

# Chapitre 4 - Probabilités

Julien GREPAT (cours) - Mica MURPHY (note) - Antoine SAGET (note)

Vendredi 15 février 2019

## 1 - Introduction

On considère une expérience aléatoire. L'ensemble des futurs possibles est noté  $\Omega$ . Un événement est un sous ensemble  $A$  de  $\Omega$ . L'ensemble des événements de  $\Omega$  que l'on peut considérer est la tribu  $\mathcal{F}$

$A, B \in \mathcal{F}$  alors  $A \cup B \in \mathcal{F}$ ,  $A \cap B \in \mathcal{F}$ ,  $\bar{A} \in \mathcal{F}$

La probabilité  $\mathcal{P} : \begin{cases} \mathcal{F} & \rightarrow [0, 1] \\ A & \mapsto \mathcal{P}(A) \end{cases}$  est la fréquence théorique de l'évènement  $A$  dans  $\Omega$ .

$\mathcal{P}$  est une mesure :

- Soit  $A, B \in \mathcal{F}$  et  $A \cap B = \emptyset$  alors  $\mathcal{P}(A \cup B) = \mathcal{P}(A) + \mathcal{P}(B)$
- $\mathcal{P}(\emptyset) = 0$  et  $\mathcal{P}(\Omega) = 1$

**Propriétés.** -  $\mathcal{P}(A \cup B) = \mathcal{P}(A) + \mathcal{P}(B) - \mathcal{P}(A \cap B)$  -  $\mathcal{P}(A \cup B) \leq \mathcal{P}(A) + \mathcal{P}(B)$  -  $\mathcal{P}(A \setminus B) = \mathcal{P}(A) - \mathcal{P}(A \cap B)$  - etc.

**Définition.** Probabilités conditionnelles : soient  $A, B \in \mathcal{F}$ . Supposons que  $A$  se réalise. On mesure ce qu'il "reste" de  $B$  dans  $A$ .

$$\mathcal{P}(B|A) = P_A(B) = \frac{\text{mesure}(A \cap B)}{\text{mesure}(A)} \times \frac{\text{mesure } \Omega}{\text{mesure } \Omega} = \frac{\mathcal{P}(A \cap B)}{\mathcal{P}(A)}$$

**Définition.**  $A, B \in \mathcal{F}$  sont indépendants si  $\mathcal{P}_A(B) = \mathcal{P}(B)$

On a  $\mathcal{P}_A(B) = \frac{\mathcal{P}(A \cap B)}{\mathcal{P}(A)} \Leftrightarrow \mathcal{P}(A \cap B) = \mathcal{P}(A) \times \mathcal{P}_A(B)$

Si  $A$  et  $B$  sont indépendants :  $\mathcal{P}(A \cap B) = \mathcal{P}(A) \times \mathcal{P}_A(B) = \mathcal{P}(A) \times \mathcal{P}(B)$

$(\mathcal{B})_{i=1}^n$  est un système complet d'évènements :  $\mathcal{B}_i \cap \mathcal{B}_j = \emptyset$  et  $\bigcup_{i=1}^n \mathcal{B}_i = \Omega$

**Formule de probabilités totales.**  $\mathcal{P}(A) = \sum_{i=1}^n \mathcal{P}(A \cap \mathcal{B}_i)$

## 2 - Variables aléatoires

On peut (presque toujours) quantifier les résultats d'une expérience.

$$\mathcal{P}(X \in [a, b]) = \mathcal{P}(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \in [a, b]\})$$

**Loi de Bernouilli.** Soit  $X \sim \mathcal{B}(p)$ ,  $X$  vaut 1 si réussite avec probabilité  $p$  et 0 sinon (échec).

$$\mathcal{P}(X = 1) = p ; \mathcal{P}(X = 0) = 1 - p$$

**Loi binomiale.** Soit  $X \sim \mathcal{B}(n, p)$ ,  $X$  compte le nombre de succès à  $n$  expériences de Bernoulli identiques et indépendantes avec probabilité de succès  $p$ .

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

*Rappel.*  $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$

**Loi géométrique.**  $X \sim \mathcal{G}(p)$

$X$  donne le rang de la première réussite à une succession d'expériences de Bernoulli indépendantes, identiques et de paramètre  $p$ .

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

**Loi de Poisson.** Soit  $X \sim \mathcal{P}(X)$  on a :

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

*Remarque.*  $e^\lambda = \sum \frac{\lambda^k}{k!}$

On s'intéresse, dans un premier temps aux variables prenant un nombre dénombrable de valeurs ( $\mathbb{N}$ )

**Loi de probabilité, fonction de répartition.** La loi de probabilité est la donnée de toutes les probabilités  $P(X = x_k)$ .

**Définition.** La fonction de répartition est définie par

$$F_X(x) = P(X \leq x)$$

**Théorème.** La fonction de répartition détermine entièrement une loi de probabilité.

### 3 - Espérance, variance, écart-type

**Définition.** La valeur moyenne des résultats de l'expérience  $X$  est nommée **espérance** de  $X$ , notée  $E[X]$  ou  $EX$

$$EX = \sum_{i \geq 1} x_i \times P(X = x_i)$$

*Remarque.*  $EX$  est la valeur que prendrait  $X$  si l'expérience n'était pas aléatoire. Si  $a \in \mathbb{R}$  est une constante  $Ea = a$ .

**Propriété.** La moyenne est **linéaire** :  $X, Y$  variables aléatoires,  $\lambda, \beta, \gamma \in \mathbb{R}$

$$E[\lambda X + \beta Y + \gamma] = \lambda EX + \beta EY + \gamma$$

**Définition.** L'**écart-type** est la distance moyenne entre les valeurs de  $X$  et son espérance.

$$\sigma_x = \sqrt{\sum_{i \geq 1} (x_i - EX)^2 P(X = x_i)}$$

*Remarque.* Formule de la distance dans  $\mathbb{R}^3$  :  $\sqrt{(x_B - x_A)^2 + (y_B - y_A)^2 + (z_B - z_A)^2}$

$$Var X = \sigma_x^2$$

**Théorème du transfert.**  $E\varphi(X) = \sum_{i \geq 1} \varphi(x_i)P(X = x_i)$

*Remarque.*  $Var X = E(X - EX)^2 = E(X^2) - (EX)^2$

**Propriété.**  $Var(\alpha X + \beta) = \alpha^2 Var X$  Si  $X$  et  $Y$  sont indépendantes :  $Var(X + Y) = Var X + Var Y$

**Inégalité de Bienaymé-Tchebychev.**  $P(|X - EX| > t) \leq \frac{Var X}{t^2}$

Posons  $t = a\sigma$

$$P(|X - EX| > a\sigma) \leq \frac{Var X}{a^2 \sigma^2} = \frac{1}{a^2}$$

Inégalité loin d'être optimale

## 4 - Retour sur les lois usuelles

**Loi de Bernoulli :**  $X \sim \mathcal{B}(p)$

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P(X \leq x) \\ &= \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ p & \text{si } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{si } x \geq 1 \end{cases} \\ &= p1_{[0,1[}(x) + 1_{[1,+\infty[}(x) \end{aligned}$$

*Remarque.*  $1_A(x) = 1$  si  $x \in A$ , 0 sinon.

$$EX = 1 \times P(X = 1) + 0 \times P(X = 0) = p$$

$$\begin{aligned} Var X &= E[(X - EX)^2] \\ &= (1-p)^2 P(X = 1) + (0-p)^2 P(X = 0) \\ &= (1-p)^2 p + p^2 (1-p) \\ &= p - p^2 \\ &= p(1-p) \end{aligned}$$

**Loi Binomiale :**  $X \sim \mathcal{B}(n, p)$

$X_1, \dots, X_n$  lois de Bernoulli de paramètre  $p$  indépendantes.

$$X = \sum_{i=1}^n X_i$$

$$EX = E \sum_{i=1}^n X_i = \sum_{i=1}^n EX_i = np \text{ (par linéarité)}$$

$$\begin{aligned} Var X &= Var \sum_{i=1}^n X_i \\ &= \sum_{i=1}^n Var X_i = np(1-p) \end{aligned}$$

**Théorème.** Soit  $X \sim \mathcal{B}(n, p)$  et  $Y \sim \mathcal{B}(m, p)$  indépendantes :

$$X + Y \sim \mathcal{B}(n + m, p)$$

**Loi géométrique :**  $X \sim \mathcal{G}(p)$

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

$$EX = \frac{1}{p}$$

$$VarX = \frac{1-p}{p}$$

$$F_x(k) = 1 - (1 - p)^k$$

**Loi de Poisson :**  $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$

$$P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, k \geq 0$$

$$\begin{aligned} EX &= \sum_{k \geq 0} k e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \\ &= e^{-\lambda} \sum_{k \geq 1} \frac{k \lambda^k}{k!} \end{aligned}$$

$$e^\lambda = \sum_{k \geq 0} \frac{\lambda^k}{k!}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial e^\lambda}{\partial \lambda} &= \sum_{k \geq 0} \frac{\partial \lambda (k/k!)}{\partial \lambda} \\ &= \sum_{k \geq 0} k \frac{\lambda^{k-1}}{k!} \end{aligned}$$

$$e^\lambda = \sum_{k \geq 1} k \frac{\lambda^{k-1}}{k!}$$

$$\begin{aligned} \lambda e^\lambda &= \sum_{k \geq 1} k \frac{\lambda^{k-1}}{k!} \\ &= \sum_{k \geq 1} k \frac{\lambda \lambda^{k-1}}{k!} \\ &= \sum_{k \geq 1} \frac{k \lambda^k}{k!} \end{aligned}$$

$$EX = e^{-\lambda} \times \lambda e^\lambda = \lambda$$

Tous calculs faits

$$VarX = \lambda$$

En pratique, une loi discrète dont l'espérance est très proche de sa variance ( $EX = VarX = \lambda$ ) se modélise par une loi de Poisson.

**Théorème.** Si  $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$  et  $Y \sim \mathcal{P}(\mu)$  indépendantes :

$$X + Y \sim \mathcal{P}(\lambda + \mu)$$

**Rappel.**  $X \sim \mathcal{B}(n, p)$ ,  $EX = np$ ,  $Var X = np(1 - p)$

Si  $p$  est petit ( $n$  grand) alors  $(1 - p) \approx 1$ .  $EX \approx Var X$

D'où le théorème suivant :

**Théorème.** Si  $n$  est grand (en pratique  $n \geq 50$ ) et  $p$  petit (en pratique  $p < 0,1$ ) alors :

$$\mathcal{B}(n, p) \simeq \mathcal{P}(np)$$

*Note.* On considère une loi  $\mathcal{B}(n, p)$  avec  $p$  grand ( $p \geq 0,1$ ), on peut plutôt compter les échecs par une loi Binomiale  $\mathcal{B}(n, 1 - p)$  avec  $1 - p$  petit. On utilise alors le théorème précédent.

## 5 - Variables (absolument) continue

Une variable  $X$  est dite à densité s'il existe une fonction  $f_x$  telle que

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f_x(x) dx \forall a, b \in \mathbb{R}$$

- $P(X = a) = 0$
- $f_X \geq 0$
- $P(\Omega) = 1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx$

### Fonction de répartition

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_x(x) dx$$

C'est la primitive de  $f_x$  qui a une limite nulle en  $-\infty$ .

$$(F_X(x))' = f_X(x)$$

### Espérance et variance

$$E X = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx$$

Si  $X$  discrète :  $E X = \sum x_i P(X = x_i)$

**Théorème. Transfert.** Soit  $\varphi$  continue bornée,

$$E \phi(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x) f_x(x) dx$$

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

$$\sigma_x = \sqrt{Var X}$$

Toutes les propriétés énoncées au paragraphe précédent restent vraies dans le cadre des variables continues.

1) Variable **uniforme** sur  $[a, b]$  :  $X \sim \mathcal{U}([a, b])$

Tout intervalle  $I$  de longueur  $l$  totalement inclus dans  $[a, b]$  à la même probabilité.

$$P(X \in I) = \frac{l}{b-a}$$

$b-a$  longueur de  $[a, b]$  et  $l$  longueur de  $I$ .

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq a \\ P(a \leq X \leq x) = \frac{x-a}{b-a} & \text{si } a \leq x \leq b \\ 1 & \text{si } b \leq x \end{cases}$$

$$f_X(x) = \frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{[a,b]}(x)$$

1