

CuestionarioT4T52.pdf



Esfacilverque21



Inferencia Estadística



3º Grado en Matemáticas



Facultad de Ciencias
Universidad de Granada

**70 años formando talento
que transforma el futuro.**

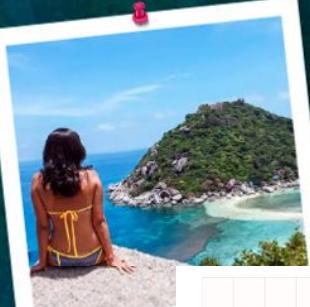
La primera escuela de negocios de España,
hoy líder en sostenibilidad y digitalización.



EOI Escuela de
organización
Industrial



Descubre EOI



thäilandia

ES OTRO ROLLO

HOTELES 4*

TRASLADOS

VUELOS INTERNOS

STAFF 24/7

PAGA A PLAZOS

EXCURSIONES

Descubre el planäzo

Templos, islas, fiestones y todo montado para que solo pienses en pasártelo guay. Riviera Maya se queda corta.



① Sea (z_1, \dots, z_n) m.s. de \mathbb{X} con $f_\alpha(x) = \alpha^2 x e^{-\alpha x}$, $x > 0$ y $\alpha \in \mathbb{R}$. Sabiendo que la fam. de dist. de \mathbb{X} es regular

y que $E_\alpha[\mathbb{X}] = \frac{2}{\alpha}$ y $\text{Var}_\alpha[\mathbb{X}] = \frac{2}{\alpha^2}$. Entonces, la cota de FCR para la varianza de estim reg insesg en α^2 es:

- a) $\frac{\alpha^4}{2n}$ y no es alcanzable.
- b) $\frac{\alpha^4}{2n}$ y es alcanzable.
- c) $\frac{2\alpha^4}{n}$ y no es alcanzable.
- d) $\frac{2\alpha^4}{n}$ y es alcanzable.

*Considero $g(\alpha) = \alpha^2$. Calculo $I_{z_1, \dots, z_n}(\alpha)$:

$$\bullet I_{z_1, \dots, z_n}(\alpha) = n I_z(\alpha) = n \text{Var}_\alpha \left[\frac{\partial \ln f_\alpha(x)}{\partial \alpha} \right] = n \text{Var}_\alpha \left[\frac{\partial (2\ln \alpha + \ln x - \alpha x)}{\partial \alpha} \right] = n \text{Var}_\alpha [2\ln \alpha - x] =$$

$$= n \text{Var}_\alpha [\mathbb{X}] = \frac{2n}{\alpha^2}$$

*Dado T estim insesg regular de 2º orden para $g(\alpha)$, entonces:

$$\bullet \text{Var}_\alpha(T) \leq \frac{(g'(\alpha))^2}{I_{z_1, \dots, z_n}(\alpha)} = \frac{4\alpha^2}{\frac{2n}{\alpha^2}} = \frac{2\alpha^4}{n} \Rightarrow \boxed{a) \text{ y } b) \text{ Falsos}}$$

*Para ver si la cota es o no alcanzable, compruebo que T estim regular insesg de 2º orden en $g(\alpha)$ sea eficiente o no. Uso el Teorema de caract. de estim. efic:

*Como T es regular $\Rightarrow I_{z_1, \dots, z_n}(\alpha) = a(\alpha)g'(\alpha)$. Calculo $a(\alpha)$:

$$\bullet \frac{2n}{\alpha^2} = a(\alpha)2\alpha \Rightarrow a(\alpha) = \frac{n}{\alpha^3}$$

*Impongo 1) del Teorema para hallar T :

$$\bullet F_\alpha^n(x) = \alpha^n e^{-\alpha \sum_{i=1}^n x_i} \prod_{i=1}^n x_i \Rightarrow \ln(F_\alpha^n(x)) = 2n \ln \alpha - \alpha \sum_{i=1}^n x_i + \sum_{i=1}^n \ln x_i \Rightarrow \frac{\partial \ln F_\alpha^n(x)}{\partial \alpha} = \frac{2n}{\alpha} - \sum_{i=1}^n x_i \quad \boxed{1)}$$

$$\bullet a(\alpha)[T - g(\alpha)] = \frac{n}{\alpha^3}(T - \alpha^2) = \underline{\underline{\frac{n}{\alpha^3}T - \frac{n}{\alpha^2}}}$$

$$\Rightarrow \frac{2n}{\alpha} - \sum_{i=1}^n x_i = \frac{n}{\alpha^3}T - \frac{n}{\alpha} \Rightarrow \text{Al despejar } T \text{ me va a quedar dependiendo de } \alpha \quad \boxed{2)}$$

-Luego, T no es efic, y como es insesg regular de 2º orden $\Rightarrow \text{Var}_\alpha[T] \neq \frac{g'(\alpha)^2}{I_{z_1, \dots, z_n}(\alpha)}$ \Rightarrow No se alcanza la cota

$\Rightarrow \boxed{c) \text{ Verdad}}$

② Se lanza un dado cargado hasta que sale uno y se repite el experimento seis veces de forma independiente. Decir cuál es falsa:

a) Si la estimación máxima verosímil de la probabilidad de que el 1 salga en la segunda tirada es 0,16, el número total de lanzamientos ha sido 30

b) Si en dos repeticiones ha salido el uno a la primera, en dos a la segunda y en las otras dos a la tercera, la estimación máxima verosímil es 0,25

c) Si los lanzamientos necesarios para obtener el 1 en las seis repeticiones han sido 5,4,6,6,4 y 5, la estimación máxima verosímil de no salir uno es 0,8

d) Si los lanzamientos han sido 6,5,7,7,5 y 6, la estimación máxima verosímil de que el uno salga en la segunda tirada es 1/6.

$\Sigma =$ "Nº de lanzamientos hasta salir 1 (incluyendo el último)"

$$\Sigma \rightarrow \{ G(p), p \in (0,1) \} , P(\Sigma = x) = p(1-p)^{x-1}, x \in \mathbb{N} \cup \{0\} \text{ y } (\Sigma_1, \dots, \Sigma_6) \text{ m.a.s}$$

$\Sigma - 1 =$ "Nº de lanzamientos hasta salir 1"

$$P(\Sigma - 1 = x-1) = p(1-p)^{x-1}, x \in \mathbb{N}$$

* Calculo el em.v de p :

$$\bullet L_{x_1, \dots, x_6}(p) = p^6(1-p)^{\sum_{i=1}^6 x_i - 6} \Rightarrow L'_{x_1, \dots, x_6}(p) = 0 \Rightarrow 6p^5(1-p)^{\sum_{i=1}^6 x_i - 6} - (\sum_{i=1}^6 x_i - 6)(1-p)^{\sum_{i=1}^6 x_i - 7} p^5 = 0 \Rightarrow \\ \Rightarrow 6(1-p) - (\sum_{i=1}^6 x_i - 6)p = 0 \Rightarrow \hat{p}(\Sigma_1, \dots, \Sigma_6) = \frac{1}{\Sigma}$$

* Si supongo d), entonces:

$$\bullet p = \frac{1}{\frac{6+5+7+7+5+6}{6}} = \frac{1}{6}$$

$$\bullet P(\Sigma = 2) = \frac{1}{6} \left(1 - \frac{1}{6}\right)^{2-1} = \frac{5}{36} \neq \frac{1}{6} \Rightarrow \boxed{d) \text{ falsa}}$$

③ Sea $f_\alpha(x) = \frac{3x^2}{(\alpha+1)^3}$, $0 < x < \alpha+1$ y $\alpha > -1$. Selecciona la correcta:

a) No existe el UMVUE de α .

b) Si los datos observados son $5, 4.8, 1.2, 3, 2.5, 6.4$, el e.m.v de α^2 vale 39.96 .

c) El e.m.v de α es $\max \bar{x}_i$.

d) El e.m.v de α por el método de los momentos es $\frac{4}{3}\bar{x} - 1$.

* Calculo e.m.v de α :

$$\bullet L_{x_1, \dots, x_n}(\alpha) = F_\alpha^n(\alpha) = \frac{3^n \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^2}{(\alpha+1)^{3n}} \quad \text{si } \min x_i > 0 \text{ y } \max x_i < \alpha+1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow L'_{x_1, \dots, x_n}(\alpha) = 3^n \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^2 (-3n) \frac{1}{(\alpha+1)^{3n+1}} < 0 \Rightarrow L_{x_1, \dots, x_n}(\alpha) \text{ estrictamente decreciente en } (-1, +\infty) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \hat{\alpha}(\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_n) = \max \bar{x}_i - 1 \quad \text{es el e.m.v de } \alpha \Rightarrow \boxed{\text{a) y c) falsas}}$$

* Además, b) es falsa ya que:

$$\bullet \hat{\alpha} = \max \bar{x}_i - 1 \text{ es e.m.v de } \alpha \Rightarrow (\max \bar{x}_i - 1)^2 \text{ es e.m.v de } \alpha^2 \stackrel{\text{b)}}{\Rightarrow} (6.4 - 1)^2 = 29.16 \neq 39.16 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \boxed{\text{b) falsa}}$$

* Compruebo d):

$$\bullet E_\alpha[\bar{x}] = \int_0^{\alpha+1} x \cdot F_\alpha(x) dx = \int_0^{\alpha+1} \frac{3x^3}{(\alpha+1)^3} dx = \frac{3}{(\alpha+1)^3} \cdot \frac{1}{4} (\alpha+1)^4 = \frac{3}{4} (\alpha+1) \stackrel{\text{metodo de los momentos}}{\Rightarrow}$$

$$\Rightarrow \bar{x} = \frac{3}{4}(\hat{\alpha} + 1) \Rightarrow \hat{\alpha} = \frac{4}{3}\bar{x} - 1 \Rightarrow \boxed{\text{d) verdad}}$$

Importante

Puedo eliminar la publi de este documento con 1 coin

¿Cómo consigo coins? → Plan Turbo: barato
→ Planes pro: más coins

pierdo
espacio



Necesito
concentración

ali ali ooooh
esto con 1 coin me
lo quito yo...

wuolah

④ Sea (x_1, \dots, x_n) m.s. de una var. al. X con Función $F_\alpha(x) = \alpha x^{\alpha-1}$, $0 < x < 1$ y $\alpha > 0$. Sabiendo que la Fam. de

distrib. de X es regular, con $I_X(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2}$. Elija la opción correcta:

a) $\sum_{i=1}^n \ln x_i$ es efic para $\frac{-n}{\alpha}$.

b) El UMVUE de $\ln \alpha$, si existe, es eficiente.

c) Toda función lineal de α admite estim. efic.

d) Sea $n=1$ y $U(X)$ insesgado en $\frac{1}{\alpha}$. Si $E[U(X) \ln(X)] = \frac{-1}{\alpha^2} \Rightarrow U(X)$ es regular.

b) F

- No tiene porque, ya que UMVUE $\not\Rightarrow$ eficiente

c) F

- Esto solo será cierto si α admite estim. efic.

d) F

* Compruebo la regularidad de $U(X)$ por definición.

* Como $U(X)$ es insesgado en $\frac{1}{\alpha}$, entonces:

$$\bullet E_\alpha[U(X)] = \frac{1}{\alpha} \Rightarrow \frac{\partial E_\alpha[U(X)]}{\partial \alpha} = \frac{-1}{\alpha^2}$$

* Sin embargo:

$$\bullet E_\alpha \left[U(X) \frac{\partial \ln(F_\alpha(x))}{\partial \alpha} \right] = E_\alpha \left[U(X) \frac{\partial (\ln \alpha + (\alpha-1)\ln X)}{\partial \alpha} \right] = E_\alpha \left[U(X) \frac{1}{\alpha} + U(X) \ln(X) \right] = \frac{1}{\alpha} E_\alpha[U(X)] + E_\alpha[U(X) \ln(X)] =$$
$$= \frac{-1}{\alpha^2} - \frac{1}{\alpha^2} \neq \frac{-1}{\alpha^2} = \frac{\partial E_\alpha[U(X)]}{\partial \alpha}$$

- Luego, $U(X)$ no es regular

a) V

* Lo compruebo con el T³ de caract. de estim. efic

* Supongo i) cierto para obtener $a(\alpha)$:

$$\bullet F_\alpha^n(x) = \alpha^n \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)^{\alpha-1} \Rightarrow \ln(F_\alpha^n(x)) = n \ln \alpha + (\alpha-1) \sum_{i=1}^n \ln x_i \Rightarrow \frac{\partial \ln(F_\alpha^n(x))}{\partial \alpha} = \frac{n}{\alpha} + \ln \left(\prod_{i=1}^n x_i \right) \quad \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \Rightarrow a(\alpha) = 1$$

$$\bullet a(\alpha) \left[\ln \left(\prod_{i=1}^n x_i \right) - \frac{n}{\alpha} \right]$$

* Compruebo que se verifica ii)

$$\bullet I_{x_1, \dots, x_n}(\alpha) = n I_X(\alpha) = \frac{n}{\alpha^2} \quad \Rightarrow \text{Se cumple ii)}$$

$$\bullet a(\alpha) g'(\alpha) = \frac{n}{\alpha^2}$$

Luego, $\ln \left(\prod_{i=1}^n x_i \right)$ es efic para $\frac{-n}{\alpha}$

wuolah

④ Selecciona la falsa:

- a) El UMVUE de una func. param es el estim de 2º orden que minimiza unif la varianza.
- b) Si T es sufic. y completo, $E_\theta[S] = g(\theta)$, $\forall \theta \in \Theta$ y $E_\theta[S^2] < \infty$, $\forall \theta \in \Theta \Rightarrow E[S/T]$ es el UMVUE de $g(\theta)$.
- c) El UMVUE de una func. param es el estim insesg de 2º orden que minimiza unif el ECM.
- d) Si T es suf., completo y de 2º orden $\Rightarrow T$ es el UMVUE para $E_\theta[T]$.

a) F

- Es necesaria la insesgadez.

b) V

- Ciento, es el T^* de Lehmann - Sheffé.

c) V

- Ciento, es el T^* de Rao - Blackwell.

d) V

→ Es claro que T es insesgado en $E_\theta[T]$

- Luego, tomando $S = T$ en T^* de Lehmann - Sheffé $\Rightarrow T$ es el UMVUE para $E_\theta[T]$