

Consistencia y distribución asintótica.

1. (a) Sea δ_n un estimador con $V_\theta(\delta_n) < \infty$. Probar que si $\text{ECM}_\theta(\delta_n) \rightarrow 0$, entonces δ_n es débilmente consistente.
- (b) Sea X_1, \dots, X_n una m.a. tal que $E_\theta(X) = \theta$ y $V_\theta(X) < \infty$. Consideremos el siguiente estimador aleatorizado de θ :

$$\delta_n = (1 - \varepsilon_n) \bar{X} + \varepsilon_n n$$

donde $\varepsilon_n \sim \text{Bi}(1, 1/n)$ y es independiente de las X_i . Probar que δ_n es débilmente consistente, aunque $\text{ECM}_\theta(\delta_n) \rightarrow \infty$.

2. Sea Θ un espacio paramétrico finito y δ_n el EMV de θ . Probar que δ_n es débilmente consistente si y sólo si $P_\theta(\delta_n = \theta) \rightarrow 1 \forall \theta \in \Theta$.
3. (a) (eliminar) Sea $\{X_n\}_{n \geq 1}$ una sucesión de v.a. tales que $X_n \xrightarrow{d} X$ es decir, converge en distribución o ley, que también se nota: $\mathcal{L}(X_n) \rightarrow \mathcal{L}(X)$. Si las varianzas de todas estas variables existen, probar que $\liminf V(X_n) \geq V(X)$.
- (b) Sea $X \sim \mathcal{U}(-1, 1)$ y definamos

$$X_n = \begin{cases} X & \text{si } |X| \leq 1 - 1/n \\ n & \text{si } |X| > 1 - 1/n \end{cases}$$

Probar que $X_n \xrightarrow{d} X$ pero $V(X_n) \rightarrow \infty$.

4. Sea X_1, \dots, X_n una m.a. de una distribución $F_0(x - \theta)$ con F_0 una función de densidad fija y $\theta \in \mathbb{R}$. Sea δ_n un estimador de θ equivariante por traslaciones (ie: para cualquier constante $c \in \mathbb{R}$ se verifica que $\delta_n(x_1 + c, \dots, x_n + c) = \delta_n(x_1, \dots, x_n) + c$). Mostrar que la varianza asintótica de δ_n (si existe) no depende de θ .
5. Sea X_1, \dots, X_n una muestra aleatoria de una distribución $\mathcal{E}(\theta)$. Probar que el EMV de θ es fuertemente consistente y asintóticamente eficiente.
6. Sea X_1, \dots, X_n una muestra aleatoria de una distribución $\mathcal{P}(\lambda)$. Consideremos $\delta_n = \bar{X}$ y

$$\delta_n^* = -\frac{1}{2} + \sqrt{\frac{1}{4} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2}$$

- (a) Analizar si estos estimadores de λ son fuertemente consistentes.
- (b) Hallar sus distribuciones asintóticas. Decir si alguno de los dos es asintóticamente eficiente. (NOTA: $E(X^4) = \lambda^4 + 6\lambda^3 + 7\lambda^2 + \lambda$)

7. Sea X_1, \dots, X_n una m.a. $N(\theta, 1)$ y sea

$$\delta_n = \begin{cases} \bar{X} & \text{si } |\bar{X}| \geq 1/n^{1/4} \\ a\bar{X} & \text{si } |\bar{X}| < 1/n^{1/4} \end{cases}$$

- (a) Probar que $\sqrt{n}(\delta_n - \theta) \xrightarrow{d} N(0, \sigma_\theta^2)$ con $\sigma_\theta^2 = 1 \forall \theta \neq 0$ y $\sigma_\theta^2 = a^2$ si $\theta = 0$. Luego si $|a| < 1$ $\theta = 0$ es un punto de supereficiencia.
- (b) Consideremos el riesgo normalizado $R_n(\theta) = nE(\delta_n - \theta)^2$. Probar que $R_n(\theta) \rightarrow 1$ si $\theta \neq 0$ y $R_n(\theta) \rightarrow a^2$ si $\theta = 0$.
- (c) Sea $b_n(\theta) = E_\theta(\delta_n) - \theta$ el sesgo de δ_n , mostrar que:

i. $b_n(\theta) = \frac{-(1-a)}{\sqrt{n}} \int_{-n^{1/4}}^{n^{1/4}} x\phi(x - \sqrt{n}\theta) dx$

ii. $b'_n(\theta) \rightarrow 0$ si $\theta \neq 0$ y $b'_n(0) \rightarrow -(1-a)$

- iii. Utilice (ii) para explicar porqué δ_n no verifica en $\theta = 0$ la desigualdad de Rao-Cramer sin violar la desigualdad de la información, esto es $var(\delta_n) \geq \frac{[\frac{\partial}{\partial \theta} E_\theta(\delta_n)]^2}{nI(\theta)}$.