

**ASIGNATURA:** ESTADÍSTICA Y PROCESOS ESTOCÁSTICOS

**EXAMEN FINAL (Otoño 2015-16)**

**Duración:** 3 horas

**FECHA:** 15 de Enero de 2016

**Fecha publicación notas:** 22 de Enero de 2016

**Fecha revisión examen:** 27 de Enero de 2016

**APELLIDOS:**

**NOMBRE:**

**DNI:**

**TITULACIÓN:**

---

**SOLUCIONES**

---

**Ejercicio 1** (1 punto) En una carrera sólo compiten los caballos  $A$ ,  $B$ ,  $C$  y  $D$  y las probabilidades de ganar son  $P(A) = 0.2$ ,  $P(B) = 0.5$ ,  $P(C) = 0.1$  y  $P(D) = 0.2$ . Se realizan tres carreras independientes.

(a) Encuentra la probabilidad de que el mismo caballo gane las tres carreras.

**Solución.**

Para cada  $i = 1, 2, 3$ , sean los sucesos

$A_i$  = el caballo  $A$  gana la carrera  $i$ -ésima

$B_i$  = el caballo  $B$  gana la carrera  $i$ -ésima

$C_i$  = el caballo  $C$  gana la carrera  $i$ -ésima

$D_i$  = el caballo  $D$  gana la carrera  $i$ -ésima

El suceso que el mismo caballo gane las tres carreras,  $S$ , se expresa como

$$S = \{A_1 \cap A_2 \cap A_3, B_1 \cap B_2 \cap B_3, C_1 \cap C_2 \cap C_3, D_1 \cap D_2 \cap D_3\}.$$

Entonces, y puesto que los sucesos considerados son incompatibles dos a dos

$$P(S) = P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) + P(B_1 \cap B_2 \cap B_3) + P(C_1 \cap C_2 \cap C_3) + P(D_1 \cap D_2 \cap D_3)$$

Por ser las carreras independientes

$$P(S) = P(A)^3 + P(B)^3 + P(C)^3 + P(D)^3 = 0.2^3 + 0.5^3 + 0.1^3 + 0.2^3 = 0.08 + 0.125 + 0.01 + 0.08 = 0.142$$

(b) Halla la probabilidad de que  $A$ ,  $B$  y  $C$  ganen una carrera cada uno.

**Solución.**

Sea el suceso  $S_1 = A_1 \cap B_2 \cap C_3$  que la primera carrera la gane  $A$ , la segunda  $B$  y la tercera  $C$ , por ser las carreras independientes  $P(S_1) = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C) = 0.2 \cdot 0.5 \cdot 0.1 = 0.01$ . El suceso,  $R$ , de que  $A$ ,  $B$  y  $C$  gane una carrera cada uno son todas las posibles ordenaciones de la terna  $A$ ,  $B$  y  $C$ . Por tanto,

$$P(R) = P_3 \cdot P(S_1) = 3! \cdot 0.01 = 0.06$$

**Ejercicio 2** (1.5 puntos) Una agencia inmobiliaria dedicada a la venta de apartamentos en la costa ha realizado un estudio de ventas, comprobando que solo el 5% de las visitas que ven el piso piloto compran un apartamento. Todas las visitas se consideran independientes. Se pide:

(a) Calcular la probabilidad de que tenga que recibir 10 visitas hasta vender un apartamento.

**Solución.**

Sea  $X$  el número de visitas hasta vender un apartamento,  $X$  es  $G(p = 0.05)$

$$P(X = 10) = p q^9 = 0.03151$$

(b) Calcular la probabilidad de que tenga que recibir 10 visitas hasta vender dos apartamentos.

**Solución.**

Sea  $Z$  el número de visitas hasta vender dos apartamentos,  $Z$  es  $BN(k = 2, p = 0.05)$

$$P(Z = 10) = \binom{9}{1} p^2 q^8 = 0.01493$$

(c) Si se han tenido que recibir 10 visitas para vender 2 apartamentos. ¿Cuál es la probabilidad de que las 3 primeras visitas no efectuaran ninguna compra?

**Solución.**

Equivale a que las tres primeras han sido fracasos y en las siete restantes dos éxitos siendo uno de ellos la última visita es decir

$$P(Z > 3 \text{ sin éxito en las tres primeras} \mid Z = 10) = \frac{q q q \binom{6}{1} p^2 q^5}{P(Z = 10)} = \frac{6}{9}$$

**Ejercicio 3** (1 punto)

Sea  $X$  una variable aleatoria con la siguiente función de densidad

$$f(x) = \begin{cases} 6 \cdot x + k & \text{si } 0 \leq x \leq k \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases}$$

(a) Halla el valor de  $k$ .

**Solución.**

Imponemos que 1 sea  $P(0 \leq X \leq k)$

$$\int_0^k (6 \cdot x + k) dx = 3 \cdot x^2 + k \cdot x \Big|_0^k = 3 \cdot k^2 + k^2 = 4 \cdot k^2 = 1 \Rightarrow k^2 = \frac{1}{4} \Rightarrow k = \pm \frac{1}{2}$$

Solo nos vale la solución  $k = \frac{1}{2}$ , porque  $k$  debe ser mayor que cero.

(b) Calcula  $P(0.2 \leq X \leq 0.6)$ .

**Solución.**

$$P(0.2 \leq X \leq 0.6) = \int_{0.2}^{0.5} (6 \cdot x + \frac{1}{2}) dx + \int_{0.5}^{0.6} 0 dx = \left( 3 \cdot x^2 + \frac{x}{2} \right) \Big|_{0.2}^{0.5} + 0 = 3 \cdot \frac{21}{100} + \frac{0.5 - 0.3}{2} = \frac{63 + 15}{100} = 0.78$$

(c) Halla la media y la desviación típica de la variable aleatoria  $Y = 2 \cdot X + 1$ .

**Solución.**

Por la propiedad lineal del operador esperanza,  $E[Y] = E[2 \cdot X + 1] = 2E[X] + 1$ .

$$E[X] = \int_0^{0.5} x \cdot \left(6 \cdot x + \frac{1}{2}\right) dx = 2x^3 + \frac{x^2}{4} \Big|_0^{0.5} = \frac{1}{2^2} + \frac{1}{2^4} = \frac{5}{2^4} = 0.3125$$

Así,  $E[Y] = 2E[X] + 1 = 2 \cdot \frac{5}{2^4} + 1 = \frac{13}{2^3} = 1.625$ .

$$Var[Y] = 4 \cdot Var[X] = 4 \cdot (E[X^2] - E[X]^2) = 4 \cdot (E[X^2] - 0.3125^2)$$

$$E[X^2] = \int_0^{0.5} x^2 \cdot \left(6 \cdot x + \frac{1}{2}\right) dx = 6 \frac{x^4}{4} + \frac{x^3}{2 \cdot 3} \Big|_0^{0.5} = 3 \frac{1}{2^5} + \frac{1}{3 \cdot 2^4} = \frac{11}{2^5 \cdot 3} \simeq 0.11458333$$

Por tanto,  $Var[Y] = 4 \cdot (E[X^2] - 0.3125^2) = 4 \cdot \left(\frac{11}{2^5 \cdot 3} - \frac{25}{2^8}\right) = \frac{13}{2^6 \cdot 3} = \frac{13}{192} \simeq 0.067708333$ .

Con lo que la desviación típica de  $Y$  es  $\sigma_Y = +\sqrt{Var[Y]} = 0.260208249$ .

**Ejercicio 4** (1.5 puntos) Se lanza un dado y se definen las variables aleatorias

$$X = \begin{cases} 0 & \text{si el resultado es par} \\ 1 & \text{si el resultado es impar} \end{cases} \quad Y = \begin{cases} 0 & \text{si el resultado es menor o igual que 3} \\ 1 & \text{si el resultado es 4} \\ 2 & \text{si el resultado es 5 ó 6} \end{cases}$$

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

**Solución.** Los posibles resultados del dado, junto con los valores de las v.a. son:

| Dado | X | Y |
|------|---|---|
| 1    | 1 | 0 |
| 2    | 0 | 0 |
| 3    | 1 | 0 |
| 4    | 0 | 1 |
| 5    | 1 | 2 |
| 6    | 0 | 2 |

Teniendo en cuenta que cada resultado al lanzar el dado tiene probabilidad  $\frac{1}{6}$ , podemos escribir la función de probabilidad conjunta de  $(X, Y)$

| Y \ X | X   |     |
|-------|-----|-----|
|       | 0   | 1   |
| 0     | 1/6 | 1/3 |
| 1     | 1/6 | 0   |
| 2     | 1/6 | 1/6 |

(b) *Estudia si  $X$  e  $Y$  son independientes.*

**Solución.** Las variables  $X$  e  $Y$  no son independientes porque no se verifica la igualdad

$$P(X = i, Y = j) = P(X = i) \cdot P(Y = j)$$

para todos los valores  $i = 0, 1; j = 0, 1, 2$ .

Por ejemplo,  $P(X = 0, Y = 1) = \frac{1}{6}$ ,  $P(X = 0) = \frac{1}{2}$ ,  $P(Y = 1) = \frac{1}{6}$  y se verifica que

$$\frac{1}{6} = P(X = 0, Y = 1) \neq P(X = 0) \cdot P(Y = 1) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{12}.$$

(c) *Calcula  $P(X \leq Y)$ .*

**Solución.**

$$P(X \leq Y) = 1 - P(X = 1, Y = 0) = 1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

(d) *Calcula  $Cov(X, Y)$ .*

**Solución.** Como  $Cov(X, Y) = E[X \cdot Y] - E[X] \cdot E[Y]$ , calculamos cada término por separado:

$$E[X \cdot Y] = \sum_{i,j} i \cdot j \cdot P(X = i, Y = j) = 1 \cdot 2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{3}$$

$$E[X] = \sum_i i \cdot P(X = i) = 1 \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$E[Y] = \sum_j j \cdot P(Y = j) = 1 \cdot \frac{1}{6} + 2 \cdot \frac{1}{3} = \frac{5}{6}$$

$$\text{Entonces, } Cov(X, Y) = \frac{1}{3} - \frac{1}{2} \cdot \frac{5}{6} = \frac{-1}{12}$$

**Ejercicio 5** (1.5 puntos) Sean  $X$ ,  $Y$  y  $N$  tres variables aleatorias que verifican  $Y = X + N$ , donde  $X$  es la señal emitida,  $Y$  es la señal observada y  $N$  es un ruido.

Se sabe que  $X$  y  $N$  son variables aleatorias independientes y que,

$$X \sim N(\mu_X, \sigma_X), \quad N \sim N(\mu_N, \sigma_N), \quad \text{con } \sigma_X \neq \sigma_N$$

(a) *Obtén la distribución conjunta de  $(X, Y)$ .*

**Solución.**

Por ser  $X$  y  $N$  variables aleatorias normales independientes, es

$$\begin{pmatrix} X \\ N \end{pmatrix} \sim N_2 \left( \begin{pmatrix} \mu_X \\ \mu_N \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_X^2 & 0 \\ 0 & \sigma_N^2 \end{pmatrix} \right)$$

Como

$$\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X \\ X + N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X \\ N \end{pmatrix}$$

se verifica que

$$\begin{pmatrix} X \\ X + N \end{pmatrix} \sim N_2 \left( \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_X \\ \mu_N \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_X^2 & 0 \\ 0 & \sigma_N^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right)$$

Esto es,

$$\begin{pmatrix} X \\ X + N \end{pmatrix} \sim N_2 \left( \begin{pmatrix} \mu_X \\ \mu_X + \mu_N \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_X^2 & \sigma_X^2 \\ \sigma_X^2 & \sigma_X^2 + \sigma_N^2 \end{pmatrix} \right)$$

(b) *Calcula el coeficiente de correlación entre  $X$  e  $Y$  en términos de  $\sigma_X$  y  $\sigma_N$ .*

**Solución.**

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} = \frac{\sigma_X^2}{\sigma_X \cdot \sqrt{\sigma_X^2 + \sigma_N^2}} = \frac{\sigma_X}{\sqrt{\sigma_X^2 + \sigma_N^2}}$$

(c) *Expresa el coeficiente de correlación entre  $X$  e  $Y$  en función del cociente señal-ruido ( $\sigma_X/\sigma_N$ ).*

**Solución.**

$$\rho(X, Y) = \frac{\sigma_X}{\sqrt{\sigma_X^2 + \sigma_N^2}} = \sqrt{\frac{\sigma_X^2}{\sigma_X^2 + \sigma_N^2}} = \frac{1}{\sqrt{1 + \left(\frac{\sigma_N}{\sigma_X}\right)^2}} = \frac{1}{\sqrt{1 + \left(\frac{1}{\sigma_X/\sigma_N}\right)^2}}$$

(d) *Cuando la varianza del ruido es despreciable frente a la varianza de la señal emitida, ¿qué ocurre con el valor del coeficiente de correlación? Interpreta esto en términos de la relación lineal entre  $X$  e  $Y$ .*

**Solución.**

Cuando  $\sigma_N \ll \ll \ll \ll \sigma_X$  se verifica que  $\rho(X, Y)$  está próximo a 1 y la relación lineal entre la señal emitida y la observada es grande.

**Ejercicio 6** (1 punto) *Una variable aleatoria  $X$  depende de un parámetro desconocido  $\theta$  y se sabe que el estadístico  $T = \frac{\theta - \bar{X}}{n}$  se distribuye como una normal de media 0 y varianza 1. Halla un intervalo de confianza para  $\theta$ , con nivel de confianza del 90 %, siendo 10, 12, 14, 16, 18 y 20 una muestra de  $X$ .*

**Solución.**

$$n = 6 \Rightarrow T = \frac{\theta - \bar{X}}{n} \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

Por ser el nivel de confianza  $0.90 = 1 - \alpha \Rightarrow \frac{\alpha}{2} = 0.05$ . Los cuantiles 0.05 y 0.95 de una distribución normal de media 0 y varianza 1 son  $-1.64$  y  $1.64$ , respectivamente. Entonces,

$$\begin{aligned} 0.90 &= P\left(-1.64 \leq \frac{\theta - \bar{X}}{6} \leq 1.64\right) = \\ &= P(\bar{X} - 6 \cdot 1.64 \leq \theta \leq \bar{X} + 6 \cdot 1.64) \end{aligned}$$

Media( $\{10, 12, 14, 16, 18, 20\}$ ) = 15 =  $\bar{x}$ , por tanto

$$I.C._{0.90}(\theta) = (15 \pm 6 \cdot 1.64) = (15 \pm 9.84) = (5.16, 24.84)$$

**Ejercicio 7** (1 punto) Se miden los tiempos de reacción, en milisegundos, de 17 sensores frente al estímulo correspondiente y se obtienen unos valores de  $\bar{x} = 505.35$  y  $s_1 = 42.54$ . Suponiendo que el tiempo de reacción se distribuye normalmente, determina un intervalo de confianza para la varianza con un nivel de confianza del 90 %.

**Nota 1** Sea  $Y$  una variable aleatoria con distribución  $\chi^2$  con 16 grados de libertad. La siguiente tabla muestra los valores de su función de distribución en diferentes abscisas

|               |      |      |       |       |      |
|---------------|------|------|-------|-------|------|
| $y$           | 7.96 | 9.31 | 15.33 | 23.54 | 26.3 |
| $P(Y \leq y)$ | 0.05 | 0.1  | 0.5   | 0.9   | 0.95 |

**Solución.**

El intervalo de confianza para la varianza de una distribución normal, con un nivel de confianza del 90 %, viene dado por:

$$\left( s_1^2 \frac{n-1}{q_{0.95}}, s_1^2 \frac{n-1}{q_{0.05}} \right)$$

donde  $q_{0.05}$  y  $q_{0.95}$  son los cuantiles de orden 0.05 y 0.95 de una distribución  $\chi_{16}^2$ . Por lo tanto, el intervalo de confianza pedido es:

$$\left( 42.54^2 \frac{16}{26.3}, 42.54^2 \frac{16}{7.96} \right) = (1100.9, 3637.5)$$

**Ejercicio 8** (1.5 puntos) Sea  $X$  una variable aleatoria con distribución uniforme en el intervalo  $(0,1)$  y sea el proceso estocástico  $Y(t) = X^{2t}$ ,  $t \geq 0$ .

(a) Calcula  $E[Y(t)]$  y  $R_Y(t, t + \tau)$ .

**Solución.**

La función de densidad de la variable  $X$  es

$$f(x) = \begin{cases} 1 & \text{si } 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases}$$

Entonces,

$$E[Y(t)] = E[X^{2t}] = \int_0^1 x^{2t} dx = \frac{x^{2t+1}}{2t+1} \Big|_0^1 = \frac{1}{2t+1}.$$

$$\begin{aligned} R_Y(t, t + \tau) &= E[Y(t) \cdot Y(t + \tau)] = E[X^{2t} \cdot X^{2(t+\tau)}] = E[X^{4t+2\tau}] = \int_0^1 x^{4t+2\tau} dx = \\ &= \frac{x^{4t+2\tau+1}}{4t+2\tau+1} \Big|_0^1 = \frac{1}{4t+2\tau+1}. \end{aligned}$$

(b) Calcula  $Var[Y(t)]$ . ¿Es  $Y(t)$  estacionario en sentido amplio?

**Solución.**

Como  $Var[Y(t)] = R_Y(t, t) - E[Y(t)]^2$  simplemente sustituyendo los resultados del apartado anterior tenemos que

$$Var[Y(t)] = \frac{1}{4t+1} - \left(\frac{1}{2t+1}\right)^2$$

El proceso  $Y(t)$  no es estacionario en sentido amplio puesto que tanto  $E[Y(t)]$  como la función de autocorrelación del proceso dependen de  $t$ .

(c) Calcula  $P(Y(2) \leq \frac{1}{16})$ .

**Solución.**

$$P(Y(2) \leq \frac{1}{16}) = P(X^4 \leq \frac{1}{16}) = P(|X| \leq \frac{1}{2}) = P(0 \leq X \leq \frac{1}{2}) = \int_0^{\frac{1}{2}} 1 \, dx = \frac{1}{2}.$$

(d) Analiza si es estacionario en sentido amplio el proceso aleatorio  $Z(t) = \frac{Y(t+1)}{Y(t)}$ .

**Solución.** El proceso  $Z(t)$  se puede expresar como  $Z(t) = \frac{Y(t+1)}{Y(t)} = \frac{X^{2(t+1)}}{X^{2t}} = X^2$ . Entonces,

$$\mu_Z = E[X^2] = \int_0^1 x^2 \cdot 1 \, dx = \frac{x^3}{3} \Big|_0^1 = \frac{1}{3}.$$

$$R_Z(t, t+\tau) = E[Z(t) \cdot Z(t+\tau)] = E[X^2 \cdot X^2] = E[X^4] = \int_0^1 x^4 \, dx = \frac{x^5}{5} \Big|_0^1 = \frac{1}{5}.$$

El proceso  $Z(t)$  es estacionario en sentido amplio porque tanto la media, como la función de autocorrelación, no dependen del instante  $t$ .