Intégration - Résumé

October 25, 2023

THEVENET Louis

Table des matières

1. Estimation

Qualités d'un estimateur

1.1. Modèle statistique, estimateurs

Définition 1.1.1:

On note $\hat{\theta}(X_1, ..., X_n)$, $\hat{\theta}_n$ ou $\hat{\theta}$ l'estimateur lié aux n VA *iid* $X_1, ..., X_n$ elles-mêmes liées aux n observations $x_1, ..., x_n$

- Biais : $b_n(\theta) = E\left(\hat{\theta}_n\right) - \theta \in \mathbb{R}^p$
- Variance : $v_n(\theta) = E\left[\left(\hat{\theta}_n - E\left(\hat{\theta}_n\right)\right)^2\right]$
- Matrice de covariance : $E\left[\left(\hat{\theta}_n - E\left(\hat{\theta}_n\right)\right)\left(\hat{\theta}_n - E\left(\hat{\theta}_n\right)\right)^T\right]$
- Erreur quadratique moyenne (MSE) : $e_n(\theta) = E\left[\left(\hat{\theta}_n - \theta\right)^2\right] = v_n(\theta) + b_n^2(\theta)$
- un estimateur $\hat{\theta}_n$ est convergent si $\lim_{n \to +\infty} b_n(\theta) = \lim_{n \to +\infty} v_n(\theta) = 0$

1.2. Vraisemblance

Définition 1.2.1: Vraisemblance

$$L(x_1, ..., x_n; \theta) = \begin{cases} X_i \text{ VA discrète } P[X_1 = x_1, ..., X_n = x_n; \theta] \\ X_i \text{ VA continue } p(x_1, ..., x_n; \theta) \end{cases}$$

1.3. Inégalité de Cramér Rao

Théorème 1.3.1:

$$\mathrm{Var}\left(\hat{\theta}_n\right) \geq \frac{\left[1 + b_n'(\theta)\right]^2}{\left(-E\left[\frac{\partial^2 \ln(L(X_1,...,X_n;\theta))}{\partial \theta^2}\right)\right]}) = \mathrm{BCR}(\theta)$$

- *BCR* : Borne de Cramér-Rao
- $L(X_1, ..., X_n; \theta)$: vraisemblance
- **Hypothèses** :
  1. log-vraisemblance deux fois dérivable
  2. suport de la loi indépendant de θ

1.4. Maximum de vraisemblance

Définition 1.4.1: Maximum de vraisemblance

$$\hat{\theta}_{\mathrm{MV}} = \arg\max_{\theta} L(X_1, ..., X_n; \theta)$$

Théorème 1.4.1: Recherche de $\hat{\theta}_{\mathrm{MV}}$

- On cherche θ tel que $\frac{\partial L(X_1,...,X_n;\theta)}{\partial \theta} = 0$ ou $\frac{\partial \ln L(X_1,...,X_n;\theta)}{\partial \theta} = 0$
- Puis éventuellement tableau de variations pour vérifier ou alors on étudie $\frac{\partial^2 \ln L\left(X_1,...,X_n;\hat{\theta}_{\mathrm{MV}}\right)}{\partial \theta^2} < 0$

1.5. Méthode des moments (construire un estimateur)

Définition 1.5.1: Estimateur des moments

$$\hat{\theta}_{\mathrm{Mo}} = h\left(\widehat{m}_1, ..., \widehat{m}_q\right) \text{ avec } \widehat{m}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i^k$$

Utile car en général le paramètre à estimer θ est lié **aux premiers moments** de la loi des X_i, i.e. $\theta = h\left(m_1, ..., m_q\right)$ avec $m_k = E\left[X_i^k\right], q \geq p$

1.6. Estimation Bayésienne

Définition 1.6.1: Estimation Bayésienne

On va estimer un paramètre inconnu $\theta \in \mathbb{R}^p$ à l'aide de la vraisemblance des $X_1, ..., X_n$, et une loi à priori $p(\theta)$.
Pour celà on minimise une fonction de coût $c\left(\theta, \hat{\theta}\right)$ qui représente l'erreur entre θ et $\hat{\theta}$.
Deux estimateurs principaux :

- MMSE : moyenne de la loi à posteriori

$$\hat{\theta}_{\text{MSEE}} = E[\theta \mid X_1, ..., X_n]$$

- MAP : estimateur du maximum à posteriori de θ est définie par

$$\hat{\theta}_{\text{MAP}} = \arg\max_{\theta} p(\theta \mid X_1, ..., X_n)$$

On appelle

- $p(\theta)$ loi à **priori** de θ
- $p(\theta \mid X_1, ..., X_n)$ loi à **posteriori** de θ

Théorème 1.6.1: MMSE

L'estimateur MMSE minimise l'erreur quadratique moyenne (Mean Square Error, MSE)
On a

$$c\left(\theta, \hat{\theta}\right) = E\left[\left(\theta - \hat{\theta}\right)^T \left(\theta - \hat{\theta}\right)\right]$$

Théorème 1.6.2: MAP

L'estimateur MAP minimise la fonction de coût $E\left[c\left(\theta, \hat{\theta}\right)\right]$ en moyenne (moyenne à posteriori) avec

$$c\left(\theta, \hat{\theta}\right) = \begin{cases} 1 \text{ si } \left\|\theta - \hat{\theta}\right\| > \Delta \\ 0 \text{ si } \left\|\theta - \hat{\theta}\right\| < \Delta \end{cases}$$

Avec Δ arbitrairement petit

Exemple : Estimation Bayésienne

Exemple :

- Vraisemblance : $X_i \sim \mathcal{N}(\theta, \sigma^2)$
- Loi à priori : $\theta \sim \mathcal{N}(\mu, \nu^2)$

Solution

- Loi à posteriori : $\theta \mid X_1, ..., X_n \sim \mathcal{N}\left(m_p, \sigma_p^2\right)$
- Estimateurs : $\hat{\theta}_{\text{MAP}} = \hat{\theta}_{\text{MMSE}} = m_p = \overline{X}\left(\frac{n\nu^2}{n\mu^2+\sigma^2}\right) + \mu\left(\frac{\sigma^2}{\sigma^2+n\nu^2}\right)$

2. Tests Statistiques

Définition 2.1: Tests statistiques

- Observations :
  - $X_1, ..., X_n$ n VA ie.d.
  - $L(X_1, ..., X_n; \theta)$
- Hypothèses
  - Hypothèses simples : $H_0 : \theta = \theta_0$, $H_1 : \theta = \theta_1$
  - Hypotyhèse composites $H_0 : \theta = \theta_0$, $H_1 : \theta > \theta_0$

Constuire une statistique de test $T(X_1, ..., X_n)$ Règle de test : $\begin{cases} \text{si } T(x_1,...,x_n) \in \Delta\text{: rejet } H_0 \\ \text{sinon accepter } H_0 \end{cases}$

Δ : zone critique de test = zone de rejet de H_0

Définition 2.2:

- Risque de première espèce (fausse alarme) : $\alpha = \text{PFA} = P[\text{Rejeter } H_0 \mid H_0 \text{ vraie}]$
- Risque de seconde espèce (non détection) : $\beta = \text{PND} = P[\text{Rejeter } H_1 \mid H_1 \text{ vraie}]$
- Puissance du test (proba de détection) : $\pi = 1 - \beta$

Définition 2.3: p-valeur

La proba de fausse alarme la plus petite telle qu'on rejette le test, i.e. la plus petite valeur de α telle que H_0 est rejetée.

$$p(x) = \inf\{\alpha \in]0, 1[| \ x \in \mathcal{R}_\alpha\}$$

Théorème 2.1: Théorème de Neyman-Pearson

Test paramétrique à hypothèses simples : $H_0 : \theta = \theta_0$, $H_1 : \theta = \theta_1$

Rejet de H_0 si :

Cas X_i continues	Cas X_i discètes
$\frac{L(x_1, ..., x_n \mid H_1)}{L(x_1, ..., x_n \mid H_0)} = \frac{p(x_1, ..., x_n \mid \theta_1)}{p(x_1, ..., x_n \mid \theta_0)} > S_\alpha$	$\frac{L(x_1, ..., x_n \mid H_1)}{L(x_1, ..., x_n \mid H_0)} = \frac{P[X_1 = x_1, ..., X_n = x_n \mid \theta_1]}{P[X_1 = x_1, ..., X_n = x_n \mid \theta_0]} > S_\alpha$

Exemple : $X_i \sim \mathcal{P}(\lambda)$

Règle du test : si $T = \Sigma X_i > S_\alpha$ alors rejet H_0
$\rightsquigarrow$ zone critique du test : $\Delta =]S_\alpha, +\infty[$

Détermination du seuil :
$\alpha = P[\text{rejeter } H_0 \mid H_0 \text{ vraie}] = P[T = \Sigma X_i > S_\alpha \mid \ ?\,]$
où ? représente la loi de T sous H_0 (on aurait $\lambda = \lambda_0$)

Loi de T ?
avec $T = \Sigma X_i$, $X_i \sim \mathcal{P}(\lambda)$ iid

On calcule la F.C. :

$$\begin{aligned}\Phi_T(u) &= E\left[e^{iTu}\right] \\ &= \prod_{i=1}^{n} E\left[e^{ju\Sigma X_i}\right] \\ &= e^{n\lambda(e^{ju}-1)}\end{aligned}$$

Ainsi

$$T \sim \mathcal{P}(n\lambda)$$

Donc :
- Sous H_0 : $T \sim \mathcal{P}(n\lambda_0)$
- Sous H_{10} : $T \sim \mathcal{P}(n\lambda_1)$

Puis

$$\begin{aligned}\alpha &= P[T > S_\alpha \mid T \sim \mathcal{P}(n\lambda_0)] \\ &= 1 - P[T < S_\alpha \mid T \sim \mathcal{P}(n\lambda_0)] \\ &= 1 - \Sigma(k=0)^{\text{Plan}(S_\alpha)} \left(\frac{(n\lambda_0)^k}{k!}\right) e^{-n\lambda_0}\end{aligned}$$

Et avec $\alpha = 5\%$

$$95\%? \ + \begin{cases} k=0 : e^{-\lambda_0 n} \\ k=1 : \frac{n\lambda_0}{1} e^{-\lambda_0 n} \\ k=2 : \frac{(n\lambda_0)^2}{2!} e^{n\lambda_0} \end{cases}$$

Généralement on utilise un calculateur

Théorème 2.2: Test du rapport de vraisemblance généralisé (Neyman Pearson pour hypothèses composites)

Très compliqué à la main, on le fera sûrement pas en TD (ni partiel en théorie)

Test paramétrique à hypothèses composites : $H_0 : \theta \in \Theta_0$, $H_1 : \theta \in \Theta_1$

Rejet de H_0 si :

$$\frac{L\left(x_1, ..., x_n \mid \hat{\theta}_1^{\text{MV}}\right)}{L\left(x_1, ..., x_n \mid \hat{\theta}_0^{\text{MV}}\right)} > S_\alpha$$

où $\hat{\theta}_0^{\text{MV}}$ et $\hat{\theta}_1^{\text{MV}}$ sont les estimateurs du maximum de vraisemblance de θ sous les hypothèses H_0 et H_1

$L\left(x_1, ..., x_n \mid \hat{\theta}_i^{\text{MV}}\right) = \sup_{\theta \in \Theta_i} L(x_1, ..., x_n \mid \theta)$

3. Au partiel

- Faire un test de Neymann Pearson, consuire une stat etc