

Statistique Inférentielle - Introduction

Devoit • cadre @ univ-rennes2.fr

CHAPITRE 1: RAPPELS DE PROBABILITES DISCRETES

1- Variables aléatoires discrètes

Considérons l'expérience : on lance une pièce et on note le résultat, soit pile ou face. C'est une expérience aléatoire, au sens où on ne peut pas prédire l'issue.

Pour modéliser l'expérience, on introduit la fonction

$$X: \Omega \rightarrow \{0, 1\} \text{ avec } \begin{cases} 1 = \text{codage de pile} \\ 0 = \text{ " " face} \end{cases}$$

avec Ω , **l'univers**, qui représente l'ensemble des conditions expérimentales.

Notez que Ω est inconnu, dans le sens où on ne peut pas le décrire de manière exhaustive.

Conséquence : on ne peut pas définir X .

Définition Une variable aléatoire discrète est une fonction $X: \Omega \rightarrow D$, où D est un ensemble discret ($D = \mathbb{Z}^d$, $D = \mathbb{N}^d$, $D = \{0,1\}$ etc).

Une réalisation de la variable aléatoire discrète (vad) à valeurs dans D est un $X(\omega)$, pour $\omega \in \Omega$.

Définition Soit X une vad à valeurs dans D - la loi de X est caractérisée par les probabilités $\mathbb{P}(X=x)$, $x \in D$.

Ici, \mathbb{P} est une probabilité sur Ω , et le couple (Ω, \mathbb{P}) s'appelle espace probabilisé. On rappelle que \mathbb{P} est une probabilité sur Ω si :

① Pour tout $A \subset \Omega$, $\mathbb{P}(A) \in [0,1]$

② $\mathbb{P}(\emptyset) = 0$

③ Pour toute suite $(A_n)_n$ disjointe, $A_n \subset \Omega$ et,

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_n A_n\right) = \sum_n \mathbb{P}(A_n)$$

Revenons en au lancer de pièce, modélisé par la v.a.d. $X: \Omega \rightarrow \{0, 1\}$.
Supposons que la pièce est équilibrée. La loi de X est décrite par $\mathbb{P}(X=x)$,
 $\forall x \in \{0, 1\}$. Ici, $\mathbb{P}(X=0) = \mathbb{P}(X=1) = \frac{1}{2}$

2. Lois discrètes usuelles

Pour indiquer que la v.a.d. X suit la loi \mathcal{L} , on note $X \sim \mathcal{L}$.

① Loi uniforme sur $A \subset \mathbb{Z}^d$ (fini), notée $\mathcal{U}(A)$. On a $X \sim \mathcal{U}(A)$ si

$$\mathbb{P}(X=x) = \frac{1}{\text{Card}(A)} \quad \forall x \in A$$

Par exemple, le lancer d'une pièce équilibrée.

② Loi de Bernoulli de paramètre $p \in [0, 1]$, notée $\mathcal{B}(p)$. On a $X \sim \mathcal{B}(p)$ si

$$\mathbb{P}(X=1) = p \text{ et } \mathbb{P}(X=0) = 1-p$$

Noter que X est à valeurs dans $\{0, 1\}$. Par exemple, le lancer d'une pièce, éventuellement non équilibrée.

③ Loi binomiale de paramètres (n, p) avec $n \in \mathbb{N}$ et $p \in]0, 1[$, notée $\mathcal{B}(n, p)$. On a $X \sim \mathcal{B}(n, p)$ si

$$P(X=x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \quad \forall x \in \{0, \dots, n\}.$$

Notes que X est à valeurs dans $\{0, 1, \dots, n\}$. Dans le cadre de répétitions (n fois) indépendantes d'une expérience de Bernoulli, cette loi modélise le comptage du nombre de succès. Par exemple, on lance n fois une pièce, et on compte le nombre de pile obtenus.

④ Loi géométrique de paramètre $p \in]0, 1[$, notée $\mathcal{G}(p)$. On a $X \sim \mathcal{G}(p)$ si

$$P(X=x) = p(1-p)^{x-1} \quad \forall x \in \mathbb{N}^*.$$

X est donc à valeurs dans \mathbb{N}^* . Dans le cadre de la répétition d'expériences de Bernoulli, cette loi modélise le rang du 1^{er} succès.

⑤ Loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$, notée $\mathcal{P}(\lambda)$. On a $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ si

$$\mathbb{P}(X=x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} \quad \forall x \in \mathbb{N}.$$

X est donc à valeurs dans \mathbb{N} . Cette loi modélise les événements rares, cf chapitre 2.

3 - Espérance

Pour X une v.a.d à valeurs dans \mathcal{D} . Sa moyenne ou espérance $\mathbb{E}(X)$ est définie par

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{x \in \mathcal{D}} x \mathbb{P}(X=x),$$

sous réserve de convergence absolue de la série (implicite d'ici d'ici).

Théorème de transfert Soit X une v.a.d à valeurs dans D et $g: D \rightarrow \mathbb{R}$.

Alors (sous réserve de convergence absolue de la série), l'espérance de la v.a.d $g(X)$ vaut

$$\mathbb{E}(g(X)) = \sum_{x \in D} g(x) \mathbb{P}(X=x)$$

Propriétés

① Si X_1 et X_2 sont telles que $X_1(\omega) \leq X_2(\omega) \forall \omega \in \Omega$, alors $\mathbb{E}(X_1) \leq \mathbb{E}(X_2)$

② Si X_1 et X_2 sont des v.a.d et $a_0, a_1, a_2 \in \mathbb{R}$, alors

$$\mathbb{E}(a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2) = a_0 + a_1 \mathbb{E}(X_1) + a_2 \mathbb{E}(X_2) \quad (\text{linéarité})$$

③ Si X est une v.a.d, $|\mathbb{E}(X)| \leq \mathbb{E}(|X|)$

La **variance** de la v.a.d X , notée $\text{var}(X)$, mesure l'écart quadratique des valeurs prises par X par rapport de sa moyenne:

$$\text{var}(X) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}(X))^2)$$

En pratique, pour calculer $\text{Var}(X)$, on utilise:

$$\text{Var}(X) = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X)^2 \quad \text{Formule de Koenig.}$$

On note la formule de translation-homothétie :

$$\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X)$$

Quelques résultats qu'il est bon de connaître

Loi	MOYENNE	VARIANCE
$\mathcal{B}(p)$	p	$p(1-p)$
$\mathcal{B}(n, p)$	np	$np(1-p)$
$\mathcal{G}(p)$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
$\mathcal{P}(n)$	n	n

4. Indépendance

Les v.a.d X_1, \dots, X_n à valeurs dans D sont **indépendantes** si, pour tout $I \subset \{1, \dots, n\}$ et tout $x_i \in D, i \in I$, on a

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i = x_i\}\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i = x_i)$$

Notes que si X_1, \dots, X_n sont indépendantes, alors $g_1(X_1), \dots, g_n(X_n)$ sont indépendantes, avec $g_i : D \rightarrow \mathbb{R}$. De plus, si X_1, \dots, X_n sont indépendantes :

$$\mathbb{E}(X_1 X_2 \dots X_n) = \mathbb{E}(X_1) \mathbb{E}(X_2) \dots \mathbb{E}(X_n)$$

$$\text{et } \text{var}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i)$$

5. quelques résultats incontournables

Théorème Soient $a > 0$ et X une var. Alors :

$$\mathbb{P}(|X| \geq a) \leq \frac{\mathbb{E}(|X|)}{a} \quad (\text{Inégalité de Markov})$$

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}(X)| \geq a) \leq \frac{\text{Var}(X)}{a^2} \quad (\text{Inégalité de Bienaymé-Tchebychev})$$

Théorème (Inégalité de Cauchy-Schwarz)

Si X_1 et X_2 sont des var., alors

$$\mathbb{E}(X_1 X_2)^2 \leq \mathbb{E}(X_1^2) \mathbb{E}(X_2^2)$$

Théorème (Loi des grands nombres) Soient X_1, X_2, \dots des var. indépendantes et de même loi. Alors

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E} \left(\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mathbb{E}(X_1) \right| \right) = 0$$