

Modelo Lineal Generalizado

FCEyN UBA

Práctica 1

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 sobrevivencia, tiempos de espera, etc.

- Grafique la función de densidad para distintos valores de los parámetros.
- 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

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

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

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

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

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

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 \mathbf{z} y la matriz \mathbf{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 $\hat{\boldsymbol{\beta}}$.

d) Compruebe que la distribución de $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ y de la deviance pueden determinarse exactamente en este caso.

7. Supongamos que $Y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2/w_i)$, donde w_i son pesos conocidos, $1 \leq i \leq n$, y que $\log(\mu_i) = \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} = \eta_i$.

a) Deduzca la variable de trabajo \mathbf{z} y la matriz \mathbf{W} utilizadas en el método **IRWLS** para este caso. Es necesario conocer a σ^2 para estimar a $\boldsymbol{\beta}$?

b) Cómo estimaría a σ^2 ? Es su propuesta insesgada?

8. 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 $\Pi_i = \Pi_i(\boldsymbol{\beta}) = \frac{e^{\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}}}{1 + e^{\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}}}$.

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 .