

Por tanto  $Y \sim \text{Gamma}(\frac{1}{\beta}, 1)$

Además,  $-\sum_{i=1}^n \ln(X_i) = \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{1}{X_i}\right) = \sum_{i=1}^n Y_i \sim \text{Gamma}\left(\frac{1}{\beta}, n\right)$

Por

Por último  $\frac{2}{\beta} n \bar{T} \sim \text{Gamma}\left(\frac{1}{\beta} \cdot \frac{\beta}{2}, \frac{2n}{2}\right) = \text{Gamma}\left(\frac{1}{2}, \frac{2n}{2}\right)$

Por tanto  $\frac{2}{\beta} n \bar{T}$  es una cantidad pivotal ya que su  $\chi_{2n}^2$  distribución es una  $\chi_{2n}^2$  que no depende de  $\beta$  y, además, la  $\chi_{2n}^2$  está tabuada.

$$\Rightarrow P\left\{a \leq \frac{2}{\beta} n \bar{T} \leq b\right\} = 1 - \alpha$$

$$a \leq \frac{2}{\beta} n \bar{T} \leq b \Leftrightarrow \frac{1}{a} \geq \frac{\beta}{2n \bar{T}} \geq \frac{1}{b} \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \frac{2n \bar{T}}{a} \geq \beta \geq \frac{2n \bar{T}}{b} \Leftrightarrow \frac{2n \bar{T}}{b} \leq \beta \leq \frac{2n \bar{T}}{a}.$$

En general,  $a$  y  $b$  verifican que  $F_{\chi_{2n}^2}(b) - F_{\chi_{2n}^2}(a) = 1 - \alpha$  pero podemos particularizar para el caso concreto de probabilidad de colas iguales. En este caso

$$a = \chi_{2n:1-\alpha/2}^2 \quad \text{con} \quad F_{\chi_{2n}^2}(\chi_{2n:1-\alpha/2}^2) = \alpha/2 \quad \text{y}$$

$$b = \chi_{2n:\alpha/2}^2 \quad \text{con} \quad F_{\chi_{2n}^2}(\chi_{2n:\alpha/2}^2) = 1 - \alpha/2.$$

$$\Rightarrow \left[ IC_{1-\alpha}(\beta) = \left( \frac{2n \bar{T}}{\chi_{2n:\alpha/2}^2}, \frac{2n \bar{T}}{\chi_{2n:1-\alpha/2}^2} \right) \right] \text{ donde recordemos que}$$

$$\bar{T}(X_1, \dots, X_n) = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(X_i) \text{ es el ECUMV.}$$