

TD2 de Statistique Inférentielle

Vraisemblance, Exhaustivité, Information de Fisher

1^{ère} Année Magistère 07-08

1 n -échantillon d'une loi de Poisson

On considère X_1, X_2, \dots, X_n un n -échantillon d'une loi de Poisson de paramètre θ inconnu, $\theta \in [0, \infty[$.

1) On cherche à estimer θ .

a) L'estimateur $\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$ est-il sans biais? Quel est son risque quadratique?

b) Montrer que, pour tout estimateur $h(X_1, \dots, X_n)$, il existe un estimateur $\hat{h}(X_1 + \dots + X_n)$ de θ de risque quadratique inférieur : \bar{X} est une statistique exhaustive.

c) Quel est l'estimateur du maximum de vraisemblance de θ ?

2) On cherche maintenant à estimer $e^{-l\theta}$, probabilité pour que sur l expériences futures, on observe toujours 0.

a) On propose l'estimateur, $e^{l\bar{X}}$? Est-il sans biais? Quel est son risque quadratique?

b) Déterminer une fonction g de \mathbb{N} dans \mathbb{R} telle que $g(n\bar{X})$ soit un estimateur sans biais. Que se passe-t-il si on prend $n = 1$, $l = 2$?

2 Loi de Poisson

Considérons le modèle dominé $(\mathbb{N}, \mathcal{P}(\mathbb{N}), \{\mathcal{P}(\theta), \theta > 0\})^n$ où $\mathcal{P}(\theta)$ est une loi de Poisson de paramètre θ .

a) Montrer que $T(X) = \sum_{i=1}^n X_i$ est une statistique exhaustive sans utiliser le Théorème de Neyman-Fisher.

b) A l'aide du Théorème de Neyman-Fisher retrouver ce résultat.

3 Exhaustivité

Soit (X_1, \dots, X_n) un n -échantillon de loi générique celle de X . Le support de la loi de X est v_1, \dots, v_{k+1} avec les probabilités respectives $\theta_1, \dots, \theta_{k+1}$, $(\sum_{i=1}^{k+1} \theta_i = 1)$. Notons l'ensemble des paramètres :

$$\Theta = \left\{ \theta = (\theta_1, \dots, \theta_{k+1}), \theta_i > 0 \text{ et } \sum_{i=1}^{k+1} \theta_i = 1 \right\},$$

θ inconnu. Soit N_j le nombre des X_j qui sont égaux à v_j .

a) Notons $N = (N_1, \dots, N_k)$. Montrer que N est exhaustive pour θ .

b) Quelle est la distribution de (N_1, \dots, N_{k+1}) ?

4 Modèle exponentiel

a) Utiliser la propriété de reparamétrisation des familles exponentielles pour calculer dans le cas d'un n -échantillon (X_1, \dots, X_n) de loi gaussienne de paramètres μ et σ :

$$\mathbb{E}_\theta\left(\sum X_i\right), \mathbb{E}_\theta\left(\sum X_i^2\right), \text{Var}_\theta\left(\sum X_i\right), \text{Var}_\theta\left(\sum X_i^2\right).$$

- b) Même question pour le modèle de Rayleigh : $f(x, \theta) = (x/\theta^2) \exp(-x^2/2\theta^2)$, pour $x > 0$ et $\theta > 0$.

5 Modèles exponentiels

Montrer que les distributions suivantes peuvent se mettre sous la forme d'un modèle exponentiel en θ , $\theta > 0$, dont on précisera à chaque fois le paramètre naturel et la statistique exhaustive.

- Loi de Poisson : $P(y = k) = e^{-\theta} \frac{\theta^k}{k!}$, $k \in \mathbb{N}$.
- Loi binomiale : $P(y = k) = \binom{n}{k} \theta^k (1 - \theta)^{n-k}$, $k = 1, \dots, n$.
- Loi binomiale négative : $P(y = k) = \binom{n+k-1}{n-1} \theta^n (1 - \theta)^k$, $k \in \mathbb{N}$.
- Loi gamma : $f(x) = \frac{\theta^a}{\Gamma(a)} e^{-\theta x} x^{a-1}$, $x > 0$, $a > 0$.
- Loi de Weibull : $f(x) = \theta a x^{a-1} \exp(-\theta x^a)$, $x > 0$, $a > 0$.
- Loi de Pareto : $f(x) = \frac{\theta a^\theta}{x^{\theta+1}}$, $a > 0$, $x > a$.

6 Loi uniforme sur $[0, \theta]$

On considère une suite de variables aléatoires réelles X_1, \dots, X_n indépendantes, de même loi uniforme sur l'intervalle $[0, \theta]$, $\theta > 0$.

- a) Donner une statistique exhaustive pour ce modèle.
- b) Montrer que cette statistique est totale.
- c) Trouver un estimateur sans biais de variance minimale de l'espérance $\theta/2$.

7 Estimation d'une probabilité de panne

Soit X_1, \dots, X_n une suite indépendante de temps de panne, supposés distribués selon une loi exponentielle de paramètre θ , $\theta > 0$.

Trouver un estimateur sans biais de variance minimale de la probabilité de panne à l'instant t , $t > 0$ fixé.

8 Loi log-normale

Soit X_1, \dots, X_n une suite de variables aléatoires réelles positives, indépendantes de même loi, telle que $\log X_i$ soit distribué selon une loi normale de paramètre θ réel inconnu, et de variance 1.

- a) Montrer que $\sum_{i=1}^n \log X_i$ est une statistique exhaustive totale et minimale.
- b) Donner un estimateur sans biais de variance minimale de θ .
- c) Donner l'information de Fisher du modèle en θ .
- d) Donner un estimateur sans biais de e^θ .

9 Loi Hypergéométrique

Pour N et n fixes, on considère $\Theta = \{0, 1, \dots, N\}$ et la famille $(P_\theta)_{\theta \in \Theta}$ des lois hypergéométriques sur $\Omega = \{0, 1, \dots, n\}$ donnée par

$$P_\theta(k) = \frac{\binom{\theta}{k} \binom{N-\theta}{n-k}}{\binom{N}{n}}, \quad 0 \leq k \leq \inf(n, \theta).$$

On observe X de loi P_θ . Donner un estimateur uniformément de variance minimale parmi les estimateurs sans biais de θ . Calculer cette variance.

10 Efficacité

Soit X_1, \dots, X_n un n -échantillon de la loi F_θ . Discuter de l'efficacité de \bar{X} comme estimateur de la moyenne dans les cas suivants : F_θ est la loi $\mathcal{B}(1, \theta)$, $\mathcal{N}(\theta, 1)$, $\mathcal{P}(\theta)$, $\mathcal{E}(\theta)$, Géométrique(θ) et enfin $\mathcal{U}([0, \theta])$.

11 Loi de Binomiale

Soit X_1, \dots, X_n un n -échantillon de la loi $\mathcal{B}(1, \theta)$, $0 < \theta < 1$. On pose $T = \bar{X}(1 - \bar{X})$ et $S = \frac{n}{n-1} \bar{X}(1 - \bar{X})$. On veut estimer $f(\theta) = \theta(1 - \theta)$.

- Donner un estimateur uniformément de variance minimale parmi les estimateurs sans biais de $f(\theta)$.
- Quelle est la borne de Cramér-Rao pour les estimateurs sans biais de $f(\theta)$?
- On veut montrer que $\text{Var}_\theta(S) = \frac{1}{n} \varphi(\theta) + O(n^{-2})$ et calculer $\varphi(\theta)$.
 - Calculer $E_\theta f(\bar{X})$ et $E_\theta f(\bar{X})^2$ en utilisant la formule de Taylor appliquée à $f(\bar{X}) - f(\theta)$ et $f(\bar{X})^2 - f(\theta)^2$.
 - Vérifier que $E_\theta (\bar{X} - \theta)^3$ et $E_\theta (\bar{X} - \theta)^4$ sont de l'ordre de $O(n^{-2})$.
 - Conclure.
- Calculer $\text{Var}_\theta(S)$.

12 Super efficacité

Soit X_1, \dots, X_n un n -échantillon de la loi $\mathcal{N}(\theta, 1)$ et on pose $\hat{X} = \bar{X} \mathbb{1}_{|\bar{X}| > n^{-1/4}}$. Calculer le risque quadratique $R_n(\theta)$ de \hat{X} pour estimer θ ainsi que $\lim_{n \rightarrow \infty} nR_n(\theta)$ en $\theta = 0$. En déduire que pour $\theta = 0$ et pour n grand, \hat{X} est meilleur que \bar{X} , bien que \bar{X} soit efficace. L'inégalité de Cramér-Rao est-elle contredite ?

13 Support d'une loi uniforme

Soit X_1, \dots, X_n une suite de variables aléatoires indépendantes de même loi uniforme sur $[\theta - 1/2, \theta + 1/2]$. Quel est l'estimateur du maximum de vraisemblance de θ ?

14 Temps de panne censuré

On suppose que le temps de première panne de certains appareils suit une loi géométrique de paramètre θ (sur une échelle de temps *discrète*, le temps étant compté par exemple en jours, en mois, ...). On observe n objets et on note les instants de pannes inférieurs strictement à $r + 1$. Quel est l'estimateur du maximum de vraisemblance de θ ?

15 Loi de Pareto

On appelle la loi de Pareto unilatérale de paramètres α et r la loi de densité

$$f_{\alpha,r}(x) = \frac{\alpha r^\alpha}{x^{\alpha+1}} \mathbb{1}_{(x>r)} \quad \alpha > 0, r > 0.$$

- a) Calculer sa moyenne (pour $\alpha > 1$) et sa variance (pour $\alpha > 2$).
- b) On observe désormais un n -échantillon de cette loi. Donner une statistique exhaustive pour le paramètre (α, r) .
- c) En supposant α connu, déterminer l'estimateur du maximum de vraisemblance pour r et calculer sa loi. Cet estimateur est-il sans biais ?