

ASIGNATURA: ESTADÍSTICA Y PROCESOS ESTOCÁSTICOS

EXAMEN FINAL (Primavera 2015-16)

Duración: 3 horas

FECHA: 7 de Junio de 2016

Fecha publicación notas: 13 de Junio de 2016

Fecha revisión examen: 16 de Junio de 2016

APELLIDOS:

NOMBRE:

DNI:

TITULACIÓN:

Ejercicio 1 (0.5 puntos) Prueba que si $P(B/A) = P(B/\bar{A})$, entonces los sucesos A y B son independientes.

Solución.

$$P(B/A) = \frac{P(B \cap A)}{P(A)} = \frac{P(B \cap \bar{A})}{P(\bar{A})} = P(B/\bar{A})$$

$$P(A)P(B \cap \bar{A}) = P(\bar{A})P(B \cap A) = [1 - P(A)]P(B \cap A)$$

$$P(A)[P(B) - P(B \cap A)] = P(B \cap A) - P(A)P(B \cap A)$$

$$P(A)P(B) = P(B \cap A)$$

Ejercicio 2 En una caja hay 3 bolas de las que no se conoce el color. Sólo se sabe que es igual de probable que haya entre ellas 0, 1, 2 ó 3 blancas.

Se introduce una bola blanca en la caja. A continuación se extrae una bola al azar.

(a) (0.5 puntos) Calcula la probabilidad de que la bola extraída sea blanca.

Solución.

Sean los sucesos A_i "En la caja había inicialmente i bolas blancas", $i = 0, 1, 2, 3$

Sea B el suceso "La bola extraída es blanca"

Sabemos que $P(A_i) = 1/4$.

$$\begin{aligned} P(B) &= P(B/A_0)P(A_0) + P(B/A_1)P(A_1) + P(B/A_2)P(A_2) + P(B/A_3)P(A_3) \\ &= \frac{1}{4} \left(\frac{1}{4} + \frac{2}{4} + \frac{3}{4} + 1 \right) = \frac{5}{8} \end{aligned}$$

(b) (0.5 puntos) Si la bola extraída no es blanca, calcula la probabilidad de que hubiera inicialmente en la caja 2 bolas blancas.

Solución.

$$P(A_2/\bar{B}) = \frac{P(\bar{B}/A_2)P(A_2)}{P(\bar{B})} = \frac{\frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4}}{\frac{3}{8}} = \frac{1}{6}$$

Ejercicio 3 Se ha estimado que 0.55 es la probabilidad de que nazca un varón y 0.45 la de que nazca una mujer.

1. Se considera una familia con 4 hijos.

(a) (0.2 puntos) ¿Cuál es la probabilidad de que los 4 hijos sean varones?

Sea X la variable aleatoria “número de hijos varones de la familia”

Solución.

$$X \sim \text{Bin}(n = 4, p = 0.55)$$

$$P(X = i) = \binom{4}{i} 0.55^i \cdot 0.45^{4-i}, \quad i = 0, 1, 2, 3, 4$$

$$P(X = 4) = \binom{4}{4} 0.55^4 = 0.0915$$

(b) (0.2 puntos) ¿Cuál es la probabilidad de haya exactamente 2 varones?

Solución.

$$P(X = 2) = \binom{4}{2} 0.55^2 \cdot 0.45^2 = 0.3675$$

(c) (0.2 puntos) ¿Cuál es la probabilidad de que haya al menos 1 varón?

Solución.

$$P(X \geq 1) = 1 - P(X < 1) = 1 - P(X = 0) = 1 - \binom{4}{0} 0.55^0 \cdot 0.45^4 = 1 - 0.45^4 = 0.958$$

(d) (0.3 puntos) ¿Cuál es la probabilidad de que haya por lo menos 1 de cada sexo?

Solución.

$$P(X = 1) + P(X = 2) + P(X = 3) = \binom{4}{1} 0.55^1 \cdot 0.45^3 + \binom{4}{2} 0.55^2 \cdot 0.45^2 + \binom{4}{3} 0.55^3 \cdot 0.45^1 = 0.867$$

(e) (0.3 puntos) ¿Cuál es la probabilidad de que haya 1 o 2 mujeres?

Solución.

$$P(X = 2) + P(X = 3) = \binom{4}{2} 0.55^2 \cdot 0.45^2 + \binom{4}{3} 0.55^3 \cdot 0.45^1 = 0.667$$

2. (0.3 puntos) Calcula el mínimo número de hijos que debe tener una familia para que la probabilidad de que dos o más de ellos sean mujeres sea mayor que 0.4.

Solución.

Sea Y la variable aleatoria “número de mujeres en una familia de n hijos”

$$Y \sim \text{Bin}(n, p = 0.45)$$

$$P(Y = i) = \binom{n}{i} 0.45^i \cdot 0.55^{n-i}, \quad i = 0, 1, \dots, n$$

Si $n = 2$

$$P(Y = i) = \binom{2}{i} 0.45^i \cdot 0.55^{2-i}, \quad i = 0, 1, 2$$

$$P(Y \geq 2) = P(Y = 2) = \binom{2}{2} 0.45^2 \cdot 0.55^{2-2} = 0.202$$

Si $n = 3$

$$P(Y = i) = \binom{3}{i} 0.45^i \cdot 0.55^{3-i}, \quad i = 0, 1, 2, 3$$

$$P(Y \geq 2) = P(Y = 2) + P(Y = 3) = \binom{3}{2} 0.45^2 \cdot 0.55^1 + \binom{3}{3} 0.45^3 \cdot 0.55^0 = 0.425 > 0.4$$

El número mínimo de hijos es 3.

Ejercicio 4 Un voltaje aleatorio $V \sim U(-3, 7)$ se aplica a un resistor cuya resistencia R es una variable aleatoria discreta que toma los valores 5 y 12 con igual probabilidad y es independiente de V .

(a) (0.5 puntos) Calcula el cuantil de orden 0.3 de V .

Solución.

La función de densidad de V viene dada por

$$f_V(v) = \begin{cases} \frac{1}{10} & \text{si } v \in (-3, 7) \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Si $q_{0.3}$ es el cuantil de orden 0.3 de la variable aleatoria V se verifica que,

$$0.3 = P(V \leq q_{0.3}) = \int_{-3}^{q_{0.3}} \frac{1}{10} dv = \frac{q_{0.3} + 3}{10} \Rightarrow q_{0.3} = 0$$

(b) (0.8 puntos) Sea $P = \frac{V^2}{R}$ la potencia disipada por R . Calcula la potencia media.

Solución.

$$\text{Por ser } V \text{ y } R \text{ independientes, } E(P) = E\left(\frac{V^2}{R}\right) = E(V^2) \cdot E\left(\frac{1}{R}\right)$$

$$E(V^2) = \int_{-3}^7 \frac{1}{10} v^2 dv = \frac{37}{3}$$

$$E\left(\frac{1}{R}\right) = \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{2} = \frac{17}{120}$$

$$E(P) = \frac{37}{3} \cdot \frac{17}{120} = \frac{629}{360} \cong 1.747$$

(c) (0.7 puntos) Calcula la covarianza entre R y P .

Solución.

$$\text{Cov}(R, P) = E(R \cdot P) - E(R) \cdot E(P) = E(V^2) - E(R) \cdot E(P)$$

$$E(R) = 5 \cdot \frac{1}{2} + 12 \cdot \frac{1}{2} = \frac{17}{2}$$

$$\text{Cov}(R, P) = \frac{37}{3} - \frac{17}{2} \cdot \frac{629}{360} = \frac{-1813}{720} \cong -2.518$$

Ejercicio 5 (0.5 puntos) El recorrido de una variable aleatoria bidimensional discreta (X, Y) es $\{(1, 1), (1, 2), (2, 1), (2, 2)\}$.

Su función de distribución verifica:

$$\begin{aligned} F_{(X,Y)}(1, 1) &= 1/8 & F_{(X,Y)}(2, 1) &= 1/4 \\ F_{(X,Y)}(1, 2) &= 5/8 & F_{(X,Y)}(2, 2) &= 1 \end{aligned}$$

Calcula la función de probabilidad conjunta de (X, Y) .

Solución.

$$P(X = 1, Y = 1) = F_{(X,Y)}(1, 1) = 1/8$$

$$1/4 = F_{(X,Y)}(2, 1) = P(X = 1, Y = 1) + P(X = 2, Y = 1) \Rightarrow P(X = 2, Y = 1) = 1/8$$

$$5/8 = F_{(X,Y)}(1, 2) = P(X = 1, Y = 1) + P(X = 1, Y = 2) \Rightarrow P(X = 1, Y = 2) = 1/2$$

$$P(X = 2, Y = 2) = 1 - \left(\frac{1}{8} + \frac{1}{8} + \frac{1}{2} \right) = 1/4$$

Así pues, su función de probabilidad conjunta se puede escribir como:

| | | X | |
|---|---|-----|-----|
| | | 1 | 2 |
| Y | 1 | 1/8 | 1/8 |
| | 2 | 1/2 | 1/4 |

Ejercicio 6 (1 punto) Supongamos que una variable aleatoria X tiene distribución normal con media μ y desviación típica $\sigma = 0.01$. Para contrastar la hipótesis nula

$$H_0 \equiv \mu = 1$$

frente a la hipótesis alternativa $H_1 \equiv \mu \neq 1$ nos basamos en una muestra de tamaño $n = 100$, para la que obtenemos una media de $\bar{x} = 1.002$ y utilizamos el estadístico de contraste

$$E = \frac{\bar{X} - 1}{\sigma/\sqrt{n}}$$

que tiene distribución $N(0, 1)$. Calcula el p-valor del test. Para un nivel de significación $\alpha = 0.05$, ¿aceptarías la hipótesis nula $\mu = 1$?

Solución.

El estadístico de contraste toma el valor

$$e = \frac{\bar{X} - 1}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{1,002 - 1}{0,01/10} = 2$$

Entonces el p-valor es

$$\text{p-valor} = 2P(E > 2) = 0,046$$

Con un nivel de significación $\alpha = 0,05$, la hipótesis nula se rechaza.

Ejercicio 7 (1 punto) Obtén un intervalo con un nivel de confianza del 96% para el parámetro θ de una determinada distribución de probabilidad, si se sabe que el estadístico $\frac{n \cdot \theta}{S_1} \sim \chi_n^2$ y que, en una muestra de tamaño $n = 30$, el valor de la cuasidesviación típica muestral es $s_1 = 3.5$.

Nota 1 Sea Y una variable aleatoria con distribución χ^2 con 30 grados de libertad. La siguiente tabla muestra los valores de su función de distribución en diferentes abscisas

| | | | | | |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| y | 16.306 | 17.908 | 29.336 | 44.833 | 47.962 |
| $P(Y \leq y)$ | 0.02 | 0.04 | 0.5 | 0.96 | 0.98 |

Solución.

El estadístico $\frac{30 \cdot \theta}{S_1}$ sigue una distribución χ_{30}^2 .

$$0.96 = P\left(\leq q_{0.02} \leq \frac{30 \cdot \theta}{S_1} \leq q_{0.98}\right) = P\left(\leq q_{0.02} \frac{S_1}{30} \leq \theta \leq q_{0.98} \frac{S_1}{30}\right)$$

Un intervalo de confianza para θ será,

$$\left(q_{0.02} \frac{s_1}{30}, q_{0.98} \frac{s_1}{30}\right) = \left(16.306 \cdot \frac{3.5}{30}, 47.962 \cdot \frac{3.5}{30}\right) = (1.902, 5.595)$$

Ejercicio 8 (0.5 puntos) Sea $X(t) = \text{sen}(t + \theta)$ donde θ es una variable aleatoria con distribución uniforme en el intervalo $[0, \pi]$.

(nótese que es en el intervalo $[0, \pi]$ y no en el intervalo más habitual $[0, 2\pi]$).

Teniendo en cuenta que $\cos(t + \pi) = -\cos(t)$, calcula la media de $X(t)$

Solución.

$$E[X(t)] = E[\text{sen}(t + \theta)] = \int_0^\pi \text{sen}(t + \theta) \frac{1}{\pi} d\theta = -\frac{1}{\pi} [\cos(t + \pi) - \cos(t)] = \frac{2}{\pi} \cos(t)$$

Ejercicio 9 Sea $X(t)$ un proceso estocástico normal, cuya media y autocovarianza son

$$\mu_X(t) = E[X(t)] = t \quad y \quad C_X(t, t + \tau) = \text{COV}[X(t), X(t + \tau)] = \frac{5}{1 + \tau^2}$$

- (a) (0.5 puntos) Calcula la función de autocorrelación del proceso $X(t)$. ¿Es $X(t)$ un proceso estacionario en sentido estricto? (justifica la respuesta)

Solución.

$$R_X(t, t + \tau) = C_X(t, t + \tau) + \mu(t)\mu(t + \tau) = \frac{5}{1 + \tau^2} + t(t + \tau)$$

Como la media $\mu_X(t)$ depende de t , $X(t)$ no es un proceso estacionario (ni en sentido amplio ni estricto).

- (b) (1 punto) Calcula $P[X(4) - X(2) < 3]$

Solución.

Como el proceso es normal, la variable aleatoria $X(4) - X(2)$ tiene distribución normal, con media

$$E[X(4) - X(2)] = E[X(4)] - E[X(2)] = 4 - 2 = 2$$

y varianza

$$\begin{aligned} \text{VAR}[X(4) - X(2)] &= \text{VAR}[X(4)] + \text{VAR}[X(2)] - 2 \text{COV}[X(2), X(4)] \\ &= C_X(3, 3) + C_X(2, 2) - 2C_X(2, 4) = 5 + 5 - 2 = 8 \end{aligned}$$

Entonces

$$P[X(4) - X(2) < 3] = P\left[\frac{X(4) - X(2) - 2}{\sqrt{8}} < \frac{3 - 2}{\sqrt{8}}\right] = \Phi\left(\frac{1}{\sqrt{8}}\right) \approx 0.6382$$

donde Φ denota la función de distribución de una $N(0, 1)$.

- (c) (0.5 puntos) Calcula la media y la autocorrelación del proceso $Y(t) = X(t) - \mu_X(t)$. ¿Es $Y(t)$ un proceso estacionario en sentido estricto? (justifica la respuesta)

Solución.

Se tiene

$$\mu_Y(t) = E[X(t) - \mu_X(t)] = E[X(t)] - \mu_X(t) = 0$$

$$R_Y(t, t + \tau) = E\left[(X(t + \tau) - \mu_X(t + \tau))(X(t) - \mu_X(t))\right] = C_X(t, t + \tau) = \frac{1}{1 + \tau^2}$$

Entonces $Y(t)$ es un proceso estacionario en sentido amplio, lo cual, como el proceso es normal, implica que es un proceso estacionario en sentido estricto.