

En consecuencia, $\frac{k}{\sigma_0^2} = \chi_{n-1-\alpha}^2$ con $F_{\chi_n^2}(\chi_{n-1-\alpha}^2) = \alpha$

En resumen, el test de hipótesis UMP es:

$$\phi(x_1, \dots, x_n) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{i=1}^n x_i^2 \leq \sigma_0^2 \chi_{n-1-\alpha}^2 \\ 0 & \text{si } \sum_{i=1}^n x_i^2 > \sigma_0^2 \chi_{n-1-\alpha}^2 \end{cases}$$

El p-valor para una muestra observada (x_1, \dots, x_n)

$$\begin{aligned} p(x_1, \dots, x_n) &= \sup_{\sigma^2 \geq \sigma_0^2} \left\{ P_{\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 \leq \sum_{i=1}^n x_i^2 \right) \right\} = \sup_{\sigma^2 \geq \sigma_0^2} \left\{ P_{\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^n \frac{X_i^2}{\sigma^2} \leq \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\sigma^2} \right) \right\} \\ &= \sup_{\sigma^2 \geq \sigma_0^2} \left\{ F_{\chi_n^2} \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\sigma^2} \right) \right\} = \boxed{F_{\chi_n^2} \left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\sigma_0^2} \right)} \\ &\quad \uparrow \\ &\quad \text{Mismo razonamiento.} \end{aligned}$$

Ejercicio 3: Sea (X_1, \dots, X_n) una muestra aleatoria simple de $X \sim N(0, \sigma^2)$. Hallar el contraste de razón de verosimilitudes de tamaño α para contrastar $H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ frente a $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$.

Para ello, lo primero que tenemos que hacer es calcular

$$\lambda(x_1, \dots, x_n) = \frac{\sup_{\theta \in \Theta_0} \{ f(x_1, \dots, x_n | \theta) \}}{\sup_{\theta \in \Theta} \{ f(x_1, \dots, x_n | \theta) \}}$$

En nuestro caso $\Theta_0 = [0, \sigma_0^2]$ y $\Theta_1 = (\sigma_0^2, \infty)$ con $\Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$.

Vamos a calcular la función de verosimilitud

$$L(\sigma^2 | x_1, \dots, x_n) = f(x_1, \dots, x_n | \sigma^2) = \prod_{i=1}^n f(x_i | \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x_i - 0)^2} =$$