Modelo Lineal Generalizado

Trabajo Práctico 3

1. Sea X una variable con distribución Gamma de parámetros α y μ , $\Gamma(\alpha,\mu)$, donde $\mu=E(X)$.

Demuestre que la distribución de X pertenece a una familia exponencial. Identifique al parámetro canónico θ y a las funciones a, b y c.

¿Parece razonable usar el link canónico en esta familia? ¿Tendría alguna desventaja?

2. Decimos que X tienen distribución gaussiana inversa de media μ y parámetro ϕ si su densidad es de la forma

$$f(x) = \left[\frac{\phi}{2 \Pi y^3}\right]^{\frac{1}{2}} \exp\left[\frac{-\phi(y-\mu)^2}{2 \mu^2 y}\right] I_{[0,\infty)}(y).$$

Esta familia se utiliza, por ejemplo, para el estudio del movimiento Browniano de partículas y en análisis de regresión con datos fuertemente asimétricos. Por ejemplo, suele ser utilizada para modelar tiempos de sobrevida, tiempos de espera, etc.

- a) Grafique la función de densidad para distintos valores de los parámetros.
- b) Demuestre que la distribución de X pertenece a una familia exponencial. Identifique al parámetro canónico θ y a las funciones a, b y c.
- 3. Decimos que X tienen distribución de Weibull de parámetros α y β si su densidad es de la forma

$$f(x) = \frac{\alpha y^{\alpha - 1}}{\beta^{\alpha}} \exp\{-\left[\frac{y}{\beta}\right]^{\alpha}\} I_{[0, \infty)}(y).$$

Verifique si esta familia de distribuciones es una familia exponencial para algún valor de α .

4. Sea $f_o(y)$ una función de densidad o de probabilidad arbitraria con función generadora de momentos dada por

$$M(\xi) = E\{\exp(\xi Y)\} = \exp\{b(\xi)\},\,$$

que es finita para un rango de valores de ξ que incluye el 0. Consideremos la densidad exponencial pesada dada por

$$f_{Y,\theta}(y) \propto \exp(\theta y) f_o(y)$$
.

Derive la constante normalizadora para esta densidad y muestre que $f_{Y,\theta}(y)$ pertenece a una familia exponencial con $a(\phi) = 1$.

5.

a) Sean $Y|\lambda \sim P(\lambda)$ y $\lambda \sim \Gamma(\alpha, \beta)$, donde $\Gamma(\alpha, \beta)$ es la distribución Gamma con esperanza $\alpha\beta$ y varianza $\alpha\beta^2$, cuya densidad está dada por

$$f(\lambda) = \frac{1}{\Gamma(\alpha) \beta^{\alpha}} \lambda^{\alpha - 1} e^{-\lambda/\beta} I_{[0, \infty)}(\lambda).$$

Pruebe que Y tienen distribución binomial negativa con función de probabilidad puntual

$$P(Y = y) = \frac{\Gamma(\alpha + y)}{\Gamma(\alpha) y} \left(\frac{\beta}{1 + \beta}\right)^{y} \left(\frac{1}{1 + \beta}\right)^{\alpha}.$$

b) La distribución binomial negativa dada en el item anterior suele parametrizarse en términos de $\mu = \alpha\beta$ y $\kappa = 1/\alpha$ como

$$P(Y=y) = \frac{\Gamma(\kappa^{-1} + y)}{\Gamma(\kappa^{-1}) \ y!} \left(\frac{\kappa \mu}{1 + \kappa \mu}\right)^y \left(\frac{1}{1 + \kappa \mu}\right)^{1/\kappa}.$$

Verifique si para cada κ fijo esta distribución pertenece a una familia exponencial. En caso afirmativo, ¿cuánto valdría el parámetro canónico θ ?

- **6.** Consideremos el caso en que $E(Y_i) = \mu_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}$, siendo $Y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$, es decir tomando como función link la identidad.
 - a) Deduzca el método de Fisher–scoring para este caso. Especifique la variable de trabajo **z** y la matriz **W** utilizadas en el método **IRWLS**. ¿Qué diferencias tiene el estimador resultante con el de mínimos cuadrados?
 - b) Calcule la deviance.
 - c) Calcule la matriz de información y la matriz de covarianza de $\hat{\beta}$.
 - d) Compruebe que la distribución de $\hat{\beta}$ y de la deviance pueden determinarse exactamente en este caso.

7. Supongamos un modelo de regresión logística en el que $Y_i \sim Bi(n_i, \Pi_i)$, donde $log\left(\frac{\Pi_i}{1 - \Pi_i}\right) = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} = \eta_i, \ 1 \leq i \leq n$.

Una función no lineal que interesa estimar en este caso es $\Pi_i = \Pi_i(\beta) = \frac{e^{\mathbf{x}_i'\beta}}{1 + e^{\mathbf{x}_i'\beta}}$.

Proponga un estimador para Π_i . ¿Cuál sería la distribución asintótica de dicho estimador? ¿Cómo estimaría la varianza asintótica de la probabilidad estimada?

Deduzca un intervalo de nivel aproximado $1 - \alpha$ para Π_i .