

SEGUNDO PARCIAL: PROBABILIDAD Y ESTADÍSTICA (SOLUCIÓN)

Ejercicio 1

Observamos que  $\mu = \mathbb{E}(\alpha + 2Y) = \alpha + 2\frac{1}{1/2} = \alpha + 4$ , además  $\sigma^2 = \mathbb{V}(\alpha + 2Y) = 4\mathbb{V}(Y) = 4\frac{1}{(1/2)^2} = 16$ . Entonces

$\mathbb{E}(\hat{\alpha}) = \mathbb{E}(\bar{X}_n - 4) = \mathbb{E}(\bar{X}_n) - 4 = \mu - 4 = \alpha + 4 - 4 = \alpha$  por lo que  $\hat{\alpha}$  es un estimador insesgado de  $\alpha$ .  
Por lo tanto  $ECM(\hat{\alpha}) = \mathbb{V}(\hat{\alpha}) = \mathbb{V}(\bar{X}_n - 4) = \sigma^2/n = 16/n$  por lo que la opción correcta es (A).

Ejercicio 2

La desigualdad de Chebyshev nos dice que  $P(|X - \mathbb{E}(X)| \leq \varepsilon) \geq 1 - \frac{\mathbb{V}(X)}{\varepsilon^2}$ . En nuestro caso, tenemos  $\mathbb{E}(X) = 1000$ ,  $\mathbb{V}(X) = \sqrt{50}$ . Entonces

$$P(935 \leq X \leq 1065) = P(|X - 1000| \leq 65) \geq 1 - (50/65)^2 = \frac{69}{169} = 0.40828$$

por lo que la opción correcta es (B).

Ejercicio 3

$\mathbb{E}(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 x^2 dx + \int_1^2 \frac{x dx}{2} = \frac{13}{12}$   
 $\mathbb{E}(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_0^1 x^3 dx + \int_1^2 \frac{x^2 dx}{2} = \frac{17}{12}$ , entonces  $\mathbb{V}(X) = \frac{17}{12} - \left(\frac{13}{12}\right)^2 = \frac{35}{144} = 0.24306$ .  
Entonces

$$\mathbb{V}(2X_1 - 3X_2 - 4) = 4\mathbb{V}(X_1) + 9\mathbb{V}(X_2) = 13\mathbb{V}(X) = 13 \times 0.243 = 3.159$$

por lo que la opción correcta es (D).

Ejercicio 4

La RC para esta prueba es  $RC = \left\{ \bar{X}_n \leq \mu_0 - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_\alpha \right\} = \left\{ \bar{X}_n \leq 3.5 - \frac{2}{\sqrt{20}} 1.645 \right\} = \left\{ \bar{X}_n \leq 2.7643 \right\}$ .  
Cuando  $\mu = 2.5$ , la potencia de la prueba es  $P_{H_1}(RC) = P_{\mu=2.5}(\bar{X}_n \leq 2.7643) = (*)$ .

Como la muestra es de variables normales, se sabe que la distribución de  $\bar{X}_n$  es  $N(\mu, \sigma^2/n) = N(2.5; 4/20) = N(2.5; 0.2)$ .

Entonces la potencia de la prueba es  $(*) = \phi\left(\frac{2.7643-2.5}{\sqrt{0.2}}\right) = \phi(0.591) = 0.723$  por lo que la opción correcta es (D).

## Ejercicios de desarrollo

### Ejercicio 1

1. Calculamos  $\int_0^1 x\alpha(\alpha+1)x^{\alpha-1}(1-x)dx = \alpha(\alpha+1)\int_0^1(x^\alpha - x^{\alpha+1})dx = \alpha - \frac{\alpha(\alpha+1)}{\alpha+2} = \frac{\alpha}{\alpha+2}$ .

Planteamos la ecuación  $\mathbb{E}(X) = \bar{X}_n$  lo que equivale a  $\frac{\alpha}{\alpha+2} = \bar{X}_n$ , despejando  $\alpha$ , obtenemos que

$$\hat{\alpha} = \frac{2\bar{X}_n}{1 - \bar{X}_n}.$$

2. Por la ley de los grandes números sabemos que  $\bar{X}_n \xrightarrow{c.s.} \mathbb{E}(X) = \frac{\alpha}{\alpha+2}$ , entonces

$$\hat{\alpha} = \frac{2\bar{X}_n}{1 - \bar{X}_n} \xrightarrow{c.s.} \frac{2\frac{\alpha}{\alpha+2}}{1 - \frac{\alpha}{\alpha+2}} = \alpha$$

lo que prueba que el estimador  $\hat{\alpha}$  es consistente.

### Ejercicio 2

1. La RC adecuada para esta prueba es  $RC = \left\{ \bar{X}_n \geq \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}Z_\alpha \right\} = \left\{ \bar{X}_n \geq 100 + \frac{4.4}{\sqrt{30}}2.33 \right\} = \left\{ \bar{X}_n \geq 101.87 \right\}$ .

Asumiendo que  $n$  es suficientemente grande, el teorema central del límite nos permite afirmar que la distribución de  $\bar{X}_n$  es aproximadamente  $N(\mu, \sigma^2/n) = N(\mu; 0.645)$  el valor de  $\mu$  es 100 cuando calculamos bajo  $H_0$  cierto y 103 cuando  $H_1$  es cierto. Entonces  $\beta = P_{H_1}(RC^c) = P_{H_1}(\bar{X}_n < 101.87) \sim \phi\left(\frac{101.87-103}{\sqrt{0.645}}\right) = \phi(-1.407) = 0.071$ .

2. p-valor =  $P(\bar{X}_n \geq 101) \sim 1 - \phi\left(\frac{101-100}{\sqrt{0.645}}\right) = 1 - \phi(1.2451) = 1 - 0.895 = 0.105$ .

Como estamos trabajando al nivel aproximado de  $\alpha = 0.01$  y tenemos que p-valor  $> \alpha$ , entonces se decide no rechazar  $H_0$ .

### Ejercicio 3

1. El intervalo de confianza aproximado para la proporción  $p$  en una Bernoulli es

$$\left[ \bar{X}_n - \frac{\sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}}{\sqrt{n}}Z_{\alpha/2}; \bar{X}_n + \frac{\sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}}{\sqrt{n}}Z_{\alpha/2} \right] =$$
$$\left[ 0.13 - \frac{\sqrt{0.13 \times 0.87}}{10}1.96; 0.13 + \frac{\sqrt{0.13 \times 0.87}}{10}1.96 \right] = [0.064; 0.196].$$

2. Teniendo en cuenta que  $x(1-x) \leq 1/4$  para todo  $x$ , tenemos que la longitud del intervalo de confianza es  $\frac{2\sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}}{\sqrt{n}} Z_{\alpha/2} = \frac{2\sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}}{\sqrt{n}} 1.96 \leq \frac{1.96}{\sqrt{n}} \leq 0.1$  de donde se deduce que  $n \geq \left(\frac{1.96}{0.1}\right)^2 = 384.16$  por lo que la muestra debe ser de tamaño  $n \geq 385$ .

### Ejercicio 4

Planteamos

$$h(\alpha) = \sum_{i=1}^n \log(f_X(x_i, \alpha)) = \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{\alpha}{2\sqrt{x_i}} e^{-\alpha\sqrt{x_i}}\right) = \sum_{i=1}^n [\log(\alpha) - \alpha\sqrt{x_i} - \log(2\sqrt{x_i})] =$$

$$n \log(\alpha) - \alpha \sum_{i=1}^n \sqrt{x_i} - \sum_{i=1}^n \log(2\sqrt{x_i}).$$

Entonces

$$h'(\alpha) = \frac{n}{\alpha} - \sum_{i=1}^n \sqrt{x_i} = \frac{n - \alpha \sum_{i=1}^n \sqrt{x_i}}{\alpha} = 0 \text{ si y sólo si } \alpha = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sqrt{x_i}}.$$

Por otro lado, el signo de  $h'(\alpha)$  cambia en los valores  $\alpha = 0$  y  $\alpha = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sqrt{x_i}}$  y comienza con signo negativo para valores de  $\alpha > \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sqrt{x_i}}$  por lo tanto se maximiza en  $\frac{n}{\sum_{i=1}^n \sqrt{x_i}}$  y entonces el estimador máximo verosímil es  $\hat{\alpha} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sqrt{x_i}}$ .

De acuerdo a los datos de nuestra muestra tenemos que

$$\hat{\alpha} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sqrt{x_i}} = \frac{5}{\sqrt{0.01} + \sqrt{0.17} + \sqrt{0.03} + \sqrt{0.06} + \sqrt{0.03}} = 4.53.$$