

1. Considere la función de densidad de probabilidad

$$f(y; \nu) = \frac{\Gamma(y+r)}{y!\Gamma(r)} \left(\frac{1}{1+\nu}\right)^r \left(\frac{\nu}{1+\nu}\right)^y$$

donde  $\pi = \nu/(1+\nu)$  y  $\Gamma(z) = \int_0^\infty t^{z-1} e^{-t} dt$  es la función gama, además suponga que  $r$  es conocido. Muestre que esta función pertenece a la familia exponencial y encuentre  $E(Y)$  y  $\text{Var}(Y)$ .

2. Muestre que la distribución Gama, con densidad

$$f(y; \mu, \phi) = \frac{\phi^\phi y^{\phi-1} \exp(-y\phi/\mu)}{\mu^\phi \Gamma(\phi)}, \quad y \geq 0, \phi > 0, \mu > 0$$

pertenece a la familia exponencial y obtenga  $\mathcal{F}(\boldsymbol{\theta})$ ,  $\boldsymbol{\theta} = (\mu, \phi)^\top$ .

*Sugerencia:* Recuerde que  $\psi(z) = \frac{d}{dz} \log \Gamma(z)$  se conoce como la función digama. Además  $\psi'(z) = d\psi(z)/dz$ . En general se tiene

$$\psi^{(n)}(z) = \frac{d^{n+1}}{dz^{n+1}} \log \Gamma(z)$$

3. Considere  $Y_1, \dots, Y_n$  variables aleatorias independientes con distribución  $\mathcal{N}(\mu_i, \phi)$  y  $\mu_i = \mu_i(\boldsymbol{\beta})$ ,  $i = 1, \dots, n$ ,  $\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p$  vector de parámetros desconocidos. Obtenga la función de log-verosimilitud  $\ell(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y})$ ,  $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}^\top, \phi)^\top$  y calcule el vector score  $\mathbf{U}(\boldsymbol{\theta}) = \partial \ell(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y}) / \partial \boldsymbol{\theta}$ .
4. Sea  $Y_1, \dots, Y_n$  una muestra aleatoria desde una variable con densidad

$$f(y; \theta) = \frac{1}{2}(1 + \theta y), \quad -1 \leq y \leq 1, -1 \leq \theta \leq 1.$$

Obtenga la función score  $U(\theta)$  y la información de Fisher  $\mathcal{F}(\theta)$ .

5. Sean  $X_{11}, \dots, X_{1n_1}, X_{21}, \dots, X_{2n_2}$  variables aleatorias independientes cada una con  $X_{ij} \sim \text{Exp}(\lambda_i)$ ,  $j = 1, \dots, n_i$ ,  $i = 1, 2$ ; y  $\boldsymbol{\theta} = (\lambda_1, \lambda_2)^\top$ . Muestre que la distribución conjunta de  $\mathbf{X} = (X_{11}, \dots, X_{1n_1}, X_{21}, \dots, X_{2n_2})^\top$  pertenece a la familia exponencial  $k$ -paramétrica. Determine  $k$ .

6. Sea  $X \sim \text{Poisson}(\mu)$ . La variable aleatoria Poisson truncada  $Z$  es definida como

$$P_\mu(Z = k) = P_\mu(X = k | X > 0).$$

Calcule las informaciones de Fisher  $\mathcal{F}_X(\mu)$  y  $\mathcal{F}_Z(\mu)$ .

7. Considere  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$  con función de densidad

$$f(x; \lambda) = \lambda \exp(-\lambda x) I_{(0, \infty)}(x),$$

y considere  $\theta = P(X > z)$  el parámetro de interés, con  $z$  conocido. Obtenga la información de Fisher de  $\theta$ .

8. Suponga que el objetivo es estimar la probabilidad  $\theta$  de cierto evento y considere que se dispone de dos m.a.( $n$ ) dadas por:

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \text{Bin}(1, \theta), \quad Y_1, \dots, Y_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \text{Geo}(\theta),$$

Usando la información de Fisher, ¿cuál muestra es más informativa?

Recuerde que: si  $X \sim \text{Bin}(1, \theta)$  y  $Y \sim \text{Geo}(\theta)$ , entonces

$$f(x; \theta) = \theta^x (1 - \theta)^{1-x}, \quad x \in \{0, 1\}, \quad f(y; \theta) = \theta(1 - \theta)^{y-1}, \quad y = 1, 2, \dots$$

9. Una variable aleatoria discreta  $X$  definida en  $\{0, 1, \dots\}$  tiene una distribución de *serie de potencias* si su función de probabilidad es de la forma:

$$P(X = x) = \frac{a(x)\theta^x}{C(\theta)}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

- a) Muestre que  $X$  pertenece a la familia exponencial.
- b) Obtenga fórmulas para  $E(X)$  y  $\text{Var}(X)$ .

*Sugerencia:* Fórmulas en **b)** involucran derivadas de  $C$ .

10. Sea  $\mathbf{X} \sim \text{Multinomial}_k(n, \boldsymbol{\pi})$  con función de probabilidad

$$p(\mathbf{x}; \boldsymbol{\pi}) = \frac{n!}{x_1! \dots x_k!} \prod_{j=1}^k \pi_j^{x_j},$$

donde  $\mathbf{x} \in \{0, 1, \dots, n\}^k$  y  $\sum_{j=1}^k x_j = n$ . Además, asumiremos que  $\pi_j > 0$  con  $\sum_{j=1}^k \pi_j = 1$ .

- a) Obtenga los MLEs de  $\pi_1, \dots, \pi_{k-1}$ .
- c) Calcule la matriz de información de Fisher de  $\boldsymbol{\theta} = (\pi_1, \dots, \pi_{k-1})^\top$ .