

# Práctica 6

Jueves, 23 de mayo de 2024 10:39

$\hat{\theta}$  es un estadístico,  $\theta$  parámetro.

$$E[\hat{\theta}] = \theta$$

↓  
si  $n \rightarrow \infty$

→ parámetro

$$\text{según } b(\hat{\theta}) = E[\hat{\theta}] - \theta$$

prop. linealidad de la esperanza en

$$E(ax + by + c) = a \cdot E(x) + b \cdot E(y) + c$$

Sea  $x_1, \dots, x_n$  una muestra aleatoria con dist. cuasivariada de parámetro  $\lambda$ .

Sean los siguientes estimadores

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_1 &= 5x_1 - 4x_3 & \hat{\lambda}_2 &= \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \\ E(\hat{\lambda}_1) &= E(5x_1 - 4x_3) = 5E(x_1) - 4E(x_3) = \end{aligned}$$

$$= 5\lambda - 4\lambda = \lambda$$

$$x_1 \sim P(\lambda) \rightarrow \hat{\lambda}_1 \text{ es ins. para } \lambda.$$

$$E[\hat{\lambda}_2] = E(\bar{x}) = E\left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}\right) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n E(x_i) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \lambda = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \lambda = \lambda$$

$$\hat{\lambda}_2 \text{ es ins. para } \lambda$$

para saber si es insig. cambia par. y por linealidad de esperanza?

Cómo calculo sesgo? →  $b(\hat{\lambda}_1)$  y  $b(\hat{\lambda}_2)$

$$b(\hat{\lambda}_2) = E[\hat{\lambda}_2] - \lambda = \lambda - \lambda = 0$$

Criterio para saber cuál es el mejor estimador?

→ el del error cuadrático medio más chico.

$$E(\hat{\theta}) = V(\hat{\theta}) + [b(\hat{\theta})]^2 \rightarrow \text{si es insig., } E(\hat{\theta}) = V(\hat{\theta})$$

↓  
de un estimador

$$E(\hat{\lambda}_1) = V(\hat{\lambda}_1) + 0^2 = V(5x_1 - 4x_3) = 5^2 \cdot V(x_1) + (-4)^2 \cdot V(x_3) = 25\lambda + 16\lambda = 41\lambda$$

por de varianza.  
 $x_1$  y  $x_3$  independientes.

$$E(\hat{\lambda}_2) = V(\hat{\lambda}_2) + 0^2 = V(\bar{x}) = V\left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}\right) = \frac{1}{n^2} V\left(\sum_{i=1}^n x_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n V(x_i) = \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot \lambda = \frac{\lambda}{n}$$

es mejor  $(\hat{\lambda}_2)$  porque tiene menor ECM.

Eficiencia relativa = relación  $E(\hat{\lambda}_1)/E(\hat{\lambda}_2)$

Consistencia de un estimador. → ES de parcial.

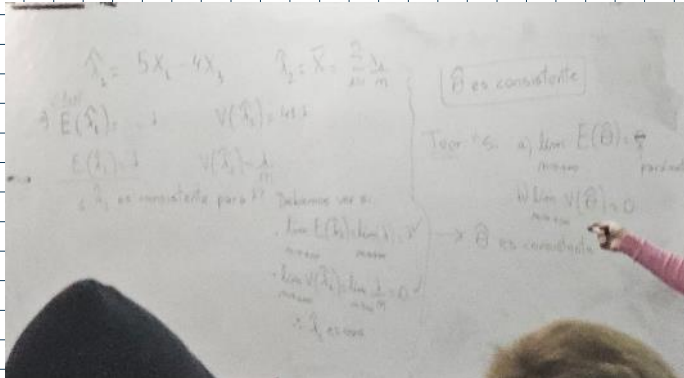
p. ver si es consistente o no.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[\hat{\theta}] = \theta \quad (\text{teorema})$$

¿ver y ver consistente o no.

$$\left. \begin{array}{l} a) \lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta \\ b) \lim_{n \rightarrow \infty} V(\hat{\theta}) = 0 \end{array} \right\} \begin{array}{l} \text{(teorema)} \\ \theta \text{ es consistente} \end{array}$$

Como no solo veríamos y esperar a y después ver el SO.



solo si q.e no  
se nota.  
↑

$\hat{\lambda}_1$  es consistente? por teorema.

$$\left\{ \begin{array}{l} \lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\lambda}_1) = \lim_{n \rightarrow \infty} \lambda = \lambda \\ \text{OJO } \lim_{n \rightarrow \infty} V(\hat{\lambda}_1) = \lim_{n \rightarrow \infty} (1/n) \lambda^2 = 0 \end{array} \right.$$

NO puedo afirmar q' no es consistente.  
NO puedo decir si es consistente o no.  
↓  
teorema para saber

OJO no confundir  $\hat{\lambda}$  y  $\lambda$   
↓  
estimador      parámetro.

$$E(y^2) = V(y^2) + E(y)^2 \rightarrow \text{ES 3 (teorema)}.$$

ES 6 de la práctica.

método de los momentos → sistema de ecuaciones, igualar momentos muestrales de orden  $k$  (=orden)

$$f(x) = \begin{cases} (2\theta + 1) x^{2\theta} & 0 \leq x \leq 1, \theta > -\frac{1}{2} \\ 0 & \text{CL} \end{cases} \rightarrow \text{busco estimador para } \theta$$

momentos muestrales de orden  $k$

$$E(X_k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$$

Si  $X$  es continua o discreta cambia.  
↓  
pero es continua

momentos muestrales  
de orden  $k$ .

$$k=1 \rightarrow E(X) = \bar{x}$$

$$E(X) = \int x f(x) dx = \int_0^1 x \cdot (2\theta + 1) \cdot x^{2\theta} dx \rightarrow \text{integral respecto a } X, \text{ no a } \theta.$$

de orden  $x$ .

$$E(x) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_0^1 x \cdot (2\theta + 1) \cdot x^{2\theta} dx \rightarrow \text{integral respecto a } x, \text{ no a } \theta.$$

$$2\theta + 1 \cdot \int_0^1 x \cdot x^{2\theta} = 2\theta + 1 \cdot \int_0^1 x^{2\theta+1} = (2\theta + 1) \cdot \left[ \frac{x^{2\theta+2}}{2\theta+2} \right]_0^1 = \frac{2\theta+1}{2\theta+2}$$

$$\frac{2\theta+1}{2\theta+2} = \bar{x}$$

$$2\theta+1 = \bar{x} \cdot (2\theta+2)$$

$$2\theta+1 = \bar{x} \cdot 2\theta + 2\bar{x}$$

$$2\theta - \bar{x}2\theta = 2\bar{x} - 1$$

$$\theta(2 - \bar{x}2) = 2\bar{x} - 1$$

$$\theta = \frac{2\bar{x} - 1}{2 - 2\bar{x}}$$

numero menor.

pero

ponerle el  $\theta$

(solo al final)

pg eliminar calculando el

eliminar. no resp de dir q  $\theta$  (q' es un nro) vale algo q' de resp de la averria

eliminar ~~eliminacion~~

fórmula

numero q' resulta de evaluar en la fórmula.

numero

$\bar{x} = 0,5$  (o algo así).

Método de máxima verosimilitud

→ representamos función de verosimilitud y buscamos el max.

verosimilitud es multiplicar marginal de todos

datos conjuntos.

problema 1

$$L(x_1, \dots, x_n, \theta) =$$

una sucesión de productos.

$$\prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) = f(x_1, \theta) \cdot f(x_2, \theta) \cdot \dots \cdot f(x_n, \theta)$$

$\theta$  es el mismo p. para todos los  $x_i$  = distribuciones.

$$= [(2\theta+1) \cdot x_1^{2\theta}] \cdot [(2\theta+1) \cdot x_2^{2\theta}] \cdot \dots \cdot [(2\theta+1) \cdot x_n^{2\theta}] \rightarrow \text{producto de } = \text{base.}$$

$$0 \leq x \leq 1 = (2\theta+1)^n \cdot \prod_{i=1}^n x_i^{2\theta}$$

no los puedo agrupar porque  $x_i \neq x_n$ .

problema 2

$$\ln(L(x_1, \dots, x_n, \theta)) = \ln(2\theta+1)^n + \ln\left(\prod_{i=1}^n x_i^{2\theta}\right)$$

$$= n \cdot \ln(2\theta+1) + \sum_{i=1}^n \ln(x_i^{2\theta}) \rightarrow \text{por prop. de l. puedo sacar el } 2\theta \text{ afuera}$$

y como esto me va a dar lo mismo.

$$= n \cdot \ln(2\theta+1) + 2\theta \sum_{i=1}^n \ln(x_i)$$

problema 3

derivar respecto a  $\theta$ .

$$\frac{d}{d\theta} L(x_1, \dots, x_n, \theta)$$