

# Métodos Estadísticos

## Tarea I

Rubén Pérez Palacios Lic. Computación Matemática  
Profesora: Dra. Eloísa Díaz Francés Murguía

21 de marzo de 2021

### Problemas

1. Da un ejemplo de un modelo probabilístico y de un modelo estadístico con alguna de tus distribuciones que ahora son tus hijas adoptivas.

Ejemplo de modelo probabilístico es la distribución Gamma con parámetros  $\alpha = 1$  y  $\beta = 1$ .

Un ejemplo de modelo estadístico es la familia de distribuciones

$$\Phi = \left\{ F(x; \theta) : F \text{ es Gamma con parámetros } (1, \frac{1}{\lambda}) \right\},$$

es decir la familia de distribuciones exponenciales con parámetro  $\lambda$ .

2. Demuestra si tus tres distribuciones continuas adoptadas pertenecen a la familia Exponencial de distribuciones o no.

- Uniforme Continua

Su función de densidad es

$$f(x; a, b) = \frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{[a,b]}(x).$$

Al depender su soporte de parámetros desconocidos entonces esta no pertenece a la familia Exponencial.

- Gamma

Su función de densidad es

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{x^{\alpha-1}}{\Gamma \alpha \beta^\alpha} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right) \mathbb{1}_{(0,\infty)}(x).$$

Podemos reexpresarla de la siguiente forma

$$f(x; \alpha, \beta) = \left(\frac{1}{\Gamma \alpha \beta^\alpha}\right) \left(\frac{1}{x}\right) \exp\left(\alpha \log(x) - \frac{x}{\beta}\right) \mathbb{1}_{(0,\infty)}(x).$$

Donde su soporte no depende de parámetros desconocidos y  $A(\theta) = \frac{1}{\Gamma \alpha \beta^\alpha}$ ,  $B(x) = \frac{1}{x}$ ,  $C_1(\theta) = \alpha$ ,  $D_1(x) = \log(x)$ ,  $C_2(\theta) = \frac{1}{\beta}$  y  $D(x) = x$ , por lo tanto la distribución Gamma pertenece a la familia exponencial.

■ DGVE

Su función de densidad es

$$f(x; a, b, c) = \begin{cases} b^{-1} [1 + c (\frac{x-a}{b})]^{-1-\frac{1}{c}} \exp \left\{ - [1 + c (\frac{x-a}{b})]^{-\frac{1}{c}} \right\} \mathbb{1}_{(-\infty, a-\frac{b}{c}]}(x) & \text{si } c < 0, \\ b^{-1} \exp \left\{ -\frac{x-a}{b} - \exp \left[ - (\frac{x-a}{b}) \right] \right\} \mathbb{1}_{(-\infty, \infty)}(x) & \text{si } c = 0, \\ b^{-1} [1 + c (\frac{x-a}{b})]^{-1-\frac{1}{c}} \exp \left\{ - [1 + c (\frac{x-a}{b})]^{-\frac{1}{c}} \right\} \mathbb{1}_{[a-\frac{b}{c}, \infty)}(x) & \text{si } c > 0, \end{cases}$$

Al depender su soporte de parámetros desconocidos entonces esta no pertenece a la familia Exponencial.

3. Demuestra si tus tres distribuciones continuas adoptadas pertenecen a la familia de distribuciones de Localización y Escala o no.

■ Uniforme Continua

Su función de densidad es

$$f(x; a, b) = \frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{[a,b]}(x).$$

Al depender su soporte de parámetros desconocidos entonces esta no pertenece a la familia de localización y escala.

■ Gamma

Su función de densidad es

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{x^{\alpha-1}}{\Gamma \alpha \beta^\alpha} \exp \left( -\frac{x}{\beta} \right) \mathbb{1}_{(0, \infty)}(x).$$

Primero su soporte no depende de parámetros desconocidos. Ahora puesto que  $\alpha$  es parámetro de forma entonces si consideramos ambos parámetros no sería de localización y escala. En cambio para cada valor  $\alpha$  fijo podemos ver que

$$f(x; \alpha, \beta) = \left( \frac{1}{\beta} \right) \left( \left( \frac{1}{\Gamma \alpha} \right) \left( \frac{x}{\beta} \right)^{\alpha-1} \right) \exp \left( -\frac{x}{\beta} \right) \mathbb{1}_{(0, \infty)}(x) = \left( \frac{1}{\beta} \right) f_0 \left( \frac{x}{\beta} \right),$$

donde

$$f_0(x) = \left( \left( \frac{1}{\Gamma \alpha} \right) (x)^{\alpha-1} \right) \exp(-x) \mathbb{1}_{(0, \infty)}(x)$$

Ahora si  $Y = \frac{x}{\beta}$  por el Teorema de Cambio de variable con  $g(x) = \frac{x}{\beta}$  vemos que la densidad de  $Y$  es  $f_0(x)$  la cual no depende de parámetros desconocidos (por ello tomamos  $\alpha$  fijo), por lo tanto concluimos que Gamma para un parámetro fijo  $\alpha$  pertenece a la familia de localización y escala.

■ DGVE

Su función de densidad es

$$f(x; a, b, c) = \begin{cases} b^{-1} [1 + c (\frac{x-a}{b})]^{-1-\frac{1}{c}} \exp \left\{ - [1 + c (\frac{x-a}{b})]^{-\frac{1}{c}} \right\} \mathbb{1}_{(-\infty, a-\frac{b}{c}]}(x) & \text{si } c < 0, \\ b^{-1} \exp \left\{ -\frac{x-a}{b} - \exp \left[ - (\frac{x-a}{b}) \right] \right\} \mathbb{1}_{(-\infty, \infty)}(x) & \text{si } c = 0, \\ b^{-1} [1 + c (\frac{x-a}{b})]^{-1-\frac{1}{c}} \exp \left\{ - [1 + c (\frac{x-a}{b})]^{-\frac{1}{c}} \right\} \mathbb{1}_{[a-\frac{b}{c}, \infty)}(x) & \text{si } c > 0, \end{cases}$$

Al depender su soporte de parámetros desconocidos entonces esta no pertenece a la familia de localización y escala.

4. Demuestra que la distribución Binomial  $(N, \theta)$  con  $N$  conocido y  $\theta$  la probabilidad de éxito de cada ensayo Bernoulli, sí pertenece a la familia Exponencial de distribuciones.

*Demostración.* Recordemos que la función de masa de probabilidad de un Binomial  $(N, \theta)$  es

$$f(x; N, \theta) = \binom{N}{x} \theta^x (1 - \theta)^{N-x} \mathbb{1}_{\{1, \dots, N\}}(x).$$

Ahora reexpresandola de la siguiente forma

$$f(x; N, \theta) = ((1 - \theta)^N) \binom{N}{x} \exp \left( x \log \left( \frac{\theta}{1 - \theta} \right) \right) \mathbb{1}_{\{1, \dots, N\}}(x).$$

Podemos ver que su soporte no depende de parámetros desconocidos, y con  $A(\theta) = (1 - \theta)^N$ ,  $B = \binom{N}{x}$ ,  $C(\theta) = \log \left( \frac{\theta}{1 - \theta} \right)$  y  $D(x) = x$ , por lo tanto la distribución Binomial  $(N, \theta)$  con  $N$  conocido pertenece a la familia Exponencial.

□

5. Para cada una de tus tres distirbuciones continuas, da la expresión de la función de densidad conjunta, factorizandola pra identificar las estadísticas suficientes  $T(x_1, \dots, x_n)$ :

$$f(x_1, \dots, x_n; \theta) = h(x_1, \dots, x_n) g(T(x_1, \dots, x_n); \theta).$$

Simplifica tus expreciones para que puedas encontrar el vector  $T$  que tenga la menor dimensión posible. Recuerda que la muestra obseveda siempre es un vector de estadísticas suficientes y su dimensión es  $n$ .

### Solución 1 –

*Uniforme Continua*

*Su función de densidad es*

$$f(x; a, b) = \frac{1}{b - a} \mathbb{1}_{[a, b]}(x).$$

*Entonces la densidad conjunta de  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias Uniformes Continuas  $(a, b)$  es*

$$f(\vec{x}; a, b) = \prod_{i=1}^n f(x_i; a, b) = \left( \frac{1}{b - a} \right)^n \prod_{i=1}^n \mathbb{1}_{[a, b]}(x_i).$$

*Veamos que  $x_i \leq b, \forall i = 1, \dots, n$  si y sólo  $\max(\vec{x}) \leq b$  y también  $x_i \geq a, \forall i = 1, \dots, n$  si y sólo  $\min(\vec{x}) \geq a$ , por lo que*

$$f(\vec{x}; a, b) = \prod_{i=1}^n f(x_i; a, b) = \left( \frac{1}{b - a} \right)^n \mathbb{1}_{[a, b]}(\max(\vec{x})) \mathbb{1}_{[a, b]}(\min(\vec{x})).$$

*Por el Teorema de la factorización de Fisher concluimos que  $\max(\vec{x}), \min(\vec{x})$  son estadísticas suficientes de  $(a, b)$ .*

*Gamma*

*Su función de densidad es*

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{x^{\alpha-1}}{\Gamma \alpha \beta^\alpha} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right) \mathbb{1}_{(0, \infty)}(x).$$

*Entonces la densidad conjunta de  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias Gamma  $(\alpha, \beta)$  es*

$$f(\vec{x}; a, b) = \prod_{i=1}^n f(x_i; a, b) = \left(\prod_{i=1}^n \mathbb{1}_{(0, \infty)}(x_i)\right) \left(\frac{1}{\Gamma \alpha \beta^\alpha}\right)^n \left(\prod_{i=1}^n x_i\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\beta}\right).$$

*Por el Teorema de la factorización de Fisher concluimos que  $(\prod_{i=1}^n x_i, \sum_{i=1}^n x_i)$  son estadísticas suficientes de  $(\alpha, \beta)$ .*

*DGVE*

*Su función de densidad es*

$$f(x; a, b, c) = \begin{cases} b^{-1} \left[1 + c \left(\frac{x-a}{b}\right)\right]^{-1-\frac{1}{c}} \exp\left\{-\left[1 + c \left(\frac{x-a}{b}\right)\right]^{-\frac{1}{c}}\right\} \mathbb{1}_{(-\infty, a-\frac{b}{c}]}(x) & \text{si } c < 0, \\ b^{-1} \exp\left\{-\frac{x-a}{b} - \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)\right]\right\} \mathbb{1}_{(-\infty, \infty)}(x) & \text{si } c = 0, \\ b^{-1} \left[1 + c \left(\frac{x-a}{b}\right)\right]^{-1-\frac{1}{c}} \exp\left\{-\left[1 + c \left(\frac{x-a}{b}\right)\right]^{-\frac{1}{c}}\right\} \mathbb{1}_{[a-\frac{b}{c}, \infty)}(x) & \text{si } c > 0, \end{cases}$$

*Entonces la densidad conjunta de  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias DGVE  $(a, b, c)$  es*

$$f(\vec{x}; a, b) = \prod_{i=1}^n f(x_i; a, b) \\ = \begin{cases} b^{-n} \prod_{i=1}^n \left[1 + c \left(\frac{x_i-a}{b}\right)\right]^{-1-\frac{1}{c}} \exp\left\{-\left[1 + c \left(\frac{x_i-a}{b}\right)\right]^{-\frac{1}{c}}\right\} \mathbb{1}_{(-\infty, a-\frac{b}{c}]}(x) & \text{si } c < 0, \\ b^{-n} \prod_{i=1}^n \exp\left\{-\frac{x_i-a}{b} - \exp\left[-\left(\frac{x_i-a}{b}\right)\right]\right\} \mathbb{1}_{(-\infty, \infty)}(x) & \text{si } c = 0, \\ b^{-n} \prod_{i=1}^n \left[1 + c \left(\frac{x_i-a}{b}\right)\right]^{-1-\frac{1}{c}} \exp\left\{-\left[1 + c \left(\frac{x_i-a}{b}\right)\right]^{-\frac{1}{c}}\right\} \mathbb{1}_{[a-\frac{b}{c}, \infty)}(x) & \text{si } c > 0, \end{cases}$$

*Podríamos simplificar el producto de las indicadoras con las funciones min y max de la muestra pero no hay forma de encontrar funciones que simplifiquen el producto del resto ya que los terminos  $\left[1 + c \left(\frac{x-a}{b}\right)\right]$  están en terminos del resto de los parametros en funciones exponenciales y de potencias. Por lo que las estadísticas suficientes de  $(a, b, c)$  es toda la muestra.*