

# Probabilités et statistiques

## INTRODUCTION

au 17ème siècle PASCAL et DE FERMAT ont basé leur travaux sur la Théorie des jeux. => À donné naissance à toutes la théorie combinatoire.

Au 20ème siècle, KOLMOGOROV à formalisé les statistiques pour arriver au formalisme moderne. Ses travaux sont basés sur la théorie de la mesure).

### Notion intuitive de probabilité

- Sur 1D6, la probabilité d'obtenir un 5 est de  $\frac{1}{6}$  uniquement si le dé est équilibré.
- Soit N lancers de 1D6 équilibré. La probabilités d'obtenir un 5 n'est valable que pour N grand.

## MESURE ET PROBABILITÉS

### Vocabulaire

Une Épreuve aléatoire  $\Omega = \{\text{résultats possibles}\}$   
 $\omega_p = \text{résultats élémentaires}$

### exemple du dé

$$\omega_1 = 1, \omega_2 = 2$$

$$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

$A \subset \Omega$  événements = résultats possibles

$\mathcal{A}$  = famille de  $A_i$  vérifiant 3 règles :

- $\Omega \in \mathcal{A}$
- $\forall A_i \in \mathcal{A}, C_{\Omega}^{A_i} \in \mathcal{A}$
- $\forall A_i \in \mathcal{A}, i \in A_i \in \mathcal{A}$

L'ensemble forme une tribu  $\mathcal{A}$

### Définition

On associe à chaque  $A_i \in A$  un nombre  $\equiv$  probabilité

$$p : A \rightarrow [0, 1]$$

$A_i \rightarrow p(A_i) = \text{probabilité de réaliser } A_i \text{ sur une épreuve.}$

P vérifie 3 règles:

$$A_i \in A, p(\emptyset) = 0 \leq p(A_i) \leq 1 = p(\Omega)$$

$$A_i \in A, p(C_\Omega A_i) = 1 - p(A_i)$$

$$A_i \in A, i \in I \quad p\left(\bigcup_{i \in I} A_i\right) = \sum_{i \in I} p(A_i)$$

ssi les  $A_i$  sont 2 à 2 disjoints.

### exemple

dé à 6 faces

$$\begin{aligned}\Omega &= \{1, 2, 3, 4, 5, 6\} \\ A_1 &= \{\Omega, \emptyset\} \\ A_2 &= \{\Omega, \emptyset, \{1, 3, 5\}, \{2, 4, 6\}\} \\ A_3 &= \{\Omega, \emptyset, \{1\}, \{2\}, \{2, 3, 4, 5, 6\}, \{1, 3, 4, 5, 6\}, \{1, 2\}, \{1, 4, 5, 6\}\} \\ (\Omega, A, p) &\equiv \text{espace probabilisé}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}A_i \text{ et } A_j \text{ incompatible} &\quad p(A_i \cap A_j) = 0 \\ A_i \text{ et } A_j \text{ indépendants} &\quad p(A_i \cap A_j) = p(A_i) \times p(A_j) \\ \text{Probabilité inconditionnelle} &\quad p(A_i | A_j) = \frac{p(A_i \cap A_j)}{p(A_j)}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{proba } A_i \text{ conditionnelement à } A_j \\ A_i \text{ sachant } A_j\end{aligned}$$

### Loi des probabilités totales

partition  $(A_i)$  de  $\omega \in A \rightarrow \bigcup_i A_i = \Omega, \forall i \neq j, A_i \cap A_j = \emptyset$

$$\forall B \in A, p(B) = \sum_{i \in I} p(B | A_i) p(A_i)$$

## Formules de Bayes

Partition  $(A_i)$  de  $\Omega$  :  $\forall B \in \mathcal{A}$

$$\begin{aligned} p(A_k | B) &= \frac{p(B|A_k)p(A_k)}{\sum_i p(B|A_i)p(A_i)} \\ &= \frac{p(A_k \cap B)}{p(B)} \end{aligned}$$

$B = \cup_i (B \cap A_i) \equiv$  partition de B.

$$\rightarrow p(B) = \sum_i p(B \cap A_i) = \sum_i p(A_i | B)p(A_i)$$

## Propriété de la mesure de proba

$\forall A_i$  et  $A_j$  disjoints  $p(A_i \cap A_j) = p(A_i) + p(A_j)$

Dans le cas général :

$$p(A_i \cap A_j) = p(A_i) + p(A_j) - p(A_i \cup A_j)$$

Voir schéma 1

## Exercice

Je cherche mon cours, que j'ai rangé dans mon bureau avec une probabilité p. Le bureau possède 3 tiroirs semblables.

- J'ouvre le 1er tiroir ... en vain
- j'ouvre le 2ème tiroir ... en vain

Quelle est la probabilité de le trouver dans le 3ème tiroir ?

Soit  $A$  le cour dans le 3ème tiroir.

Soit  $B$  le cour ni dans le 1er, ni dans le 2ème.

$$\begin{aligned} p(A | B) &= \frac{p(A \cap B)}{p(B)} \\ &= \frac{p(A)}{p(B)} \text{ car } A \text{ est compris dans } B \end{aligned}$$

Au départ :  $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_0\}$

avec  $\omega_0$  = pas dans le bureau.

$\omega_i$  = dans le tiroir  $i$  ( $i = 1, 2, 3$ )

La tribu utile sur cet exemple :

$$\begin{aligned} A_1 &= \{\Omega, \emptyset, \{\omega_1\}, \{\omega_2\}, \{\omega_1, \omega_2\}, \{\omega_2, \omega_3, \omega_0\}, \dots\} \\ A_2 &= \{\Omega, \emptyset, \{\omega_1, \omega_2\}, \{\omega_3, \omega_0\}, \{\omega_0\}, \{\omega_3\}, \{\omega_1, \omega_2, \omega_3\}, \{\omega_0, \omega_1, \omega_2\}\} \end{aligned}$$

Pour  $A_2$ , les probabilités sont respectivement de  $\{1, 0, \frac{2}{3}, 1-p+\frac{p}{3}, 1-p, \frac{p}{3}, p, 1-p+\frac{2p}{3}\}$

$$A'_2 = \{\{\omega_3, \omega_0\}, \emptyset, \{\omega_3\}, \{\omega_0\}\}$$

## VARIABLE ALEATOIRE RÉELLE CONTINUE

Soit une variable aléatoire  $x$  à valeurs sur  $\mathbb{R}$

$$\Omega = \mathbb{R}$$

$$A_i \subset \Omega$$

$$A = \{A_i\} = \text{tribu}$$

Les  $A_i$  de base sont  $] -\infty; x] \hookrightarrow \text{tribu Borclienne} \equiv \mathcal{B}_{\mathbb{R}}$

### Fonction de répartition de la variable aléatoire $x$

$$F_x : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1] \\ x \in \mathbb{R} \rightarrow \text{proba}(x \in ] -\infty, x])$$

Il existe 3 types de variables aléatoires.

- continue :  $F_x$  est continue. \*\*cf fig 2\*\*
- discrete :  $F_x$  est continue par morceaux. \*\*cf fig 3\*\*
- mixte : (ex: temps d'attente à un feu) \*\*cf fig 3\*\*

propriétés de  $F_x$  :

$$\forall x \in \mathbb{R}$$

$$F_x(-\infty) \leq F_x(x) \leq 1 = F_x(+\infty)$$

$$F_x \text{ est croissante}$$

$$\forall a, b \in \mathbb{R}, a \leq b$$

$$F_x(b) - F_x(a)$$

$$] -\infty, b] - ] -\infty, a]$$

$$F_x(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_x(u) du$$

fct répartition

$$f_x(x) = \frac{dF_x}{dx} \text{ (au sens des distributions)}$$

Densité de probabilité  $f_x = \frac{dF_x}{dx} \geq 0$ .

$f_x$  est sommable :  $\int_{\mathbb{R}} f_x(x) dx = 1 \rightarrow \hat{f}_x$  existe (le chapeau correspond à la transformée de Fourier).

$$\begin{aligned} \text{La probabilité de } (x \in ]a, b) &= F_x(b) - F_x(a) \\ &= \int_a^b f_x(x) dx \end{aligned}$$

### exemple

Loi uniforme sur  $[a, b]$ , avec  $b > a$ .

$f_x$  est constante sur  $[a, b]$ , et nulle ailleurs

cf ex 5

### Loi de Gauss

C'est la même chose que la loi normale  $N(m, \sigma^2)$ .  $f_x(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp -\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}$

cf fig 6

NB :  $F_x(x) \rightarrow$  table de loi

### Loi de Cauchy ( $a > 0$ )

$$\begin{aligned} f_x(x) &= \frac{1}{\pi} \frac{a}{a^2 + x^2} \\ F_x(x) &= \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan \frac{x}{a} \end{aligned}$$

**Espérance mathématique d'une variable aléatoire  $x$  de densité de probabilité  $f_x$**

$$E\{x\} = \int_{\mathbb{R}} x f_x(x) dx$$

NB : peut ne pas exister.

exemple : Cauchy  $E(x) = +\infty$

$$E\{g(x)\} = \int_{\mathbb{R}} g(x) f_x(x) dx$$

La fonction  $g$  doit être mesurable  $\sim$  continue par morceaux, en particulier :  
 $g(x) = x^n$

$$E(x^n) = \int_{\mathbb{R}} x^n f_x(x) dx$$

On appelle cette fonction un moments d'ordre  $n$ .

$n = 1 \rightarrow$  moyenne de  $x$

$n = 2 \rightarrow$  dispersion de  $x$

Variance de  $x$  :  $E\{[x - E(x)]^2\} = \text{var}(x)$  (NB: la partie entre crochet est une variable aléatoire  $x$  centrée).

$$\begin{aligned} \text{var}(x) &= E(x^2) - E^2(x) \\ &= E\{x^2 - 2xE(x) + E^2(x)\} \\ &= E(x^2) - 2E(x)E(x) + E^2(x) \\ &= E(x^2) - E^2(x) \end{aligned}$$

NB :  $E$  est un opérateur binaire.

$$\begin{aligned} E(x) &= \int_{\mathbb{R}} x f_x(x) dx \\ E(ax + b) &= \int_{\mathbb{R}} (ax + b) f_x(x) dx \\ &= a \int_{\mathbb{R}} x f_x(x) dx + b \int_{\mathbb{R}} f_x(x) dx \end{aligned}$$

### Inégalité de Bienaginé - Chebychev

Variable aléatoire  $x$  de densité de probabilité  $f_x$ . La probabilité  $(|x - E(x)| > a) \leq \frac{\sigma^2}{a^2}$

$$\begin{aligned} \sigma^2 &\equiv \text{var}(x) \\ \sigma &\equiv \sqrt{\text{var}(x)} \end{aligned}$$

$\sigma$  est l'écart type.

**Cf démo dans le poly**

### Changement de variable

v.a.x de la loi connue  $f_x$ .

- Loi bijection croissante :

$$y = h(x)$$

$h \equiv$  continue par morceaux

**cf fig 7**

$$\begin{aligned}
F_y(y) &= p(y \leq y) \\
&= p(x \leq h^{-1}(y)) \\
&= F_x(h^{-1}(y)) \\
F_y(y) &= \frac{d}{dy} F_y(y) \\
&= \frac{d}{dx} F_x(h^{-1}(y)) \frac{dh^{-1}(y)}{dy} \\
&= f_x(h^{-1}(y)) \frac{dx}{dy}
\end{aligned}$$

- Loi bijection décroissante :

**cf fig 8**

$$\begin{aligned}
F_y(y) &= p(x \in [h^{-1}(y), +\infty[) \\
&= 1 - F_x(h^{-1}(y)) \\
f_y(y) &= -f_x(h^{-1}(y)) \frac{dh^{-1}(y)}{dy}
\end{aligned}$$

- Loi bijective :

$$f_y(y) = f_x(h^{-1}(y)) \left| \frac{dx}{dy} \right|$$

- Cas général :

soient  $\{x_i\}, i \in I$  les antécédants de y.

$$h(x_i) = y \forall i \in I$$

$$f_y(y) = \sum_{i \in I} f_x(h^{-1}(y)) \left| \frac{dx}{dy} \right|$$

**exercice : x uniforme sur  $[-\frac{\pi}{2}, \frac{3\pi}{2}[$**

$$y = a \sin x, a > 0$$

**cf ex 9**

$$\forall y \text{ tel que } |y| > a, f_y(y) = 0$$

$$f_y(y) = f_x(x_i) \left| \frac{dx}{dy} \right|_{x=x_i} + f_x(x_i) \left| \frac{dx}{dy} \right|_{x=x_2} = \frac{1}{\pi} \frac{\frac{1}{a}}{\sqrt{1 - \frac{y^2}{a^2}}}$$

$$x_1 = \arcsin\left(\frac{y}{a}\right)$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \frac{dx}{dy} &= \frac{\frac{1}{a}}{\sqrt{1 - (\frac{y}{a})^2}} \\ x_2 &= \pi - x_1 \\ x_2 &= \pi - \arcsin(\frac{y}{a}) \\ \Rightarrow \left| \frac{dx}{dy} \right|_{x=x_2} &= \left| \frac{dx}{dy} \right|_{x=x_2} = \frac{\frac{1}{a}}{\sqrt{1 - \frac{y^2}{a^2}}} \end{aligned}$$

## Rappels

$$\begin{aligned} F_x(x) &= \text{proba}(X \leq x) \\ f_x(x) &= \frac{dF_x}{dx} \text{d.d.p.} \\ E(g(x)) &= \int_{\mathbb{R}} g(x) f_x(x) dx \\ f_x(x) dx &= \text{et } f_x(x) \geq 0 \end{aligned}$$

$f_x$  chapeau (V), TF de  $f_x(x)$  existe#####

## Fct caractéristiques

$$\begin{aligned} \phi_x : \mathbb{R} &\rightarrow \mathbb{C} \\ t &\rightarrow E\{e^{itx}\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{dk}{dt^k} \phi_x(t) &= \int \mathbb{R} (ix)^k e^{itx} f_x(x) dx \\ \phi_x^{(k)}(0) &= i^k \int \mathbb{R} x^k f_x(x) dx (\text{avec le contenu de l'intégrale} = E(x^k)) \end{aligned}$$

Si la v.a.x possède des moments jusqu'à l'ordre k, sa fonction caractéristique est k fois dérivable en t=0 et  $\phi_x^{(k)}(0) = i^k E(x^k)$ .

Ex : Loi gaussienne

$$\begin{aligned} X &\rightarrow \mathcal{N}(m, \sigma^2) \\ f_x(x) &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp -\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2} \\ \phi_x(t) &= e^{itm} e^{-t^2\sigma^2/2} \end{aligned}$$



$\infty$  dérivale en  $t=0$ .

$\rightarrow E(x^k)$  existe  $\forall k$

$$\begin{aligned} E(x) &= \int \mathbb{R} x f_x(x) dx \\ &= \dots \\ &= m \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \phi'_x(t) &= im e^{itm} e^{-t^2 \sigma^2 / 2} \\ &= e^{itm} t \sigma^2 e^{-t^2 \sigma^2 / 2} \\ \phi'_x(0) &= \Im \end{aligned}$$

$$Var(x) = E(x^2) - E^2(x)$$

Ex: Loi de Cauchy

$$\begin{aligned} f_x(x) &= \frac{1}{\pi} \frac{a}{a^2 + x^2} \\ a &\in \mathbb{R} \\ \forall k \in \mathbb{N}^* E(x^k) &= \dots = \infty \\ \phi_x(t) &= e^{-a|t|} \end{aligned}$$

## V.A. RÉELLE DISCRETE

v.a.x d valeurs dans  $\mathbb{R}$ , mais :

$$\begin{aligned} \Omega &= \{x_1, x_2, \dots, x_n\} \\ &= \{x_i, i \in I\} \end{aligned}$$

## Fct répartition

$$\forall x \in \mathbb{R} F_x(x) = \text{proba}(X \leq x)$$

$F_x$  est continue à droite, continue par morceaux, en tout  $x$ .

$$F_x(x_i) - \lim_{h \rightarrow 0^+} F_x(x - h) = \text{proba}(X = x_i)$$

## densité de probabilité

$$\begin{aligned}F_X(x) &= \frac{dF_x}{dx}(x) \\f_X &= \frac{dF_x}{dx} \\&= \sum_{i \in I} \text{proba } X = x_i \delta_{x_i}\end{aligned}$$

## Moments

$$\begin{aligned}E\{X^k\} &= \langle f_x, x^k \rangle \\&= \sum_{i \in I} p(X = x_i) x_i^k\end{aligned}$$

## Fonction Caractéristique

$$\phi_x(t) = \sum_{l \in I} p(x = x_l) e^{itx_l}$$

## Exemple

- Loi de Bernoulli ( $p \in [0, 1]$ ).  $x$  peut valoir 1 ou 0.

ainsi :

$$\left\{ \begin{array}{l} X = 1 = p \\ X = 0 = 1 - p \end{array} \right.$$

$p = 1/2$  Connu sous la loi de *pile ou face*.

$$\forall k \in \mathbb{N}^*, E(x^k) = p$$

$$\text{var}(x) = p - p^2$$

$$\text{Var}(x) = p(1 - p)$$

cf fig 10

$$Y = \sum_{k=1}^n x_k$$

Chaque  $x_k$  suit une loi de Bernoulli ( $p$ ). Les  $X_k$  sont 2 à 2 indépendants.  $X$  suit une loi Binomiale ( $n, p$ ).

$$\forall y \in \{0, 1, 2, \dots, n\} p(Y = y) C_n^y p^y (1 - p)^{n-y}$$

$$Y = y_i \Rightarrow y \text{ présents} \rightarrow p^y$$

$$n - y \text{ absents} \rightarrow (1 - p)^{n-y}$$

nb :

$$C_n^y = \frac{n!}{y!(n-y)!}$$

$$A_n^y = \frac{n!}{(n-y)!}$$

Maintenant  $n \rightarrow \infty$ , alors, comme  $np = \lambda = \text{constante} > 0$ .

$$Y = \sum_{k=1}^n x_k$$

C'est la loi de Poisson, qui ne dépend que de  $\lambda$ .

$$p(Z = z) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^z}{z!} \forall z \in \mathbb{N}$$

$$E(X) = \dots = \lambda$$

$$\text{Var}(X) = \dots = \lambda$$

## V.A. Réelle vectorielle

Permet de prendre en compte les éventuelles dépendances entre plusieurs variables.

### Fct de répartition

$$F_x(\vec{x}) = \text{proba}(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n)$$

Propriétés :

$$0 = F_{\vec{x}}(-\infty, x_2, \dots, x_n) \leq F_{\vec{x}}(\vec{x}) \leq 1 = F_{\vec{x}}(\infty, \infty, \dots, \infty)$$

- n = 2

$$\text{proba}(a < x_1 \leq b, c < x_2 \leq d) = F_{x_1, x_2}(b, d) - F_{\vec{x}}(b, c) - F_{\vec{x}}(a, d) + F_{\vec{x}}(a, c)$$

cf fig 11

## Densité de probabilité

$$f_{\vec{x}} = \frac{d^n}{d_{x_1}, d_{x_2}, \dots, d_{x_n}} F_{\vec{x}}(\vec{x})$$

- n = 2

$$\text{proba}(a < x_1 \leq b, c < x_2 \leq d) = \int_{x_1 \in ]a, b], x_2 \in ]c, d]} f_{\vec{x}}^{x_1, x_2}$$

## Lois marginales (n=2)

couple de v.a. (x, y)

$$F_{x,y}(x, y) \text{ connue} \Rightarrow F_x(x) * F_{x,y}(x, \infty)$$

de même

$$f_x(x) = \frac{dF_x(x)}{dx} = \frac{d}{dx} F_{x,y}(x, \infty) = \int_{\mathbb{R}} f_{x,y}(x, y) dy$$

## Indépendances - Loi conditionnelle

Si x et y sont indépendantes alors  $\forall (x, y) f_{x,y}(x, y) = f_x(x) \cdot f_y(y)$  et  $f_{x,y}(x, y) = f_x(x) \cdot f_y(y)$

Loi conditionnelle  $f_{x|y}(x|y) = \frac{f_{x,y}(x,y)}{f_y(y)}$ . Formule des probabilités totales ;

$$F_y(y) = \int \mathbb{R} f_{x,y}(x, y) dx = \int \mathbb{R} f_{y|x}(y|x) f_x(x) dx$$

**DISCRETE**

**VECTORIELLE**

**REGRESSION**

**THEOREMES AUX LIMITES**

**ESTIMATION PARAMÉTRIQUE**

**TESTS D'HYPOTHÈSES**

**Références**

BASS : Éléments de calcul des probabilités MASSON VENTETSEL : Théorie  
des probabilités MIR RÉNYI : Calcul des probabilités MASSON (I.GABAY)  
JAFFARD : Méthodes de la statistique MASSON Série SCHAUM chamilo