

# Statistiques et probabilités

## Cours n°2

Guillaume Postic

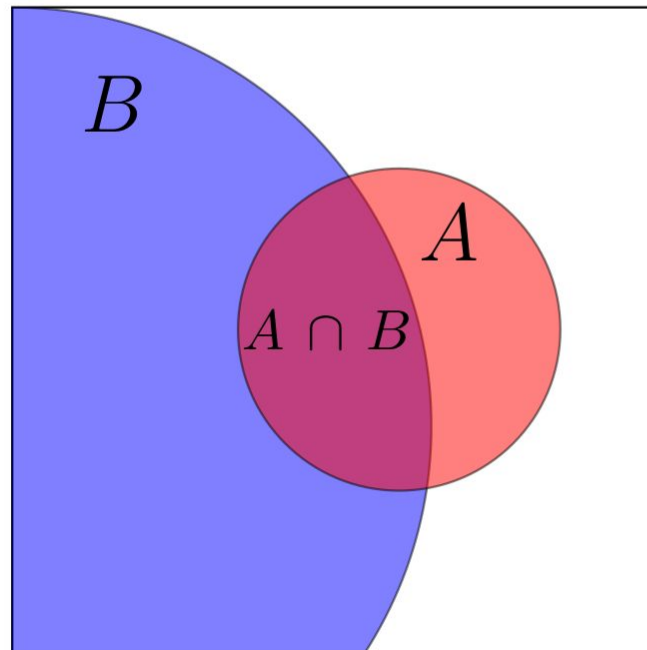
Université Paris-Saclay, Univ. Evry  
Département informatique

Master 1 MIAE - 2022/2023

# Probabilité conditionnelle

« La probabilité de  $A$  sachant  $B$  »

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}, \quad \text{avec } P(B) \neq 0$$



$A = A \cap B$		$B$			
↓		↓			
HHH	HHT	THH	THT		
HTH	HTT	TTH	TTT		

▲ Exemple : pile (T) ou face (H)

◀ Représentation abstraite

# Deux principes

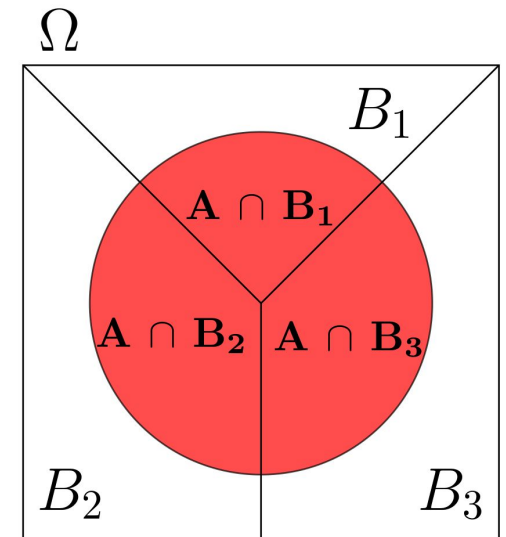
## Principe de multiplication

$$P(A \cap B) = P(A | B) \cdot P(B)$$

## Formule des probabilités totales

Si  $B_1$ ,  $B_2$  et  $B_3$  forment un **système exhaustif** (ou **partition**) de  $\Omega$  (incompatibles deux-à-deux et réunion est l'univers tout entier), alors

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A \cap B_1) + P(A \cap B_2) + P(A \cap B_3) \\ &= P(A | B_1)P(B_1) + P(A | B_2)P(B_2) + P(A | B_3)P(B_3) \end{aligned}$$



# Let's Make a Deal, avec Monty Hall (1)

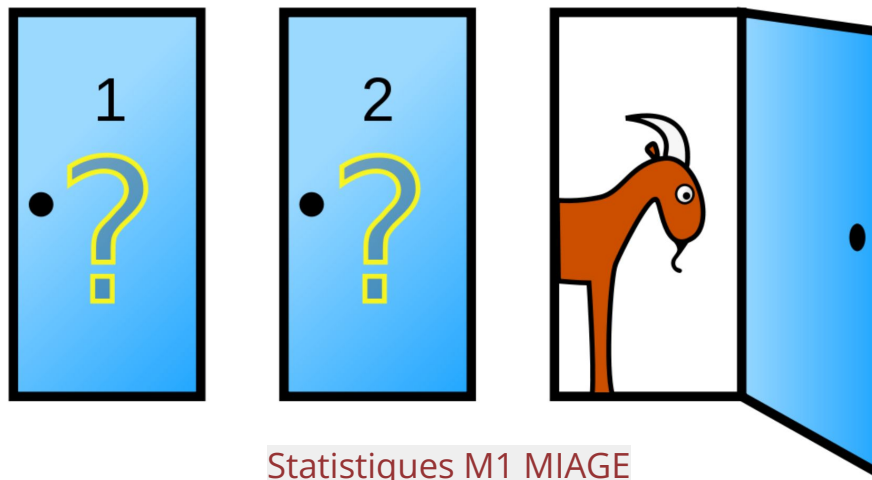
- Trois portes l'une cache une voiture, les deux autres une chèvre
- Le candidat choisit une porte
- Monty Hall ouvre une porte non-choisie et cachant une chèvre (il sait où est la voiture)
- Le candidat est alors autorisé à changer de porte

Quelle est la meilleure stratégie pour gagner ?

(a) Changer

(b) Ne pas changer

(c) Peu importe



## *Let's Make a Deal, avec Monty Hall (2)*

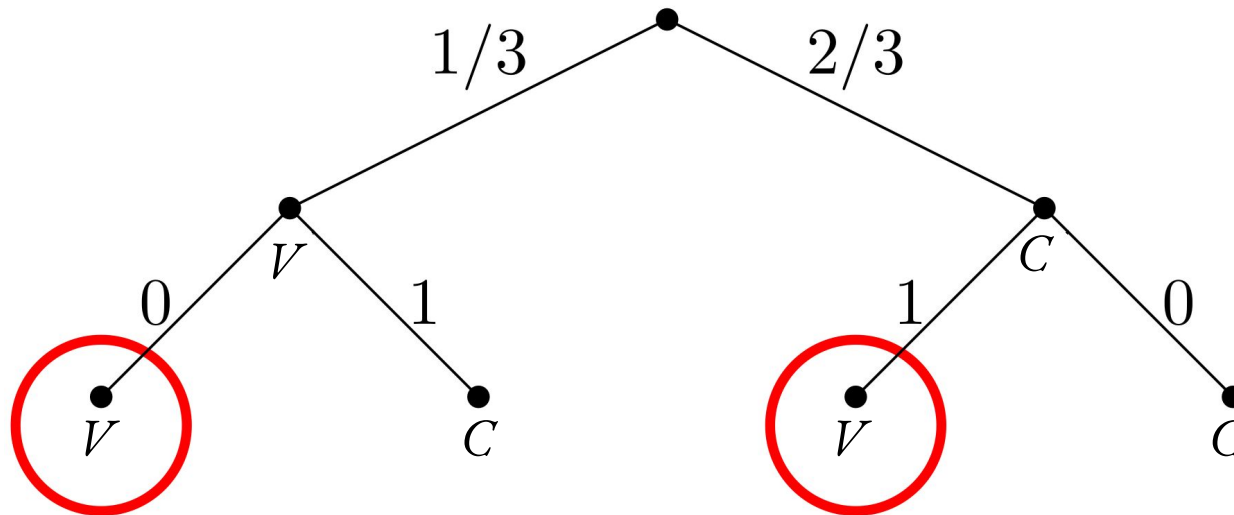
**Q** : Organisez le problème de Monty Hall sous la forme d'un arbre et calculez la probabilité de gagner si le candidat change de porte choisie quoi qu'il arrive.

$$P(\text{voiture} \mid \text{change}) = ?$$

# Let's Make a Deal, avec Monty Hall (2)

**Q :** Organisez le problème de Monty Hall sous la forme d'un arbre et calculez la probabilité de gagner si le candidat change de porte choisie quoi qu'il arrive.

$$P(\text{voiture} \mid \text{change}) = ?$$



La probabilité totale de  $V$  est  $P(V \mid C) = \frac{1}{3} \cdot 0 + \frac{2}{3} \cdot 1 = \frac{2}{3}$

# Indépendance

Des évènements  $A$  et  $B$  sont indépendants si la probabilité que l'un survienne n'est pas affectée par la probabilité que l'autre soit survenu.

Indépendance  $\Leftrightarrow P(A | B) = P(A)$  (avec  $P(B) \neq 0$ )

$\Leftrightarrow P(B | A) = P(B)$  (avec  $P(A) \neq 0$ )

(pour n'importe quel  $A$  et  $B$ )

$\Leftrightarrow P(A \cap B) = P(A) P(B)$

# Indépendance

Pour deux jets de dés, considérons les évènements suivants :

- $A$  = « le premier jet fait 3 »
- $B$  = « la somme fait 6 »
- $C$  = « la somme fait 7 »

**Question** :  $A$  est indépendant de

- (a)  $B$  et  $C$       (b)  $B$  seulement  
(c)  $C$  seulement      (d) Ni  $B$ , ni  $C$



# Indépendance

**Solution** (dé n°1 et dé n°2)

	1	2	3	4	5	6
1	2	3	4	5	6	7
2	3	4	5	6	7	8
3	4	5	6	7	8	9
4	5	6	7	8	9	10
5	6	7	8	9	10	11
6	7	8	9	10	11	12

$P(A) = 1/6$ ,  $P(A | B) = 1/5$ . Pas égales, donc pas indépendantes

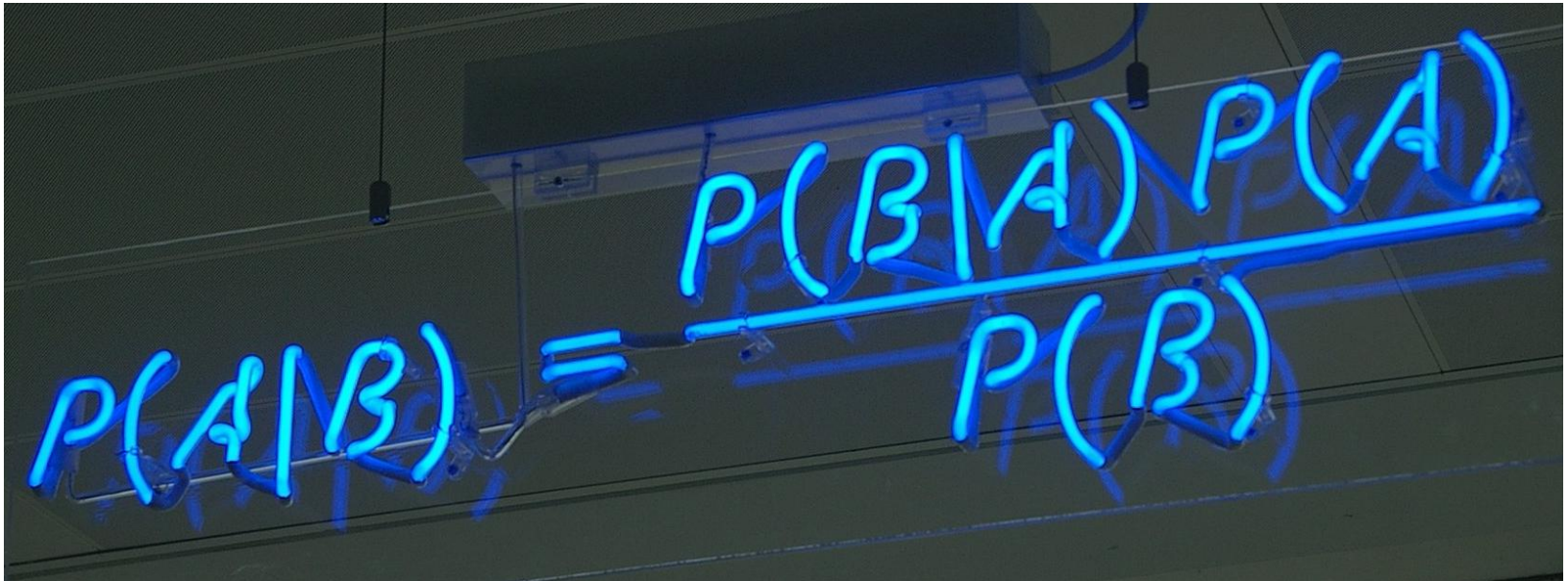
$P(A) = 1/6$ ,  $P(A | C) = 1/6$ . Égales, donc indépendantes

Autre façon :

$P(A \cap B) = 1/36 \neq P(A) P(B) = 1/6 \times 5/36$ . Pas indépendantes

$P(A \cap C) = 1/36 = P(A) P(C) = 1/6 \times 6/36$ . Indépendantes

# Théorème de Bayes (1)


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

- Trouver  $P(A|B)$  à partir de  $P(B|A)$
- $P(B)$  souvent calculée avec la formule des probabilités totales

# Théorème de Bayes (2)

**Mise à jour Bayésienne** de la probabilité d'une hypothèse  $H$  grâce à une donnée (observation)  $d$  :

$$p(H | d) = \frac{p(d | H)}{p(d)} p(H)$$

Vraisemblance  
Probabilité a posteriori  
Probabilité a priori  
Vraisemblance marginale

$$p(d) = \sum_i p(d | H_i) p(H_i) = \sum_i p(d \cap H_i)$$

Probabilités totales :  
somme pour toutes les hypothèses

$$p(d_1, d_2, \dots, d_n | H) = \prod_i p(d_i | H)$$

Si indépendance mutuelle des événements (observations)

# Notation

- $p(A, B) = p(A \cap B)$
- $p(A \mid B, C) = p(A \mid B \cap C) = p(A \cap B \cap C) / p(B \cap C)$
- $p(A, B \mid C) = p(A \cap B \mid C) = p(A \cap B \cap C) / p(C)$

# Variable aléatoire discrète

Soit une variable aléatoire  $X$  qui assigne un nombre  $a$  pour la réalisation d'un événement  $\omega$  :

- La **fonction de masse** de  $X$  est donnée par

$$p_X(a) \text{ ou } p(a) = P(X = a)$$

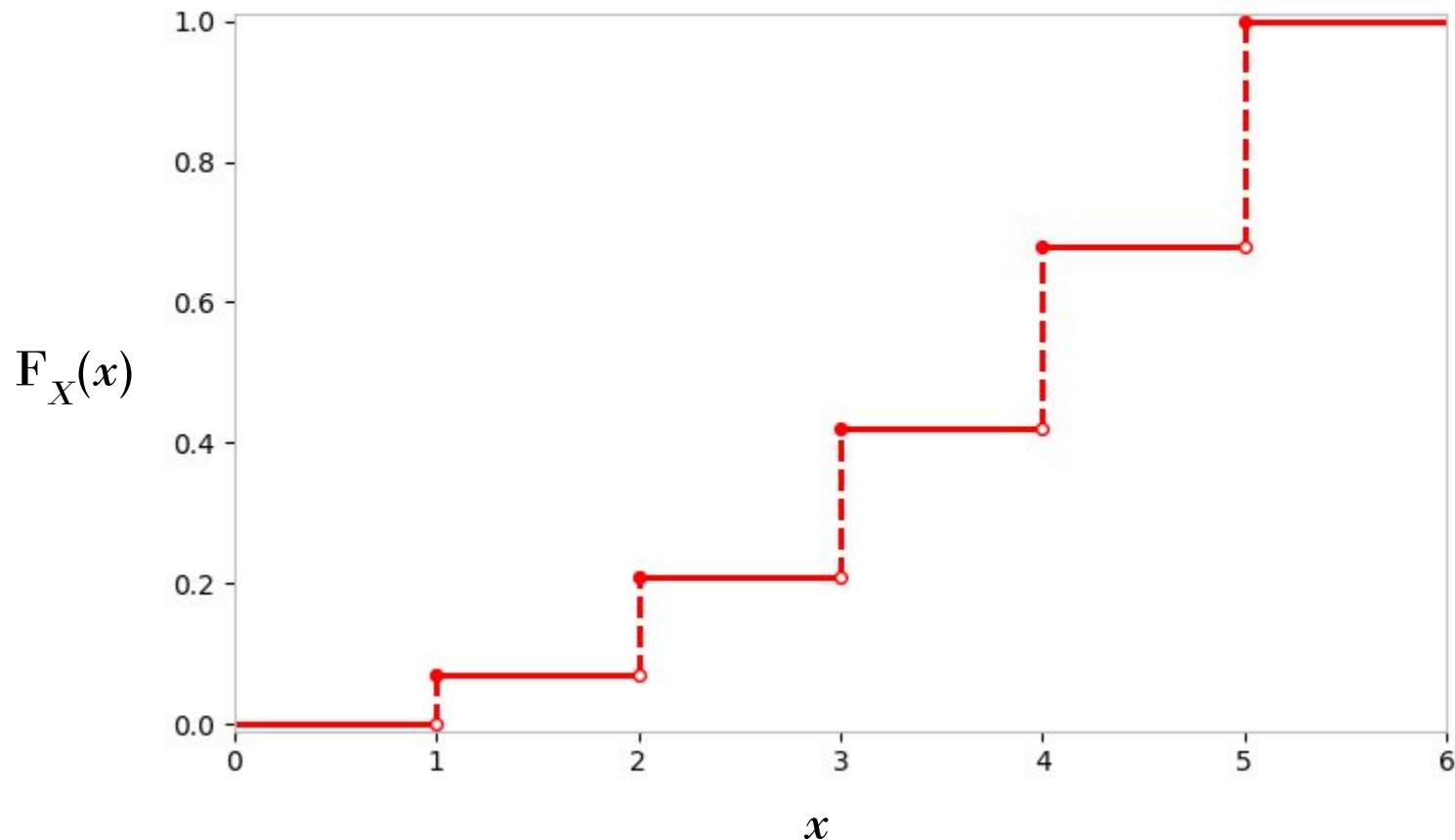
Note : elle définit la loi de probabilité **discrète** suivie par  $X$

- La **fonction de répartition** (fonction de distribution cumulative) est donnée par

$$F_X(a) \text{ ou } F(a) = P(X \leq a)$$

# Variable aléatoire discrète

Exemple : fonction de répartition du résultat d'un jet de dé à six faces

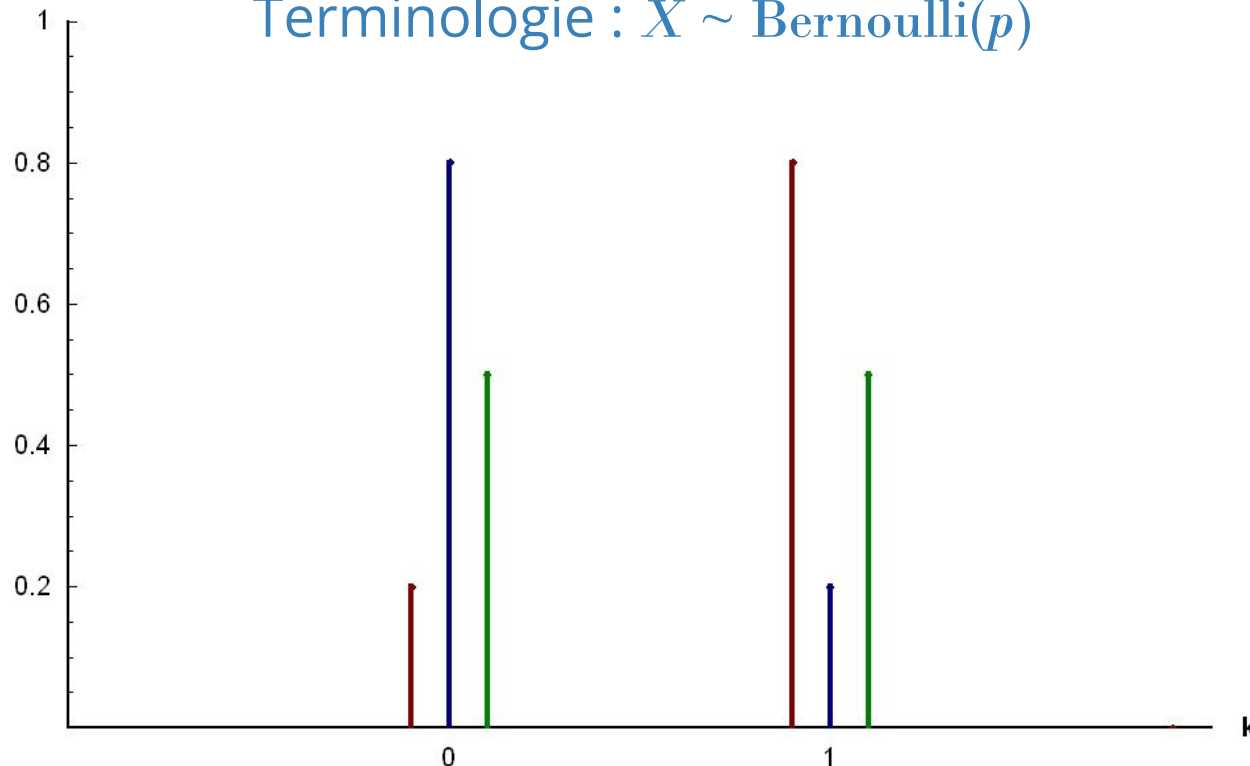


# Distributions discrètes (1)

## Loi de Bernoulli

Loi de probabilité d'une variable aléatoire discrète qui prend la valeur 1 avec la probabilité  $p$  et 0 avec la probabilité  $q = 1 - p$ .

Terminologie :  $X \sim \text{Bernoulli}(p)$



# Distributions discrètes (2)

## Loi binomiale

Soit  $X_1, X_2, \dots, X_n$   $n$  variables aléatoires de Bernoulli de paramètre  $p$ , indépendantes et identiquement distribuées, alors leur somme  $N$  est une variable aléatoire, qui suit la loi binomiale :

$$N = \sum_{k=1}^n X_k \sim \mathcal{B}(n, p)$$

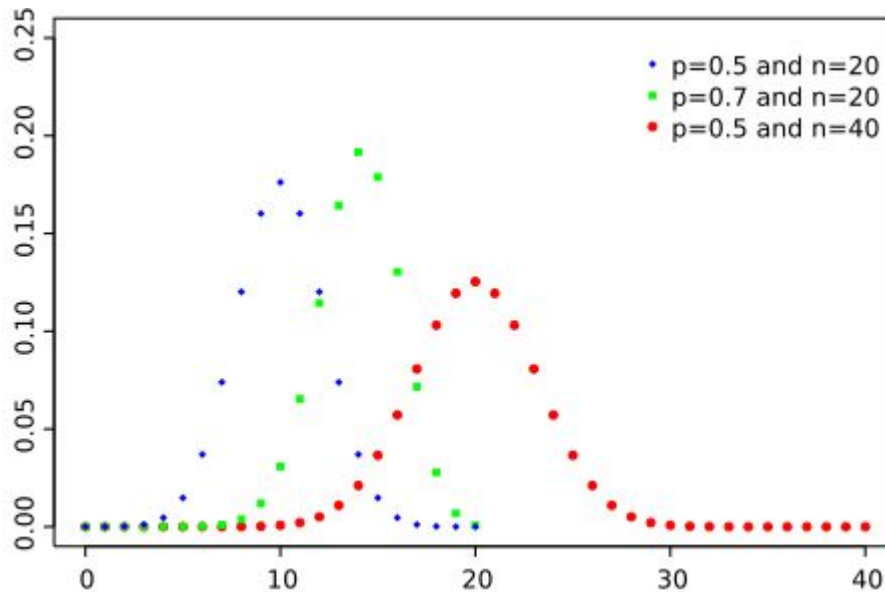
Sa fonction de masse donne la probabilité d'obtenir  $k$  succès après  $n$  épreuves de Bernoulli :

$$\Pr(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

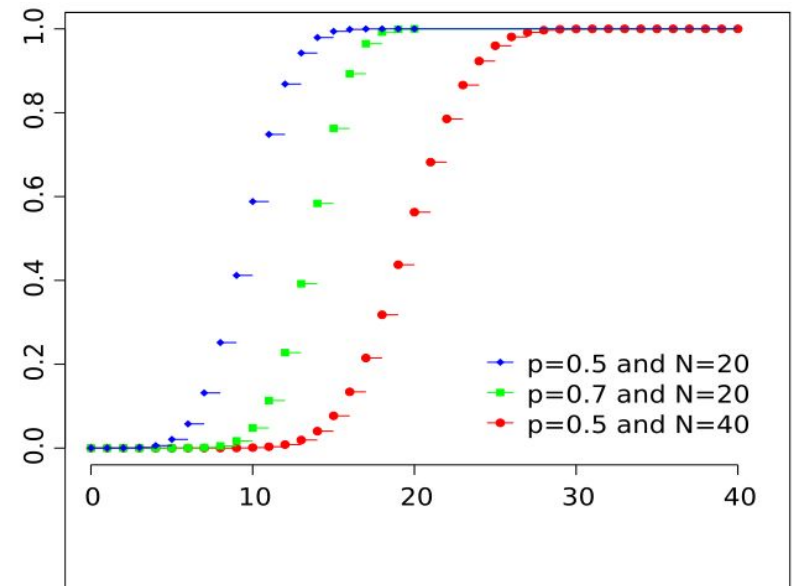


# Distributions discrètes (2)

## Loi binomiale



Fonction de masse



Fonction de répartition

# Distributions discrètes (3)

## Loi géométrique

Selon la convention choisie :

- la loi du nombre  $X$  d'épreuves de Bernoulli indépendantes de probabilité de succès  $p \in ]0,1[$  (ou  $q = 1 - p$  d'échec) nécessaire pour obtenir le premier succès.  $X$  est la variable aléatoire donnant le rang du premier succès. Le support de la loi est alors  $\{1, 2, 3, \dots\}$ .

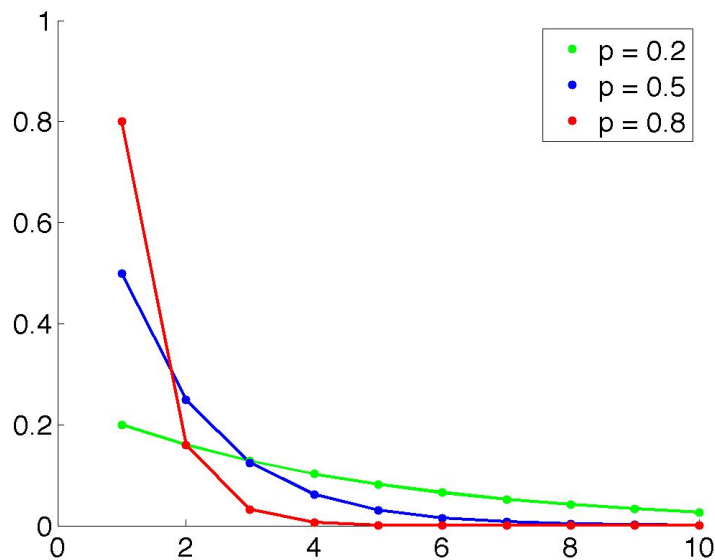
$$\mathbb{P}(X = k) = q^{k-1}p$$

- La loi du nombre  $Y = X - 1$  d'échecs avant le premier succès. Le support de la loi est alors  $\{0, 1, 2, 3, \dots\}$ .

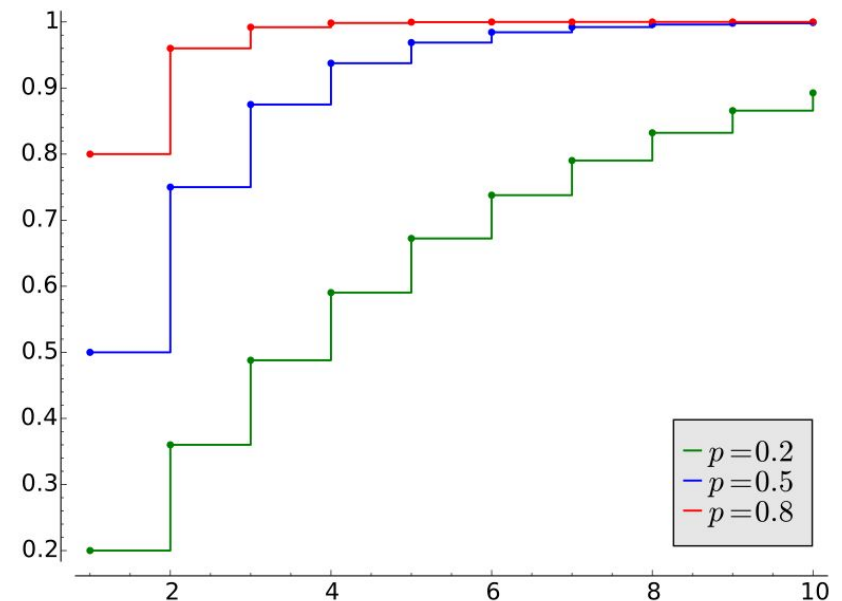
$$\mathbb{P}(Y = k) = q^k p$$

# Distributions discrètes (3)

## Loi géométrique



Fonction de masse

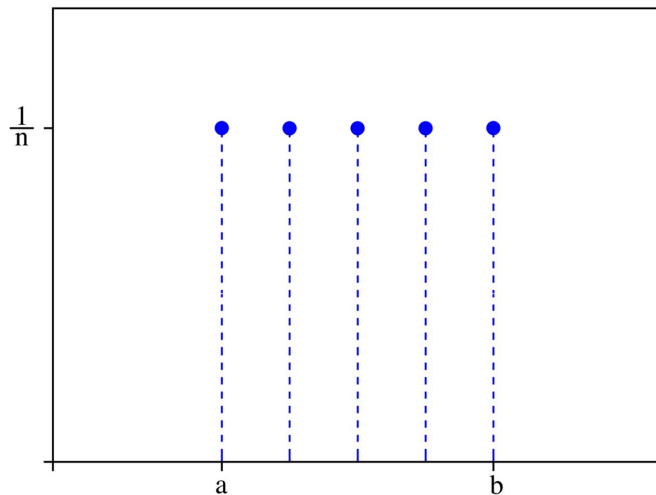


Fonction de répartition

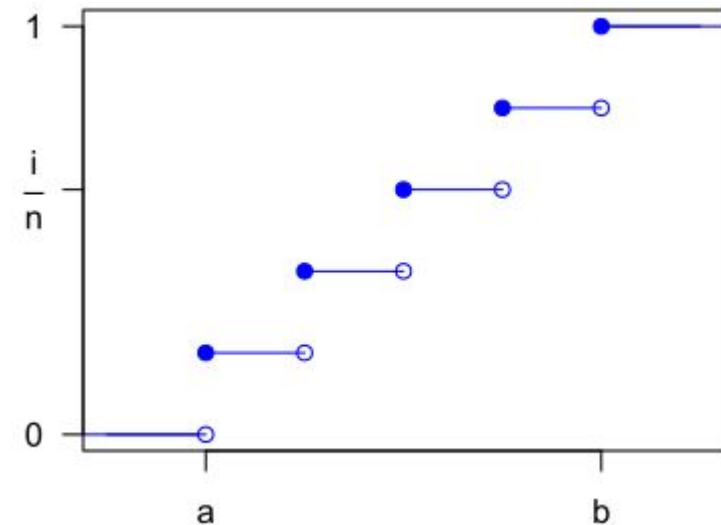
# Distributions discrètes (4)

## Loi uniforme

Loi de probabilité discrète indiquant une probabilité de se réaliser identique (équiprobabilité) à chaque valeur d'un ensemble fini de valeurs possibles.



Fonction de masse



Fonction de répartition

# Distributions discrètes (5)

## Loi de Poisson

Loi de probabilité discrète qui décrit le comportement du **nombre d'événements se produisant dans un intervalle de temps fixé**, si ces événements se produisent avec une fréquence moyenne ou espérance connue, et indépendamment du temps écoulé depuis l'événement précédent.

Si le nombre moyen d'occurrences dans un **intervalle de temps fixé** est  $\lambda$ , alors la probabilité qu'il existe exactement  $k$  occurrences ( $k$  étant un entier naturel,  $k = 0, 1, 2, \dots$ ) est

$$p(k) = \mathbb{P}(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

# Distributions discrètes (5)

## Loi de Poisson

Si l'intervalle de temps n'est pas fixé, alors

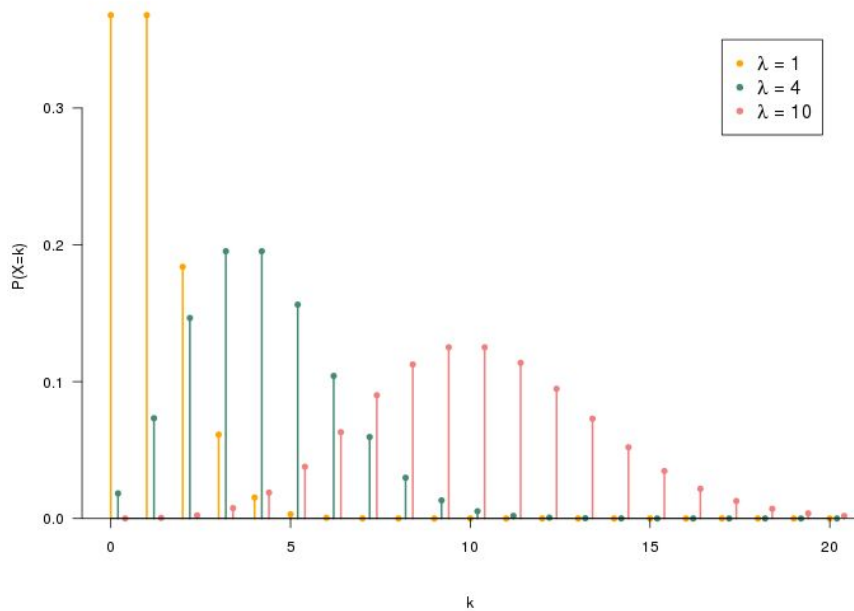
- $\lambda$  est la **fréquence** à laquelle l'évènement survient
- le nombre  $N_t$  d'occurrences dans un intervalle de longueur  $t$  suit une loi de Poisson « d'intensité »  $\lambda t$  :

$$\mathbb{P}(N_t = k) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}$$

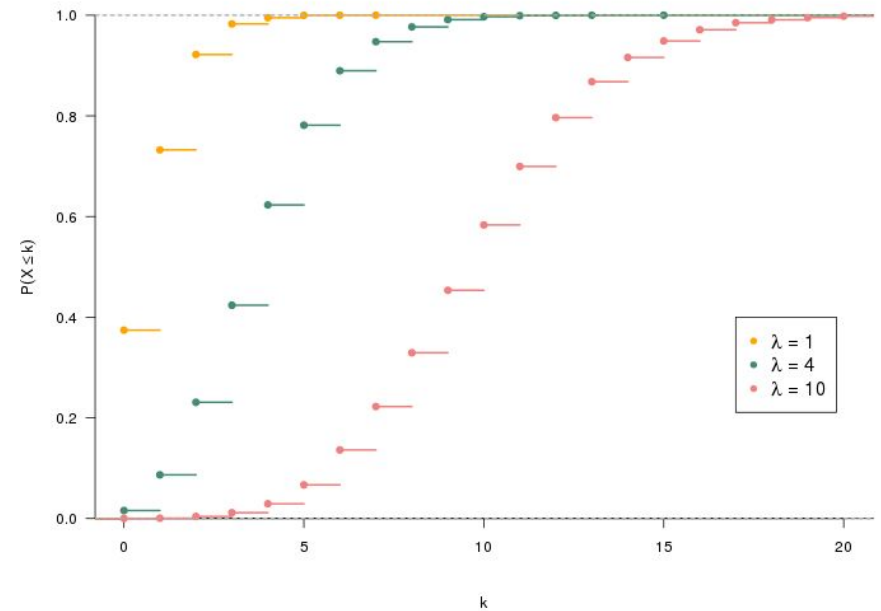
# Distributions discrètes (5)

## Loi de Poisson

$$X \sim \text{Pois}(\lambda)$$



Fonction de masse



Fonction de répartition

# Espérance (mathématique)

Pour  $X$  une variable aléatoire prenant les valeurs  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , l'espérance de  $X$  est définie par :

$$E(X) = p(x_1)x_1 + p(x_2)x_2 + \dots + p(x_n)x_n = \sum_{i=1}^n p(x_i) x_i$$

- Calcul d'une **moyenne arithmétique pondérée**
- **Indicateur de tendance centrale**

## Propriétés

$$E(X + Y) = E(X) + E(Y)$$

$$E(aX + b) = aE(X) + b$$

$$E(h(X)) = \sum_i h(x_i) p(x_i)$$



# Variance (1)

**Indicateur de dispersion** des valeurs d'un échantillon ou d'une distribution de probabilité. Elle exprime la moyenne des carrés des écarts à la moyenne (**écart quadratique moyen**) :

$$V = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Sa racine carrée définit l'**écart type**  $\sigma$  :  $\sigma^2 = V(X)$

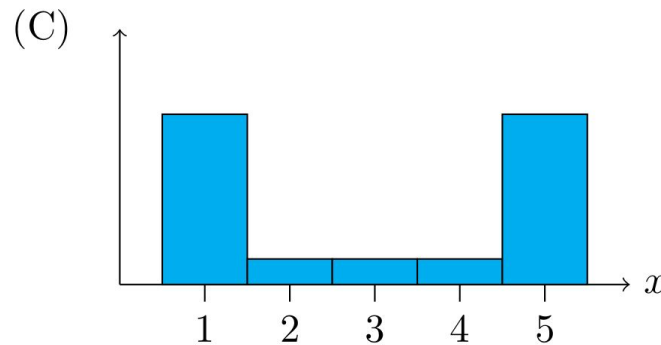
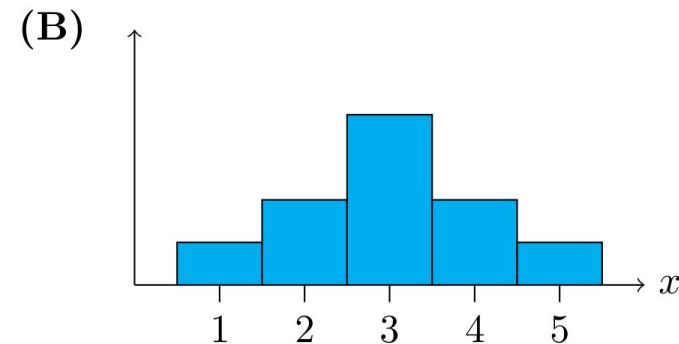
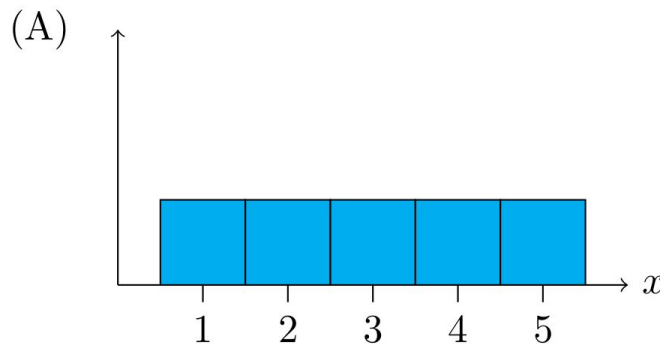
Elle est aussi égale à la **différence entre la moyenne des carrés** des valeurs de la variable et le **carré de la moyenne** :  $V(X) = E(X^2) - E(X)^2$

## Propriétés :

- $V(a+bX) = b^2 V(X)$
- $V(X+Y) = V(X-Y) = V(X) + V(Y)$ , si  $X$  et  $Y$  indépendants

# Variance (2)

La figure ci-dessous donne les fonctions de masse de 3 variables aléatoires. Classez-les par valeur d'écart-type, du plus grand au plus petit (on supposera que  $x$  a toujours la même unité).



# Variance (3)

**Remarque** : si la variance d'une variable  $X$  est nulle ( $V(X) = 0$ ), alors  $X$  est une constante.