## Estadística. Grupo m3

Hoja 5. Contrastes de hipótesis

Sea  $(X_1, \ldots, X_n)$  una muestra aleatoria simple de una población.

**Modelo 1.** Población  $N(\theta, \sigma^2 = 4), n = 4, \theta_0 = 1, \theta_1 = 2.$ 

a) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta=\theta_0$  frente a  $H_1:\theta=\theta_1(\theta_0<\theta_1).$ 

Queremos contrastar

$$H_0 : \theta = 1$$

$$H_1 : \theta = 2$$

Por el lema de Neyman-Pearson, el test U. M. P. es

$$\phi = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} \geq c \\ \\ 0 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} < c \end{array} \right.$$

tal que  $\alpha = E_{\theta_0}(\phi)$ .



Se puede observar que

$$\frac{f_{\theta_1}(x_1, \dots, x_n)}{f_{\theta_0}(x_1, \dots, x_n)} = \frac{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}2}\right)^4 \exp\left\{-\frac{1}{8} \sum_{j=1}^4 (x_j - 2)^2\right\}}{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}2}\right)^4 \exp\left\{-\frac{1}{8} \sum_{j=1}^4 (x_j - 1)^2\right\}}$$

$$= \exp\left\{\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 x_j - 3/2\right\}$$

crece con 
$$t = \sum_{j=1}^{4} x_j$$
,



y entonces

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum_{j=1}^{4} x_j \ge c \\ 0 & \text{si} \quad \sum_{j=1}^{4} x_j < c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0}\left(\sum_{j=1}^4 X_j \ge c\right) = P\left(Z \ge \frac{c-4}{4}\right) = 0.05$$

ya que 
$$T=\sum\limits_{j=1}^4 X_j\sim N(4,Var=16)$$
 bajo  $H_0.$ 

Como  $\frac{c-4}{4}=z_{0.05}=1.645,\,\,$  entonces  $c=10.58\,\,$  y el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum_{j=1}^{4} x_j \ge 10.58 \\ 0 & \text{si} \quad \sum_{j=1}^{4} x_j < 10.58 \end{cases}$$

b) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\leq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta>\theta_0$  y encontrar su función de potencia.

Queremos contrastar

$$H_0$$
 :  $\theta \le 1$ 

$$H_1$$
:  $\theta > 1$ 

El modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente en  $T = \sum_{i=1}^4 X_i$ .

El modelo pertenece a la familia exponencial, ya que

$$f_{\theta}(x) = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} \exp\{-\frac{1}{8}(x-\theta)^2\} = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} \exp\{-\frac{1}{8}x^2\} \exp\{-\frac{1}{8}\theta^2\} \exp\{\frac{1}{4}x\theta\}$$

tomando 
$$c(\theta) = \exp\{-\frac{1}{8}\theta^2\}, \ h(x) = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} \exp\{-\frac{1}{8}x^2\}, \ \ q(\theta) = \frac{1}{4}\theta \ \ \text{y} \ t(x) = x.$$

Como  $q(\theta)$  es creciente, el modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente en  $T=\sum\limits_{j=1}^4 X_j.$ 

Alternativamente, dado  $\theta_1 < \theta_2$ 

$$\frac{f_{\theta_2}(x_1, \dots, x_n)}{f_{\theta_1}(x_1, \dots, x_n)} = \frac{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}2}\right)^4 \exp\left\{-\frac{1}{8} \sum_{j=1}^4 (x_j - \theta_2)^2\right\}}{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}2}\right)^4 \exp\left\{-\frac{1}{8} \sum_{j=1}^4 (x_j - \theta_1)^2\right\}}$$

$$= \exp\left\{-\frac{1}{4}(\theta_1 - \theta_2) \sum_{j=1}^4 x_j\right\} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\theta_2^2 - \theta_1^2)\right\}$$

crece con  $t = \sum_{j=1}^{4} x_j$ . Y entonces, el modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente

en 
$$T = \sum_{j=1}^{4} X_j$$
.

Por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^4 x_j \ge c \\ 0 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^4 x_j < c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0}\left(\sum_{j=1}^4 X_j \ge c\right) = P\left(Z \ge \frac{c-4}{4}\right) = 0.05$$

ya que  $T = \sum_{j=1}^{4} X_j \sim N(4, Var = 16)$  bajo  $H_0$ .

Como  $\frac{c-4}{4}=1.645$ , entonces  $c=10.58\,$  y el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{j=1}^{4} x_j \ge 10.58 \\ 0 & \text{si } \sum_{j=1}^{4} x_j < 10.58 \end{cases}$$

La función de potencia es

$$\beta(\theta) = E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(T \ge 10.58) = P_{\theta}\left(Z \ge \frac{10.58 - 4\theta}{4}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{10.58 - 4\theta}{4}\right)$$

ya que 
$$T=\sum\limits_{j=1}^4 X_j\sim N(4\theta,Var=16).$$

c) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\geq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta<\theta_0$  y encontrar su función de potencia.

Queremos contrastar

$$H_0$$
 :  $\theta \ge 1$ 

$$H_1$$
:  $\theta < 1$ 

Como el modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente en  $T=\sum_{j=1}^{4}X_{j}$ , por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^4 x_j \le c \\ 0 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^4 x_j > c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0}\left(\sum_{j=1}^4 X_j \le c\right) = P\left(Z \le \frac{c-4}{4}\right) = 0.05$$

ya que  $T=\sum^4 X_j \sim N(4, Var=16)$  bajo  $H_0$ .

◆ロト ◆園 ト ◆ 恵 ト ◆ 恵 ・ 夕 Q (\*)

Como 
$$\frac{c-4}{4} = z_{0.95} = -1.645$$
, entonces  $c = -2.58$  y el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum_{j=1}^{4} x_j \le -2.58 \\ 0 & \text{si} \quad \sum_{j=1}^{4} x_j > -2.58 \end{cases}$$

La función de potencia es

$$\beta(\theta) = E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(T \le -2.58) = P_{\theta}\left(Z \le \frac{-2.58 - 4\theta}{4}\right) = \Phi\left(\frac{-2.58 - 4\theta}{4}\right)$$

ya que 
$$T=\sum\limits_{j=1}^4 X_j\sim N(4\theta,Var=16).$$

**Modelo 2.** Población 
$$N(0, \sigma^2 = \theta^2), n = 10, \theta_0 = 1, \theta_1 = 2.$$

a) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta=\theta_0$  frente a  $H_1:\theta=\theta_1(\theta_0<\theta_1)$ 

Queremos contrastar

$$H_0$$
 :  $\theta = 1$ 

$$H_1$$
 :  $\theta = 2$ 

Mayte Rodríguez

Estadística. Grupo m3

Por el lema de Neyman-Pearson, el test U. M. P. es

$$\phi = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} \geq c \\ \\ 0 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} < c \end{array} \right.$$

tal que  $\alpha = E_{\theta_0}(\phi)$ .

Se puede observar que

$$\frac{f_{\theta_1}(x_1, \dots, x_n)}{f_{\theta_0}(x_1, \dots, x_n)} = \frac{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}2}\right)^{10} \exp\left\{-\frac{1}{8} \sum_{j=1}^{10} x_j^2\right\}}{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^{10} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{j=1}^{10} x_j^2\right\}}$$

$$= \frac{1}{2^{10}} \exp\left\{\frac{3}{8} \sum_{j=1}^{10} x_j^2\right\}$$

$$\text{crece con } t = \sum_{j=1}^{10} x_j^2$$

**Entonces** 

$$\phi = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{si} & \sum\limits_{j=1}^{10} x_j^2 \geq c \\ & & \sum\limits_{j=1}^{10} x_j^2 < c \end{array} \right.$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^{10} X_j^2 \ge c \right) = P(T \ge c) = 0.05$$

donde 
$$T = \sum_{j=1}^{10} X_j^2 = \sum_{j=1}^{10} \left(\frac{X_j}{\theta_0}\right)^2 \sim \chi_{10}^2$$
 bajo  $H_0$ .

Por tanto  $c=\chi^2_{10:0.05}=18.31~{
m y~el~test~es}$ 

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^{10} x_j^2 \ge 18.31 \\ 0 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^{10} x_j^2 < 18.31 \end{cases}$$

b) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\leq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta>\theta_0$  y encontrar su función de potencia

Queremos contrastar

$$H_0$$
 :  $\theta \le 1$ 

$$H_1$$
 :  $\theta > 1$ 

El modelo pertenece a la familia exponencial, ya que

$$f_{\theta}(x) = \frac{1}{\theta\sqrt{2\pi}} \exp\{-\frac{1}{2\theta^2}x^2\}$$

tomando 
$$c(\theta)=\frac{1}{\theta},\ h(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}},\ \ q(\theta)=-\frac{1}{2\theta^2}\ \ {\rm y}\ t(x)=x^2.$$

Como  $q(\theta)~$  es creciente, el modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente en

$$T = \sum_{j=1}^{10} X_j^2.$$

Por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} & \sum_{j=1}^{10} x_j^2 \ge c \\ 0 & \text{si} & \sum_{j=1}^{10} x_j^2 < c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^{10} X_j^2 \ge c \right) = P(T \ge c) = 0.05$$

donde 
$$T=\sum\limits_{j=1}^{10}X_j^2=\sum\limits_{j=1}^{10}\left(\frac{X_j}{ heta_0}\right)^2\sim\chi_{10}^2$$
 bajo  $H_0.$ 



Por tanto  $c=\chi^2_{10:0.05}=18.31~{
m y~el~test~es}$ 

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^{10} x_j^2 \ge 18.31 \\ 0 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^{10} x_j^2 < 18.31 \end{cases}$$

La función de potencia es

$$\beta(\theta) = E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(T \ge 18.31) = P_{\theta}\left(\sum_{j=1}^{10} \left(\frac{X_j}{\theta}\right)^2 \ge \frac{18.31}{\theta^2}\right) = P_{\theta}\left(Y \ge \frac{18.31}{\theta^2}\right)$$

donde 
$$Y=\frac{T}{\theta^2}=\sum\limits_{j=1}^{10}\left(\frac{X_j}{\theta}\right)^2\sim\chi_{10}^2.$$

c) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\geq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta<\theta_0$  y encontrar su función de potencia

Queremos contrastar

$$H_0$$
 :  $\theta \ge 1$   
 $H_1$  :  $\theta < 1$ 

$$H_1$$
 :  $\theta < 1$ 

El modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente en  $T = \sum_{i=1}^{10} X_j^2$ .

Por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} & \sum_{j=1}^{10} x_j^2 \le c \\ 0 & \text{si} & \sum_{j=1}^{10} x_j^2 > c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^{10} X_j^2 \le c \right) = P(T \le c) = 0.05$$

donde 
$$T=\sum\limits_{j=1}^{10}X_j^2=\sum\limits_{j=1}^{10}\left(\frac{X_j}{ heta_0}
ight)^2\sim\chi_{10}^2$$
 bajo  $H_0.$ 

Por tanto  $c=\chi^2_{10;0.95}=3.94~{
m y}$  el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^{10} x_j^2 \le 3.94 \\ 0 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^{10} x_j^2 > 3.94 \end{cases}$$

La función de potencia es

$$\beta(\theta) = E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(T \le 3.94) = P_{\theta}\left(\sum_{j=1}^{10} \left(\frac{X_j}{\theta}\right)^2 \le \frac{3.94}{\theta^2}\right) = P_{\theta}\left(Y \le \frac{3.94}{\theta^2}\right)$$

donde 
$$Y=\frac{T}{\theta^2}=\sum\limits_{j=1}^{10}\left(\frac{X_j}{\theta}\right)^2\sim\chi_{10}^2.$$

**Modelo 3.** Población  $Poisson(\theta), n = 5, \theta_0 = 1, \theta_1 = 2.$ 

a) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta=\theta_0$  frente a  $H_1:\theta=\theta_1(\theta_0<\theta_1)$ 

Queremos contrastar

$$H_0$$
 :  $\theta = 1$ 

$$H_1$$
 :  $\theta = 2$ 

Por el lema de Neyman-Pearson, el test U. M. P. es

$$\phi = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} > c \\ \\ a & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} = c \\ \\ 0 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} < c \end{array} \right.$$

tal que  $\alpha = E_{\theta_0}(\phi)$ .

Se puede observar que

$$\frac{f_{\theta_1}(x_1, \dots, x_n)}{f_{\theta_0}(x_1, \dots, x_n)} = \frac{\exp\left\{-n\theta_1\right\} \theta_1^t / \prod_{j=1}^5 x_j}{\exp\left\{-n\theta_0\right\} \theta_0^t / \prod_{j=1}^5 x_j} = \frac{\exp\left\{-10\right\} 2^t}{\exp\left\{-5\right\} 1^t} = \exp\left\{-5\right\} 2^t$$

crece con 
$$t = \sum_{j=1}^{5} x_j$$
.

Mayte Rodríguez

Estadística. Grupo m3

#### **Entonces**

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j > c \\ a & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j = c \\ 0 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j < c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = 0.05.$$

Se elige c de forma que

$$P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j > c \right) < 0.05$$

$$P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j \ge c \right) \ge 0.05.$$

$$P_{\theta_0}\left(\sum_{j=1}^5 X_j > 9\right) = P_{\theta_0}\left(\sum_{j=1}^5 X_j \ge 10\right) = 0.0317 < 0.05$$

$$P_{\theta_0}\left(\sum_{j=1}^5 X_j \ge 9\right) = 0.0317 + 0.0363 = 0.068 > 0.05$$

donde 
$$T = \sum_{j=1}^{3} X_j \sim Poisson(5\theta_0) \equiv Poisson(5)$$
 bajo  $H_0$ .



Por tanto c = 9 y el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} & \sum_{j=1}^{5} x_j > 9 \\ a & \text{si} & \sum_{j=1}^{5} x_j = 9 \\ 0 & \text{si} & \sum_{j=1}^{5} x_j < 9 \end{cases}$$

El valor de a se calcula de forma que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j > 9 \right) + aP_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j = 9 \right)$$
$$= 0.0317 + a \cdot 0.0363 = 0.05$$

Mayte Rodríguez Estadística. Grupo m3

Entonces  $a=0.504\,$  y el test de hipótesis es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j > 9 \\ 0.504 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j = 9 \\ 0 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j < 9 \end{cases}$$

b) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\leq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta>\theta_0$  y encontrar su función de potencia

Queremos contrastar

$$H_0$$
 :  $\theta \le 1$ 

$$H_1$$
:  $\theta > 1$ 

El modelo pertenece a la familia exponencial, ya que

$$f_{\theta}(x) = \exp\{-\theta\} \frac{1}{x!} \exp\{x \ln \theta\}$$

tomando  $c(\theta) = \exp\{-\theta\}, \ h(x) = \frac{1}{x!}, \ \ q(\theta) = \ln \theta \ \ \text{y} \ t(x) = x.$ 

Como  $q(\theta)$  es creciente, el modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente en

$$T = \sum_{j=1}^{5} X_j.$$

Por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j > c \\ a & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j = c \\ 0 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j < c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = 0.05.$$



#### El test de hipótesis es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j > 9 \\ 0.504 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j = 9 \\ 0 & \text{si } \sum_{j=1}^{5} x_j < 9 \end{cases}$$

La función de potencia es

$$\beta(\theta) = E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(T > 9) + 0.504P_{\theta}(T = 9)$$

donde 
$$T = \sum_{j=1}^{5} X_j \sim Poisson(5\theta)$$
.

Mayte Rodríguez Estadística. Grupo m3

c) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\geq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta<\theta_0$  y encontrar su función de potencia

Queremos contrastar

$$H_0: \theta \ge 1$$

$$H_1$$
 :  $\theta < 1$ 

El modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente en  $T = \sum_{j=1}^{5} X_j$ .

Por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} & \sum_{j=1}^{5} x_j < c \\ a & \text{si} & \sum_{j=1}^{5} x_j = c \\ 0 & \text{si} & \sum_{j=1}^{5} x_j > c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = 0.05.$$



Se elige c de forma que

$$P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j < c \right) < 0.05$$

$$P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j \le c \right) \ge 0.05.$$

$$P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j < 2 \right) = 0.0404 < 0.05$$

$$P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j \le 2 \right) = 0.0404 + 0.0842 = 0.1246 > 0.05$$

donde  $T = \sum_{j=1}^{5} X_j \sim Poisson(5\theta_0) \equiv Poisson(5)$  bajo  $H_0$ .



Por tanto c=2 y el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} & \sum_{j=1}^{5} x_j < 2 \\ a & \text{si} & \sum_{j=1}^{5} x_j = 2 \\ 0 & \text{si} & \sum_{j=1}^{5} x_j > 2 \end{cases}$$

El valor de a se calcula de forma que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j < 2 \right) + aP_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^5 X_j = 2 \right)$$
$$= 0.0404 + a \cdot 0.0842 = 0.05$$

Entonces a = 0.114 y el test de hipótesis es

$$\phi = \left\{ \begin{array}{ccc} 1 & \text{ si } & \sum\limits_{j=1}^{5} x_j < 2 \\ 0.114 & \text{ si } & \sum\limits_{j=1}^{5} x_j = 2 \\ 0 & \text{ si } & \sum\limits_{j=1}^{5} x_j > 2 \end{array} \right.$$

La función de potencia es

$$\beta(\theta) = E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(T < 2) + 0.114P_{\theta}(T = 2)$$

donde 
$$T = \sum_{j=1}^{5} X_j \sim Poisson(5\theta)$$
.

**Modelo 4.** Población  $U(0, \theta), n = 4, \theta_0 = 1, \theta_1 = 2.$ 

a) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta=\theta_0$  frente a  $H_1:\theta=\theta_1(\theta_0<\theta_1)$ 

Queremos contrastar

$$H_0$$
 :  $\theta = 1$ 

$$H_1$$
 :  $\theta = 2$ 

Por el lema de Neyman-Pearson, el test U. M. P. es

$$\phi = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} \geq c \\ \\ 0 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} < c \end{array} \right.$$

tal que  $\alpha = E_{\theta_0}(\phi)$ .

Se puede observar que

$$\frac{f_{\theta_1}(x_1, \dots, x_n)}{f_{\theta_0}(x_1, \dots, x_n)} = \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^4 I_{(0,2)}(x_{(4)})}{\left(\frac{1}{1}\right)^4 I_{(0,1)}(x_{(4)})} = \frac{I_{(0,2)}(x_{(4)})}{2^4 I_{(0,1)}(x_{(4)})}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{2^4} & \text{si } 0 < x_{(4)} < 1\\ \infty & \text{si } 1 \le x_{(4)} < 2 \end{cases}$$

es creciente en  $t = x_{(4)}$ .



Entonces

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad x_{(4)} \ge c \\ 0 & \text{si} \quad x_{(4)} < c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0}(X_{(4)} \ge c) = 1 - P_{\theta_0}(X_{(4)} < c) = 1 - \left(\frac{c}{\theta_0}\right)^4 = 1 - c^4 = 0.05$$

Mayte Rodríguez Estadística. Grupo m3

Por tanto  $c^4=0.95,\;$  de donde  $c=0.987\;$  y el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad x_{(4)} \ge 0.987 \\ 0 & \text{si} \quad x_{(4)} < 0.987 \end{cases}$$

b) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\leq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta>\theta_0$  y encontrar su función de potencia.

Queremos contrastar

$$H_0$$
 :  $\theta \le 1$ 

$$H_1$$
 :  $\theta > 1$ 

Se puede observar que

$$\frac{f_{\theta_2}(x_1, \dots, x_n)}{f_{\theta_1}(x_1, \dots, x_n)} = \frac{\left(\frac{1}{\theta_2}\right)^4 I_{(0,\theta_2)}(x_{(4)})}{\left(\frac{1}{\theta_1}\right)^4 I_{(0,\theta_1)}(x_{(4)})} \\
= \begin{cases} \left(\frac{\theta_1}{\theta_2}\right)^4 & \text{si} \quad 0 < x_{(4)} < \theta_1 \\ \infty & \text{si} \quad \theta_1 \le x_{(4)} < \theta_2 \end{cases}$$

es creciente en  $t=x_{(4)}$  cuando  $\theta_1<\theta_2$  y entonces el modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente en  $T=X_{(4)}$ .

Mayte Rodríguez Estadística. Grupo m3

Por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{si} & x_{(4)} \ge c \\ 0 & \text{si} & x_{(4)} < c \end{array} \right.$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = 0.05$$

Por tanto el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad x_{(4)} \ge 0.987 \\ 0 & \text{si} \quad x_{(4)} < 0.987 \end{cases}$$

La función de potencia es

$$\begin{split} \beta(\theta) &= E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(X_{(4)} \geq 0.987) = 1 - P_{\theta}(X_{(4)} < 0.987) \\ &= \left\{ \begin{array}{ccc} 1 - \left(\frac{0.987}{\theta}\right)^4 = 1 - \frac{0.95}{\theta^4} & \text{si} & 0.987 < \theta \\ 0 & \text{si} & 0.987 \geq \theta \end{array} \right. \\ &= \left\{ \begin{array}{ccc} 0 & \text{si} & \theta \leq 0.987 \\ 1 - \left(\frac{0.987}{\theta}\right)^4 = 1 - \frac{0.95}{\theta^4} & \text{si} & \theta > 0.987 \end{array} \right. \end{split}$$

c) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\geq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta<\theta_0$  y encontrar su función de potencia

Queremos contrastar

$$H_0: \theta \ge 1$$

$$H_1$$
 :  $\theta < 1$ 

El modelo tiene razón de verosimilitud monótona creciente en  $T=X_{(4)}.$  Por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad x_{(4)} \le c \\ 0 & \text{si} \quad x_{(4)} > c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0}(X_{(4)} \le c) = c^4$$

Por tanto  $c^4=0.05,\;$  de donde  $c=0.47\;$  y el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad x_{(4)} \le 0.473 \\ 0 & \text{si} \quad x_{(4)} > 0.473 \end{cases}$$

La función de potencia es

$$\beta(\theta) = E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(X_{(4)} \le 0.473)$$

$$= \begin{cases} \left(\frac{0.473}{\theta}\right)^4 = \frac{0.05}{\theta^4} & \text{si} \quad 0.473 < \theta \\ 1 & \text{si} \quad 0.473 \ge \theta \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \theta \le 0.473 \\ \left(\frac{0.473}{\theta}\right)^4 = \frac{0.05}{\theta^4} & \text{si} \quad \theta > 0.473 \end{cases}$$

Mayte Rodríguez

Estadística. Grupo m3

**Modelo 5.** Población  $Gamma(\theta, p = 1/2), n = 10, \theta_0 = 1/2, \theta_1 = 1.$ 

a) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta=\theta_0$  frente a  $H_1:\theta=\theta_1(\theta_0<\theta_1)$ 

Queremos contrastar

$$H_0 : \theta = 1/2$$

$$H_1$$
 :  $\theta = 1$ 

Por el lema de Neyman-Pearson, el test U. M. P. es

$$\phi = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} \geq c \\ \\ 0 & \mathrm{si} & \frac{f_{\theta_1}(x_1,\ldots,x_n)}{f_{\theta_0}(x_1,\ldots,x_n)} < c \end{array} \right.$$

tal que  $\alpha = E_{\theta_0}(\phi)$ .

Se puede observar que

$$\frac{f_{\theta_1}(x_1, \dots, x_n)}{f_{\theta_0}(x_1, \dots, x_n)} = \frac{\left(\frac{1^{1/2}}{\Gamma(1/2)}\right)^{10} \exp\left\{-1\sum_{j=1}^{10} x_j\right\} / \prod_{j=1}^{10} x_j^{1/2-1}}{\left(\frac{(1/2)^{1/2}}{\Gamma(1/2)}\right)^{10} \exp\left\{-\frac{1}{2}\sum_{j=1}^{10} x_j\right\} / \prod_{j=1}^{10} x_j^{1/2-1}}$$

$$= 2^5 \exp\left\{-\frac{1}{2}\sum_{j=1}^{10} x_j\right\}$$

decrece con  $t = \sum_{j=1}^{10} x_j$ .



Mayte Rodríguez Estadística. Grupo m3

**Entonces** 

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{j=1}^{10} x_j \le c \\ 0 & \text{si } \sum_{j=1}^{10} x_j > c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0} \left( \sum_{j=1}^{10} X_j \le c \right) = P(T \le c) = 0.05$$

y como 
$$T=\sum\limits_{j=1}^{10}X_j\sim\chi_{10}^2$$
 bajo  $H_0,\,c=\chi_{10;0.95}^2=3.94\,$  y el test es 
$$\phi=\left\{\begin{array}{ccc} 1 & \text{si}&\sum\limits_{j=1}^{10}x_j\leq 3.94\\ 0 & \text{si}&\sum\limits_{j=1}^{10}x_j>3.94 \end{array}\right.$$

b) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\leq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta>\theta_0$  y encontrar su función de potencia

Queremos contrastar

$$H_0$$
:  $\theta \le 1/2$ 

$$H_1$$
 :  $\theta > 1/2$ 

El modelo pertenece a la familia exponencial, ya que

$$f_{\theta}(x) = \frac{\theta^{1/2}}{\Gamma(1/2)} x^{1/2-1} \exp\{-\theta x\}$$

tomando  $c(\theta)=\theta^{1/2},\,h(x)=\frac{1}{\Gamma(1/2)},\,\,q(\theta)=-\theta\,$  y t(x)=x.

Como  $q(\theta)$  es decreciente, el modelo tiene razón de verosimilitud monótona decreciente en  $T=\sum_{j=1}^{10}X_j.$ 

Mayte Rodríguez

Estadística. Grupo m3

Por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^{10} x_j \le c \\ 0 & \text{si} \quad \sum\limits_{j=1}^{10} x_j > c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi)$$

Entonces el test es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \sum_{j=1}^{10} x_j \le 3.94 \\ 0 & \text{si} \quad \sum_{j=1}^{10} x_j > 3.94 \end{cases}$$

La función de potencia es

$$\beta(\theta) = E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(T \le 3.94) = P_{\theta}(2\theta T \le 7.88 \theta) = P_{\theta}(Y \le 7.88 \theta)$$

donde 
$$Y=2\theta T=2\theta\sum\limits_{j=1}^{10}X_{j}\sim\chi_{10}^{2}.$$



c) Hallar el test UMP de tamaño  $\alpha=0.05$  para contrastar  $H_0:\theta\geq\theta_0$  frente a  $H_1:\theta<\theta_0$  y encontrar su función de potencia

Queremos contrastar

$$H_0$$
:  $\theta \ge 1/2$ 

$$H_1$$
 :  $\theta < 1/2$ 

El modelo tiene razón de verosimilitud monótona decreciente en  $T = \sum_{j=1}^{10} X_j$ .

Por el teorema de Karlin-Rubin, el test U. M. P. es

$$\phi = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{j=1}^{10} x_j \ge c \\ 0 & \text{si } \sum_{j=1}^{10} x_j < c \end{cases}$$

tal que

$$\alpha = E_{\theta_0}(\phi) = P_{\theta_0}\left(\sum_{j=1}^{10} X_j \ge c\right) = P(T \ge c) = 0.05$$

Como 
$$T=\sum\limits_{j=1}^{10}X_j\sim\chi_{10}^2$$
 bajo  $H_0,\,c=\chi_{10;0.05}^2=18.307$  y el test es 
$$\phi=\left\{\begin{array}{ccc} 1 & \text{si}&\sum\limits_{j=1}^{10}x_j\geq18.307\\ 0 & \text{si}&\sum\limits_{j=1}^{10}x_j<18.307 \end{array}\right.$$

La función de potencia es

$$\beta(\theta) = E_{\theta}(\phi) = P_{\theta}(T \ge 18.307) = P_{\theta}(2\theta T \ge 36.614 \,\theta) = P_{\theta}(Y \ge 36.614 \,\theta)$$

donde 
$$Y=2\theta T=2 heta\sum\limits_{j=1}^{10}X_{j}\sim\chi_{10}^{2}.$$

Mayte Rodríguez Estadística. Grupo m3