Inférence statistique

Cours 2 : Inférence paramétrique

Michal W. Urdanivia*

*UGA, Faculté d'Économie, GAEL, e-mail : michal.wong-urdanivia@univ-grenoble-alpes.fr

14 septembre 2022

2. Identification

3. Estimation des paramètres

1. Modèle statistique

2. Identification

3. Estimation des paramètres

- On considère le résultat observé d'une expérience statistique qui est un échantillon X_1, X_2, \ldots, X_n de n v.a. i.i.d. sur un espace mesurable $(\mathcal{E}, \mathcal{F})$, avec typiquement $\mathcal{E} \subseteq \mathbb{R}$, et de distribution commune notée P.
- <u>Définition formelle</u>: un modèle statistique associé à cette expérience statistique est un triplet :

$$(\mathcal{E}, \mathcal{F}, (\mathsf{P}_{\theta})_{\theta \in \Theta})),$$

où:

- $(\mathcal{E}, \mathcal{F})$ est l'espace mesurable des observations;
- $(P_{\theta})_{\theta \in \Theta}$ est une famille de mesures de probabilité sur $(\mathcal{E}, \mathcal{F})$;
- ⊖ est appelé l'ensemble des paramètres.

- Généralement il sera supposé que le modèle est correctement spécifié, i.e., défini tel que P = P_θ, pour un θ ∈ Θ.
- Ce paramètre en particulier est appelé **vrai paramètre**, et il est inconnu : le but de l'expérience statistique est de l'estimer.
- On supposera aussi que $\Theta \subseteq \mathbb{R}^d$ pour $d \ge 1$. On parle alors de **modèle paramétrique**.

• Exemples :

1. Pour *n* tirages de Bernoulli :

$$({0,1}, \mathcal{P}({0,1}), (Ber(p))_{p \in (0,1)})$$

2. Si $X_1, \ldots, X_n \overset{i.i.d.}{\sim} \mathcal{E}xp(\lambda)$, pour un $\lambda > 0$ inconnu :

$$(\mathbb{R}_+^*, \mathcal{B}(\mathbb{R}_+^*), (\mathcal{E}xp(\lambda))_{\lambda>0}).$$

3. Si $X_1, \ldots, X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{P}oiss(\lambda)$, pour un $\lambda > 0$ inconnu :

$$(\mathbb{N}, \mathcal{P}(\mathbb{N}), (\mathcal{P}oiss(\lambda))_{\lambda>0}).$$

4. Si $X_1, \ldots, X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, pour un $\mu \in \mathbb{R}$ inconnu et $\sigma^2 > 0$:

$$\left(\mathbb{R},\mathcal{B}(\mathbb{R}),\left(\mathcal{N}(\mu,\sigma^2)\right)_{(\mu,\sigma^2)\in\mathbb{R}\times\mathbb{R}_+^*}\right).$$

1. Modèle statistique

2. Identification

3. Estimation des paramètres

2. Identification

2. Identification

• Le paramètre θ est qualifié d'**identifié** ssi l'application $\theta \in \Theta \mapsto P_{\theta}$ est injective, i.e.,

$$\theta \neq \theta' \Rightarrow \mathsf{P}_{\theta} \neq \mathsf{P}_{\theta'}$$

- 1. Dans tous les exemples précédents le paramètre était identifié.
- 2. Si $X_i = \mathbf{1}(U_i \ge 0)$, où $U_1, U_2, \dots, U_n \overset{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, pour un $\mu \in \mathbb{R}$ et $\sigma^2 > 0$, tous les deux inobservés : μ et σ^2 ne sont pas identifiés. Néanmoins μ/σ l'est.

- 1. Modèle statistique
- 2. Identification

3. Estimation des paramètres

3. Estimation des paramètres

3. Estimation des paramètres

• <u>Idée</u>: étant donné un échantillon $X_1, X_2, ..., X_n$ et un modèle statistique $(\mathcal{E}, \mathcal{F}, (P_\theta)_{\theta \in \Theta})$, on veut estimer le paramètre θ .

Définitions :

- **Statistique** : toute fonction mesurable de l'échantillon, e.g., \bar{X}_n , $\max_i X_i$, $X_1 + \log(1 + |X_n|)$, variance empirique, etc, . . .
- **Estimateur** de θ : toute statistique dont l'expression ne dépend pas de θ .
- Un estimateur $\hat{\theta}$ de θ est faiblement consistant/convergent ssi :

$$\hat{\theta}_n \stackrel{p}{\to} \theta$$
 (par rapport à P_{θ}).

Remarque: lorsque la convergence est presque sûre(i.e., $\stackrel{p}{\longrightarrow}$ " à la place de $\stackrel{p}{\longrightarrow}$ "), l'estimateur est **fortement consistant/convergent**.

3. Estimation des paramètres

- **Biais** d'un estimateur $\hat{\theta}_n$ de θ :

$$\mathsf{E}(\hat{\theta}_n) - \theta$$
.

- Risque(ou risque quadratique) d'un estimateur $\hat{\theta}_n$:

$$\mathsf{E}\Big(\big|\hat{\theta}_n-\theta\big|^2\Big).$$

Remarque : si $\Theta \subseteq \mathbb{R}$,

 $Risque\ quadratique = Biais^2 + Variance.$

- 1. Modèle statistique
- 2. Identification

- 3. Estimation des paramètres
- 4. Intervalles de confiance

- Soit un modèle statistique $(\mathcal{E}, \mathcal{F}, (P_{\theta})_{\theta \in \Theta})$ sur les observation X_1, X_2, \dots, X_n , et supposons $\Theta \subseteq \mathbb{R}$.
- **Définitions** : pour $\alpha \in (0, 1)$.
 - Intervalle de confiance(C.I.) de niveau 1α pour θ : tout intervalle aléatoire(i.e., dépendant de X_1, X_2, \dots, X_n) IC dont les bornes ne dépendent pas de θ et tel que :

$$P(IC \ni \theta) \ge 1 - \alpha, \forall \theta \in \Theta.$$

- Intervalle de confiance(C.I.) de niveau asymptotique $1 - \alpha$ pour θ : tout intervalle aléatoire IC dont les bornes ne dépendent pas de θ et tel que :

$$\lim_{n\to\infty} \mathsf{P}_{\theta} \left(IC \ni \theta \right) \ge 1 - \alpha, \quad \forall \theta \in \Theta.$$

- **Exemple**: Soit $X_1, X_2, ..., X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} Ber(p)$, pour un $p \in (0, 1)$ inconnu.
 - LGN : la moyenne empirique \bar{X}_n est un estimateur fortement consistant de p.
 - Soit t_{α} le quantile d'ordre $(1-\frac{\alpha}{2})$ de la loi $\mathcal{N}(0,1)$ et :

$$IC = \left[ar{X}_n - rac{t_{lpha} \sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}}; ar{X}_n + rac{t_{lpha} \sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}}
ight].$$

- TCL:

$$\lim_{n\to\infty} \mathsf{P}_p(IC\ni p) = 1-\alpha, \quad \forall p\in (0,1).$$

- **Problème** : *IC* dépend de *p* !

- Deux solutions :

- (i) Remplacer p(1-p) par $1/4(car p(1-p) \le 1/4)$.
- (ii) Remplacer p par \bar{X}_n dans IC et utiliser le théorème de Slutsky.