

Statistiques

Édouard Lumet – IR2020

Exercice

a, b réel, $0 < a < b$

x_1, \dots, x_n échantillon de n v.a.r. iid

$X_i \sim \mathcal{U}[0, b]$

La fonction $\text{sign}(x) = \begin{cases} +1 & \text{si } x \geq 0 \\ -1 & \text{si } x < 0 \end{cases}$

Soit $\{Y_j\}_{j=1-n} Y_j = \text{sign}(X_j - a)$

Question 1. Quelle est la loi des Y_j , calculer $E[Y_j]$ et $\text{Var}[Y_j]$

Question 2. Existe-t-il un k tel que \hat{a} soit un estimateur de a sous biais de la forme

$$\hat{a} = k \sum_{j=1}^n Y_j$$

Réponse 1. Réflexe lorsqu'on me demande une loi ? \rightarrow Continu ou discret

Chaque Y_j est à valeurs dans $\{-1, 1\}$, Y_j est une var discrète.

$$\begin{aligned} P[Y_j = 1] &= P[\text{sign}(X_j - a) \geq 0] = P[X_j \geq a] \text{ avec } X_j \sim \mathcal{U}[0, b] \\ &= \int_0^b \frac{1}{b} dx_j = \frac{1}{b} [x]_a^b = \frac{b-a}{b} \end{aligned}$$

$$P[Y_j = -1] = P[\text{sign}(X_j - a) < 0] = P[X_j < a] = 1 - P[Y_j = 1] = 1 - \frac{b-a}{b} = \frac{a}{b}$$

$$E[Y_j] = 1P[Y_j = 1] - 1P[Y_j = -1] = 1 \cdot \frac{b-a}{b} - 1 \cdot \frac{a}{b} = \frac{b-2a}{b}$$

$$\text{Var}[Y_j] = E[Y_j^2] - (E[Y_j])^2 = \frac{4a}{b} - \frac{4a^2}{b^2}$$

Réponse 2.

$$E[\hat{a}] = a \text{ (inconnue à estimer)}$$

$$E[\text{fct}(Y_1 \dots Y_n)] = a$$

$$E[\hat{a}] = E\left[k \sum_{j=1}^n Y_j\right] = kE\left[\sum_{j=1}^n Y_j\right] = k \sum_{j=1}^n E[Y_j] = k \sum_{j=1}^n \left(\frac{b-2a}{b}\right) = k \cdot n \left(\frac{b-2a}{b}\right)$$

Si \hat{a} est sous biais alors $E[\hat{a}] = a$

$$k \cdot n \left(\frac{b-2a}{b}\right) \Rightarrow k = \frac{ba}{n(b-2a)}$$

$\hat{a} = \frac{ba}{n(b-2a)} \sum_{j=1}^n Y_j$ est-il un estimateur de a (inconnu) ? NON !

NB : un estimateur \hat{a} de a ne peut pas dépendre de a !!

Exercice

$X_1 \dots X_n$ n v.a.r. iid

$X_i \sim \mathcal{N}(m, m^2)$ avec $m > 0$

On rappelle que $\left\{ \begin{array}{l} \text{si } Z \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2) \\ E[(Z - m)^4] = 3\sigma^4 \\ E[Z^4] = 3\sigma^2 + 6m^2\sigma^2 + m^4 \end{array} \right.$

Indication (théorème de Fisher) :

$T_1 \dots T_n$ n v.a.r. iid $T_i \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$

$\bar{T} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n T_i \quad \bar{T} \sim \mathcal{N}\left(m, \frac{\sigma^2}{n}\right)$

Question 1. Soit $\theta = m^2 \quad X_i \sim \mathcal{N}(\sqrt{\theta}, \theta)$ avec $m > 0$

On considère 2 estimateurs de θ

$$\widehat{\theta}_1 = fct_1(X_1 \dots X_n) = \frac{1}{2n} \sum_{j=1}^n X_j^2$$

$$\widehat{\theta}_2 = fct_2(X_1 \dots X_n) = (\bar{X})^2 = \left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j \right)^2$$

$\widehat{\theta}_1$ et $\widehat{\theta}_2$ sont-ils de bons estimateurs de θ ?

$\widehat{\theta}_1$ est-il sans biais ?

$$E[\widehat{\theta}_1] = \frac{1}{2n} \sum_{j=1}^n E[X_j^2] = \frac{1}{2n} \sum_{j=1}^n 2\theta = \frac{1}{2n} n 2\theta = \theta$$

Oui, $\widehat{\theta}_1$ est un estimateur sans biais de θ .

ET CETERA