

**PROBLEMA N. 84**

1) La función de densidad de  $X_\beta$ , variable  $X$  condicionada a  $X \leq \beta$  es

$$\begin{aligned} f_\beta(x) &= \frac{d}{dx} P(X \leq x | X \leq \beta) \\ &= \frac{d}{dx} \frac{F(x)}{F(\beta)} \\ &= \frac{f(x)}{F(\beta)} \quad 0 \leq x \leq \beta \end{aligned}$$

2) En el problema n. 49 (*Qüestió*, 17(2), 1993), se prueba que si  $X$  es una variable aleatoria con densidad  $f(x)$  y

$$\Gamma_\beta = \inf_{0 \leq x \leq \beta} f(x)$$

entonces se cumple la desigualdad

$$\beta^2 \Gamma_\beta \leq \sqrt{12} \sigma$$

siendo  $\sigma$  la desviación típica. Aplicando esta desigualdad a la función  $f_\beta(x)$  obtenemos

$$\beta^2 \inf_{0 \leq x \leq \beta} \frac{f(x)}{F(\beta)} \leq \sqrt{12} \sigma(\beta)$$

siendo  $\sigma(\beta)$  la desviación típica de  $X_\beta$ . Obsérvese que hay igualdad si y sólo si  $X$  es uniforme en  $(0, \alpha)$ , con  $\beta \leq \alpha$ .

C.M. Cuadras  
Universitat de Barcelona

### PROBLEMA N. 85

1) Supongamos cierta la hipótesis nula

$$H_0 : (X, Y) \text{ tiene la misma distribución que } (Y, X).$$

Debemos probar que  $P(Z \leq a) = P(-Z \leq a)$ , siendo  $Z = X - Y$ . Tenemos:

$$\begin{aligned} P(X - Y \leq a) &= P((X, Y) \in \{(x, y) / x - y \leq a\}) \\ &= P((Y, X) \in \{(x, y) / x - y \leq a\}) && \text{(por } H_0) \\ &= P((X, Y) \in \{(x, y) / y - x \leq a\}) && \text{(intercambiando } x, y) \\ &= P(Y - X \leq a) \end{aligned}$$

Luego  $Z = X - Y$  tiene la misma distribución que  $-Z = Y - X$ , y la distribución de  $Z$  es simétrica respecto del origen.

2) Aceptar la hipótesis

$$H_1 : \text{la mediana de } Z \text{ es positiva}$$

implica rechazar  $H_0$ . En efecto, si  $H_0$  es cierta, entonces

$$P(Z \leq 0) = P(Z \geq 0) = \frac{1}{2}$$

y la mediana de  $Z$  es 0. Luego  $H_1$  es incompatible con  $H_0$ .

3) Sea  $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$  una muestra aleatoria simple de  $(X, Y)$ . Si  $H_0$  es cierta

$$P(X - Y < 0) = P(Y - X < 0) = \frac{1}{2},$$

luego el número de veces  $k$  tal que

$$X_i - Y_i > 0$$

sigue la distribución binomial  $B\left(n, \frac{1}{2}\right)$ . El test de los signos sería un test no paramétrico adecuado para contrastar  $H_0$  frente  $H_1$ , pues la distribución de  $k$ , bajo  $H_0$ , no depende de la distribución de  $(X, Y)$ . También podríamos utilizar el test del signo-rango de Wilcoxon.

C.M. Cuadras y D. Cuadras  
Universitat de Barcelona