

Propiedades de un estimador

Deseo?
ECM?

Def: Un estimador es débilmente consistente si

$$\mathbb{P}(|\hat{\theta}_n - \theta| > \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \quad \forall \varepsilon > 0$$

$\hat{\theta}_n$: estimador basado en una muestra de tamaño n .

Def: $\hat{\theta}$ converge a θ en ECM si $\text{ECM}(\hat{\theta}_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

$$\text{ECM}(\hat{\theta}_n) = B(\hat{\theta}_n)^2 + \text{Var}(\hat{\theta}_n)$$

Obs si $\text{ECM}(\hat{\theta}_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

$$\left. \begin{aligned} B(\hat{\theta}_n) &\rightarrow 0 \\ \Rightarrow \text{Var}(\hat{\theta}_n) &\rightarrow 0 \end{aligned} \right\} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \hat{\theta}_n \text{ es consistente}$$

Ejemplo:

Si $X \sim F_{\theta}(x) = \theta x^{\theta-1} \mathbb{I}\{0 < x < 1\}$ simplificamos $X \sim \text{Beta}(\theta, 1)$

$$\theta > 0$$

a) Hallar $\hat{\theta}_{\text{ML}}$

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f_{\theta}(x_i) = \theta^n \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{\theta-1} \prod_{i=1}^n \mathbb{I}\{0 < x_i < 1\}$$

→ Se ve que es familia regular y familia exponencial

$$\log L(\theta) = n \log \theta + (\theta - 1) \log \left(\prod_{i=1}^n x_i \right) + \log \prod_{i=1}^n \mathbb{I}\{0 < x_i < 1\}$$

$= 1$
porque estoy evaluando
en una muestra que si
está entre el rango

$$\frac{d \log L}{d \theta} = \frac{n}{\theta} + \log \left(\prod_{i=1}^n x_i \right) = \frac{n}{\theta} + \sum_{i=1}^n \log x_i = 0$$

$$\Leftrightarrow \theta = \frac{-n}{\sum_{i=1}^n \log x_i}$$

$$\frac{d^2 \log L}{d\theta^2} = \frac{-n}{\theta^2} < 0 \implies \text{Es máximo}$$

$$\hat{\theta}_{MV} = \frac{-n}{\sum_{i=1}^n \log X_i}$$

b) Hallar ECM($\hat{\theta}_{MV}$)

$$B(\hat{\theta})^2 + V(\hat{\theta})$$

Es decir, necesito

$$E(\hat{\theta}) = E\left[\frac{-n}{\sum_{i=1}^n \log X_i}\right]$$

↓
Es función de X_1, X_2, \dots, X_n

¿Cómo hago la esperanza?

Estrategia: ver si en $\hat{\theta} = \frac{-n}{\sum_{i=1}^n \log X_i}$ reconocemos una VA con distribución tanda

$Y = \log X$ ¿Cómo se distingue? Gráfica $Y \Rightarrow$ Usa el jardín de me meridile

$$F_Y(y) = \frac{f_X(x)}{|g'(x)|} \Big|_{x=g^{-1}(y)}$$

Un problema es que el logaritmo entre 0 y 1 es negativo. Entonces,

redefinir: $Y = -\log X \longrightarrow e^{-Y} = X$

$$f_Y(y) = \frac{\theta(e^{-y})^{\theta-1}}{\left(\frac{1}{e^{-y}}\right)} \mathbb{1}_{\{y>0\}} = \theta e^{-\theta y} \mathbb{1}_{\{y>0\}}$$

$$\Rightarrow Y \sim \text{Exp}(\theta) \Rightarrow \sum_{i=1}^n -\log X_i = \underbrace{\sum_{i=1}^n Y_i}_{= S} \sim \Gamma(n, \theta)$$

$$\Rightarrow \hat{\theta} = \frac{n}{S} \quad \text{con } S \sim \Gamma(n, \theta)$$

| Demanda de S

$$E(\hat{\theta}) = E\left(\frac{n}{S}\right) = \int_0^{+\infty} \frac{n}{s} \frac{\theta^n}{(n-1)!} s^{n-1} e^{-\theta s} ds =$$

$$= \frac{\theta n}{n-1} \int_0^{+\infty} \theta^{n-1} \frac{s^{n-2}}{(n-2)!} e^{-\theta s} ds = \frac{\theta n}{n-1}$$

$$\Rightarrow E(\hat{\theta}) = \frac{n}{n-1} \theta \neq \theta \Rightarrow B(\hat{\theta}) = \frac{n}{n-1} \theta - \theta = \frac{1}{n-1} \theta \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$$

$\underbrace{\hat{\theta}}$
 $\hat{\theta}$ no es insesgado

$\Rightarrow \hat{\theta}$ es asintóticamente insesgado

$$E(\hat{\theta}^2) = E\left(\frac{n^2}{S^2}\right) = \int \frac{n^2}{s^2} \frac{\theta^n}{(n-1)!} s^{n-1} e^{-\theta s} ds$$

$$= \dots = \frac{n^2 \theta^2}{(n-1)(n-2)}$$

$$Var(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta}^2) - E(\hat{\theta})^2 = \frac{n^2 \theta^2}{(n-1)(n-2)} - \frac{n^2 \theta^2}{(n-1)^2} = \frac{n^2 \theta^2}{(n-1)^2(n-2)}$$

$$ECM(\hat{\theta}) = \frac{\theta^2}{(n-1)^2} + \frac{n^2 \theta^2}{(n-1)^2(n-2)} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$$

$\underbrace{\frac{\theta^2}{(n-1)^2}}_{\rightarrow 0} + \underbrace{\frac{n^2 \theta^2}{(n-1)^2(n-2)}}_{\rightarrow 0} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$

\Rightarrow El estimador MV de θ , $\hat{\theta}$ converge a θ en ECM

o sea también es estimador consistente (defin)

c) Hallar la distribución asintótica del EMV $\hat{\theta}$

Eso: los EMV son (bajo condiciones generales) asintóticamente normales

o sea:

$$(\hat{\theta} - \theta) \sqrt{n I(\theta)} \xrightarrow{D} N(0, 1)$$

Otra notación $\longrightarrow (\hat{\theta} - \theta) \sqrt{n I(\theta)} \xrightarrow{(a)} N(0, 1)$ Distribución asintótica

Obs: esto dice que asintóticamente la var del $\hat{\theta}$ es $\frac{1}{(n I(\theta))^2}$

mayor varianza → menor información
 menor varianza → más información

Información de Fisher: $I(\theta) = -E\left[\frac{d^2}{d\theta^2} \log(f_\theta(x))\right]$

$$f_\theta(x) = \theta x^{\theta-1} \mathbb{1}\{0 < x < 1\}$$

$$\log f_\theta(x) = \log \theta + (\theta-1) \log x + \log \mathbb{1}\{0 < x < 1\}$$

$$\frac{d}{d\theta} \log f_\theta(x) = \frac{1}{\theta} + \log x$$

"varianza en $X"$

$$\frac{d^2}{d\theta^2} \dots = -\frac{1}{\theta^2} \Rightarrow I(\theta) = -E\left[-\frac{1}{\theta^2}\right] = \frac{1}{\theta^2}$$

\Rightarrow Podemos decir la distribución asintótica de $\hat{\theta} = \hat{\theta}_n$

$$\sqrt{n} \frac{1}{\theta^2} (\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{(a)} N(0, 1)$$

o $\frac{\sqrt{n}}{\theta} (\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{(a)} N(0, 1)$

o $(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{(a)} N\left(0, \frac{\theta^2}{n}\right)$

lo usamos a uno
para construir test de
hipótesis y también
intervalos de confianza

Prop: Ni $\hat{\theta}_n$ es constante

$$\Rightarrow (\hat{\theta}_n - \theta) \sqrt{n I(\hat{\theta})} \xrightarrow{(a)} N(0, 1)$$

Propiedades de EMV

non asintoticamente normales

a veces no asintoticamente
normales pero siempre asintoticamente
asimétricos

Tiene la propiedad
de simetría

"Con siempre" non
coincidentes

Ci. Que niven?

$$X \sim f_{\theta}(x)$$

Antes solo conocemos el
 θ

Ahora buscamos
conocer θ

→ Queso 9: Hallar estimador
puntual

→ Queso 10: ¿Podemos decir que $\theta > 18$?
" $\theta = 10$? "

→ Queso 11: creamos un intervalo
de valores que sea
"confiable" para θ