de X et Y est représentée dans un tableau à deux entrées :

		j			
		0	1	2	3
i	0	$\frac{10}{220}$	$\frac{40}{220}$	$\frac{30}{220}$	$\frac{4}{220}$
	1	$\frac{30}{220}$	$\frac{60}{220}$	$\frac{18}{220}$	0
	2	$\frac{15}{220}$	$\frac{12}{220}$	0	0
	3	$\frac{1}{220}$	0	0	0

Exemple (suite)

j

	0	1	2	3	$P(X = i)$
0	$\frac{10}{220}$	$\frac{40}{220}$	$\frac{30}{220}$	$\frac{4}{220}$	$\frac{84}{220}$
1	$\frac{30}{220}$	$\frac{60}{220}$	$\frac{18}{220}$	0	$\frac{108}{220}$
2	$\frac{15}{220}$	$\frac{12}{220}$	0	0	$\frac{27}{220}$
3	$\frac{1}{220}$	0	0	0	$\frac{1}{220}$
$P(Y = j)$	$\frac{56}{220}$	$\frac{112}{220}$	$\frac{48}{220}$	$\frac{4}{220}$	

i

- La loi marginale de X est calculée en faisant les totaux par ligne, tandis que celle de Y l'est en faisant les totaux par colonne.
- C'est le fait que les lois de X et Y individuellement puissent être lues dans les marges du tableau qui leur vaut leur nom de lois marginales.

Variables aléatoires indépendantes

.

- Deux variables aléatoires X et Y sont dites **indépendantes** si, pour tout choix d'une paire d'ensembles A et B de nombres réels, on a :

$$P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A) \times P(Y \in B)$$

- En d'autres termes, X et Y sont indépendantes si, quels que soient A et B , les événements $E_A = (X \in A)$ et $E_B = (X \in B)$ sont indépendants.
- Cela revient à dire que :

$$p(x, y) = p_X(x)p_Y(y) \quad \forall x, y$$

- D'un point de vue intuitif, X et Y sont indépendantes si le fait de connaître la valeur de l'une n'influe pas sur la distribution de l'autre. Des variables qui ne sont pas indépendantes sont dites dépendantes.

Exemple

.

- On réalise $n + m$ épreuves indépendantes ayant chacune p pour probabilité de succès.
- La variable X est le nombre de succès lors des n premières épreuves et Y est le nombre de succès lors des m dernières.
- X et Y sont indépendantes car le fait de connaître le nombre de succès lors des n premières épreuves n'influe en rien sur celui des succès lors des m dernières (c'est là la traduction de l'indépendance des épreuves).
- En revanche, X et Z sont dépendantes si Z représente le nombre total de succès au cours des $n + m$ épreuves.

Lois de probabilité conditionnelles

Etant donné deux variables aléatoires X et Y , on définit la loi de probabilité de X sous la condition $Y = y$:

$$\begin{aligned} p_{X|Y}(x|y) &= P(X = x|Y = y) \\ &= \frac{P(X = x, Y = y)}{P(Y = y)} \\ &= \frac{p(x, y)}{p_Y(y)} \end{aligned}$$

Lois de probabilité conditionnelles - 2

Lorsque X et Y sont indépendantes, les lois conditionnelles et non conditionnelles sont identiques :

$$\begin{aligned} p_{X|Y}(x|y) &= P(X = x|Y = y) \\ &= \frac{P(X = x, Y = y)}{P(Y = y)} \\ &= \frac{P(X = x)P(Y = y)}{P(Y = y)} \\ &= P(X = x) \end{aligned}$$