

Problema 1 (Ayudantía 1 2022-2)

Sean $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim}$ Exponencial con parámetro $\lambda > 0$. Se define una muestra \mathbf{X} como el vector $= (X_1, \dots, X_n)$.

- Encuentre el espacio muestral, espacio paramétrico y la función de densidad de probabilidad de la muestra
- Especifique el modelo estadístico para la muestra
- ¿Es el modelo paramétrico?
- ¿Es el modelo identificable?

$$a) \quad X \in \mathbb{R}_+^n, \quad \lambda \in \mathbb{R}_+ \quad f_{\lambda}(x) = \lambda e^{-\lambda x}$$

$$f_{\lambda}(x) = \prod_{i=1}^n \lambda e^{-\lambda x_i} = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i}$$

$$b) \quad \mathcal{H} = \{f_{\lambda}(x) : x \in \mathbb{R}_+^n, \lambda \in \mathbb{R}_+\}$$

$$c) \quad S_1, \quad \oplus \in \mathbb{R}^n \rightarrow \text{no es métrica}$$

Problema 2 (Casella y Berger, 2002)

- Sea X_1, \dots, X_n una muestra aleatoria proveniente de una distribución $\text{Gamma}(\alpha, \beta)$. Encuentre un estadístico suficiente de 2 dimensiones para (α, β) .

Nota: Si X distribuye $\text{Gamma}(\alpha, \beta)$, entonces tiene la siguiente función de densidad de probabilidad

$$f_{\theta}(x) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x} \quad \alpha, \beta > 0$$

→ Factorizando

→ Test de la razón para probar

$$\Rightarrow \quad f_{\theta}(x) = \prod_{i=1}^n \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}$$

$$= \left(\frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)}\right)^n \left(\prod_{i=1}^n x_i\right)^{\alpha-1} e^{-\beta \sum x_i}$$

$$g(x) h(T(x))$$

$$= \left(\frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)}\right)^n \left(\prod_{i=1}^n x_i\right)^{\alpha-1} e^{-\beta \sum x_i}$$

$$\left(\prod_{i=1}^n x_i, \sum_{i=1}^n x_i\right) = T(x)$$

$$f_{\theta}(x) = g(x) h(T(x))$$

- Sea X_1, \dots, X_n una muestra aleatoria proveniente de la siguiente distribución

$$f_{\theta}(x) = \theta x^{\theta-1} \mathbb{1}_{\{0 < x < 1\}}(x) \quad \theta \in \mathbb{R}^+$$

Encuentre un estadístico suficiente minimal para θ .

$$f_{\theta}(x) = \prod_{i=1}^n \theta x_i^{\theta-1} \mathbb{1}_{\{0 < x_i < 1\}}(x_i)$$

$$= \theta^n \left(\prod_{i=1}^n x_i\right)^{\theta-1} \prod_{i=1}^n \mathbb{1}_{(0,1)}(x_i)$$

$$= \frac{f_{\theta}(x)}{f_{\theta}(y)} = C \Leftrightarrow T(x) = T(y)$$

$$\frac{f_{\theta}(x)}{f_{\theta}(y)} = \frac{\theta^n \left(\prod x_i\right)^{\theta-1} \prod \mathbb{1}_{(0,1)}(x_i)}{\theta^n \left(\prod y_i\right)^{\theta-1} \prod \mathbb{1}_{(0,1)}(y_i)}$$

$$\Rightarrow \prod_{i=1}^n x_i = \prod_{i=1}^n y_i = T(x)$$

Problema 3 (Casella y Berger, 2002)

Sean X_1, X_2 observaciones iid provenientes de la siguiente distribución:

$$f_\alpha(x) = \alpha x^{\alpha-1} \exp\{-x^\alpha\} \mathbb{1}_{\{x>0\}}(x) \quad \alpha > 0$$

Muestre que $(\log X_1)/(\log X_2)$ es un estadístico ancilar para α .

↳ su distribución no depende del parámetro

$$\left(\frac{\gamma}{\gamma}\right)^{\theta-1} = 1$$

$$g(x) = \log(x) = y$$

$$g^{-1}(y) = e^y$$

$$\text{sea } g(x) = y$$

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = f_X[g^{-1}(y)] \cdot \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right|$$

$$\log x = y$$

$$f_0(y) = f_0(g^{-1}(y)) \left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right|$$

$$= \alpha e^{y(\alpha-1)} \exp\{-e^{y\alpha}\} e^y$$

$$= \alpha \exp\{y\alpha - y - e^{y\alpha} + y\}$$

$$= \alpha e^{y\alpha} e^{-e^{y\alpha}}$$

$$= \frac{1}{1/\alpha} e^{y/1/\alpha} e^{-e^{y/1/\alpha}}$$

$$\frac{1}{\theta} \int \left(\frac{y}{\theta}\right)$$

$$\theta \frac{1}{\alpha} \int(z) = e^z e^{-e^z}$$

$$e^z - e^z$$

$$\log x_i = y_i = -\alpha z_i$$

$$z_i = f(z)$$

demuestre que no depende de α

$$g(y) = \log y, \quad g^{-1}(y) = e^y$$

$$f(g^{-1}(y)) \left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right|$$

$$= e^{\alpha y} - e^{\alpha y}$$

$$\alpha = \frac{1}{1/\alpha}$$

$$\frac{\log x_i}{\log x_j} = \frac{\alpha z_i}{\alpha z_j} = \frac{z_i}{z_j}$$

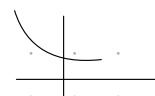
Problema 4 (Guía 2022-2)

Considere una muestra aleatoria desde una distribución exponencial trasladada, es decir $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} f_\mu(x)$, donde

$$f_\mu(x) = e^{-(x-\mu)} \mathbb{1}_{\{x>\mu\}}(x)$$

Muestre que $X_{(1)} = \min\{X_1, \dots, X_n\}$ es un estadístico suficiente para μ y estudie su ancilaridad.

$$\int_{\mu}^{\infty} f_{\mu}(x) = \prod_{i=1}^n e^{-(x_i-\mu)} \prod_{i=1}^n \mathbb{1}_{\{x_i>\mu\}} = \underbrace{e^{-\sum x_i}}_{g(x)} \cdot e^{\mu n} \underbrace{\prod_{i=1}^n \mathbb{1}_{\{x_i>\mu\}}}_{h(x)}$$



$$\Leftrightarrow X_{(1)} = \min\{X_1, \dots, X_n\}$$

