

1.a) Podemos escribir

$$f(y; \theta) = \exp(\phi y \theta) \exp(c(y; \phi)) / \exp(\phi b(\theta)).$$

Es decir, dado que  $\phi$  es conocido, tenemos que  $T(y) = \phi y$ ,  $\eta(\theta) = \theta$ ,  $a(\theta) = \exp(\phi b(\theta))$  y  $h(y) = \exp(c(y; \phi))$ . De este modo,  $Y$  pertenece a la FE (1-paramétrica), y anotamos  $Y \sim \text{FE}(\theta, \phi)$ .

1.b) Debemos calcular

$$\begin{aligned} M_Y(t) &= E\{\exp(tY)\} = \int \exp(ty) \exp\{\phi[y\theta - b(\theta)] + c(y; \phi)\} dy \\ &= \int \exp\left\{\phi\left[\left(\theta + \frac{t}{\phi}\right)y - b(\theta)\right] + c(y; \phi)\right\} dy \\ &= \exp\{\phi[b(\theta + t/\phi) - b(\theta)]\} \int \exp\left\{\phi\left[\left(\theta + \frac{t}{\phi}\right)y - b\left(\theta + \frac{t}{\phi}\right)\right] + c(y; \phi)\right\} dy^* \\ &= \exp\{\phi[b(\theta + t/\phi) - b(\theta)]\}. \end{aligned}$$

Ahora,

$$\begin{aligned} \frac{d M_Y(t)}{dt} &= \frac{d}{dt} \exp\{\phi[b(\theta + t/\phi) - b(\theta)]\} = \exp\{\phi[b(\theta + t/\phi) - b(\theta)]\} \frac{\phi \frac{d b(\theta + t/\phi)}{dt}}{dt} \\ &= M_Y(t) b'(\theta + t/\phi). \end{aligned}$$

Así, para obtener  $E(Y)$  podemos hacer

$$E(Y) = \left. \frac{d M_Y(t)}{dt} \right|_{t=0} = M_Y(t) \big|_{t=0} b'(\theta),$$

pero  $M_Y(t) \big|_{t=0} = \exp\{\phi[b(\theta) - b(\theta)]\} = 1$ . Por tanto,  $E(Y) = b'(\theta)$ .

2.a) Tenemos que la función de probabilidad de  $X$  puede ser escrita como

$$p(x; \theta) = a(x) \exp\{x \log \theta - \log C(\theta)\},$$

es decir  $X$  pertenece a la FE canónica (1-paramétrica), con  $T(X) = X$ ,  $\eta = \log \theta$ ,  $b(\eta) = \log C(e^\eta)$  y  $h(x) = a(x)$ .

2.b) Como  $T(X) = X$ , sigue que<sup>†</sup>

$$E(X) = \frac{d}{d\eta} \log C(e^\eta), \quad \text{var}(X) = \frac{d^2}{d\eta^2} \log C(e^\eta).$$

\*Esta última integral es 1, pues el integrando corresponde a la densidad de una  $\text{FE}(\theta + t/\phi, \phi)$ .

†En efecto,  $E(T(X)) = b'(\eta)$  y  $\text{var}(T(X)) = b''(\eta)$ .

De este modo,

$$E(X) = \frac{d}{d\eta} \log C(e^\eta) = \frac{C'(e^\eta)e^\eta}{C(e^\eta)},$$

mientras que

$$\begin{aligned} \text{var}(X) &= \frac{d^2}{d\eta^2} \log C(e^\eta) = \frac{1}{C^2(e^\eta)} \left\{ C(e^\eta) \frac{d}{d\eta} C'(e^\eta)e^\eta - C'(e^\eta)e^\eta C'(e^\eta)e^\eta \right\} \\ &= \frac{[C''(e^\eta)e^{2\eta} + C'(e^\eta)e^\eta]C(e^\eta) - [C'(e^\eta)]^2 e^{2\eta}}{C^2(e^\eta)}. \end{aligned}$$

3. Sea  $\pi_m = 1 - \sum_{i=1}^{m-1} \pi_i$ ,  $x_m = n - \sum_{i=1}^{m-1} x_i$ , y

$$h(\mathbf{x}) = \binom{n}{x_1, \dots, x_m}.$$

De este modo, la función de probabilidad de la distribución multinomial puede ser escrita como

$$\begin{aligned} p(x_1, \dots, x_{m-1}; \boldsymbol{\pi}) &= h(\mathbf{x}) \exp(\log(\pi_1^{x_1} \cdots \pi_m^{x_m})) = h(\mathbf{x}) \exp\left(\sum_{i=1}^m x_i \log \pi_i\right) \\ &= h(\mathbf{x}) \exp\left(\sum_{i=1}^{m-1} x_i \log \pi_i + x_m \log \pi_m\right) \\ &= h(\mathbf{x}) \exp\left(\sum_{i=1}^{m-1} x_i \log \pi_i + \left(n - \sum_{i=1}^{m-1} x_i\right) \log \left(1 - \sum_{i=1}^{m-1} \pi_i\right)\right) \\ &= h(\mathbf{x}) \exp\left(\sum_{i=1}^{m-1} x_i \left(\log \pi_i - \log \left(1 - \sum_{i=1}^{m-1} \pi_i\right)\right) + n \log \left(1 - \sum_{i=1}^{m-1} \pi_i\right)\right) \\ &= h(\mathbf{x}) \left(1 - \sum_{i=1}^{m-1} \pi_i\right)^n \exp\left\{\sum_{i=1}^{m-1} x_i \log \left(\frac{\pi_i}{1 - \sum_{j=1}^{m-1} \pi_j}\right)\right\}. \end{aligned}$$

Es decir, la distribución multinomial pertenece a la FE  $(m-1)$ -paramétrica con

$$A(\theta) = \left(1 - \sum_{i=1}^{m-1} \pi_i\right)^{-n},$$

y

$$\eta_i(\boldsymbol{\pi}) = \log \left(\frac{\pi_i}{1 - \sum_{j=1}^{m-1} \pi_j}\right), \quad T_i(\mathbf{x}) = x_i,$$

para  $i = 1, \dots, m-1$ .

4. El modelo estadístico para la muestra aleatoria  $X_1, \dots, X_n$  es definido como

$$\mathcal{P} = \{f(x; \theta)^{\otimes n} : \theta \in (0, \infty)\}.$$

Primeramente, se calculará  $E(X)$ . De este modo (usando la sugerencia), sigue que:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^\infty x f(x; \theta) dx = \frac{1}{\theta(\theta+1)} \int_0^\infty x(x+1)e^{-x/\theta} dx \\ &= \frac{1}{\theta(\theta+1)} \left[ \int_0^\infty x^2 e^{-x/\theta} dx + \int_0^\infty x e^{-x/\theta} dx \right] \\ &= \frac{1}{\theta(\theta+1)} [\theta^3 \Gamma(3) + \theta^2 \Gamma(2)] = \frac{\theta(2\theta+1)}{\theta+1}. \end{aligned} \quad (1)$$

En este caso, la función de log-verosimilitud es dada por:

$$\begin{aligned} \ell(\theta; \mathbf{x}) &= \sum_{i=1}^n \log f(x_i; \theta) = \sum_{i=1}^n \left\{ \log(x_i+1) - \log \theta(\theta+1) - \frac{1}{\theta} x_i \right\} \\ &= \sum_{i=1}^n \log(x_i+1) - n \log \theta(\theta+1) - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i, \end{aligned}$$

mientras que, la función score asume la forma:

$$U(\theta; \mathbf{x}) = \frac{d\ell(\theta)}{d\theta} = -\frac{n(2\theta+1)}{\theta(\theta+1)} + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n x_i.$$

Por otro lado, la segunda derivada de la función de log-verosimilitud puede ser escrita como:

$$\begin{aligned} \frac{d^2 \ell(\theta; \mathbf{x})}{d\theta^2} &= n \left\{ \left( \frac{1}{\theta(\theta+1)} \right)^2 \left[ (2\theta+1)^2 - 2\theta(\theta+1) \right] - \frac{2}{\theta^3} \bar{x} \right\} \\ &= \frac{n(2\theta^2+2\theta+1)}{[\theta(\theta+1)]^2} - \frac{2}{\theta^3} \sum_{i=1}^n x_i. \end{aligned}$$

De este modo, la información de Fisher asociada a la muestra  $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^\top$ , resulta:

$$\mathcal{F}_n(\theta) = E \left\{ -\frac{d^2 \ell(\theta; \mathbf{x})}{d\theta^2} \right\} = -\frac{n(2\theta^2+2\theta+1)}{[\theta(\theta+1)]^2} + \frac{2}{\theta^3} \sum_{i=1}^n E(X_i),$$

como  $E(X_i) = \theta(2\theta+1)/(\theta+1)$ , para  $i = 1, \dots, n$ , sigue que

$$\mathcal{F}_n(\theta) = \frac{n}{\theta^2(\theta+1)^2} \{ (4\theta+2)(\theta+1) - (2\theta^2+2\theta+1) \} = \frac{2n}{\theta} \left( \frac{\theta+2}{\theta+1} \right).$$