

**ASIGNATURA:** ESTADÍSTICA Y PROCESOS ESTOCÁSTICOS

**CONVOCATORIA:** FEBRERO 2010/2011

**FECHA:** 19 de enero de 2011

**Fecha publicación notas:** 21 de enero de 2011

**Duración del examen:** 3 horas

**Fecha revisión examen:** 25 de enero de 2011

**APELLIDOS**

**NOMBRE:**

**DNI:**

**TITULACIÓN:**

## SOLUCIONES

### PRIMER PARCIAL

1. Un espectador quiere comprar una entrada de cine por internet. Para ello cuenta con 3 portales de venta  $V_1$ ,  $V_2$  y  $V_3$  y sólo puede acceder a uno de los tres. Se sabe que el 30 % de las veces utiliza el primer portal, el 50 % de las veces utiliza el segundo y el 20 % de las veces usa el tercero.

La probabilidad de conseguir la entrada a través del portal  $V_1$  es 0.2, a través del portal  $V_2$  es 0.4 y a través de  $V_3$  es 0.6.

- a) **(0,6 puntos)** Calcula la probabilidad de que el espectador pueda comprar la entrada por internet.  
b) **(0,6 puntos)** Sabiendo que ha conseguido la entrada, calcula la probabilidad de que la haya adquirido a través del portal  $V_1$  o del  $V_2$ .

#### Solución

Sean los sucesos con las probabilidades indicadas:

El espectador utiliza el primer portal de venta,  $V_1$ , con probabilidad  $P(V_1) = 0,3$

El espectador utiliza el segundo portal de venta,  $V_2$ , con probabilidad  $P(V_2) = 0,5$

El espectador utiliza el tercer portal de venta,  $V_3$ , con probabilidad  $P(V_3) = 0,2$

Estos sucesos son incompatibles, el suceso  $V_1 \cup V_2 \cup V_3$  es que el espectador utiliza alguna de los portales de venta, que es un suceso seguro, y  $P(V_1) + P(V_2) + P(V_3) = 1$ , por lo que  $\{V_1, V_2, V_3\}$  es un sistema completo de sucesos.

Además, si  $T$  es el suceso “el espectador adquiere la entrada”, entonces

$$P(T/V_1) = P(\text{tener entrada}/\text{utiliza } V_1) = 0,2$$

$$P(T/V_2) = P(\text{tener entrada}/\text{utiliza } V_2) = 0,4$$

$$P(T/V_3) = P(\text{tener entrada}/\text{utiliza } V_3) = 0,6.$$

- a) Aplicamos el Teorema de la Probabilidad Total con el sistema completo de sucesos  $\{V_1, V_2, V_3\}$  para obtener la probabilidad de  $T$ .

$$P(T) = P(T/V_1) \cdot P(V_1) + P(T/V_2) \cdot P(V_2) + P(T/V_3) \cdot P(V_3) = 0,2 \cdot 0,3 + 0,4 \cdot 0,5 + 0,6 \cdot 0,2 = 0,38$$

- b) Para calcular la probabilidad de que un espectador con entrada la haya adquirido el primer o en el segundo en portal de venta,  $P((V_1 \cup V_2)/T)$  utilizamos propiedades de las probabilidades, la incompatibilidad del sistema completo de sucesos y el Teorema de Bayes

$$P((V_1 \cup V_2)/T) = P(V_1/T) + P(V_2/T) - P((V_1 \cap V_2)/T) = P(V_1/T) + P(V_2/T) - P(\emptyset) =$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{P(V_1 \cap T)}{P(T)} + \frac{P(V_1 \cap T)}{P(T)} = \frac{P(T/V_1) \cdot P(V_1)}{P(T)} + \frac{P(T/V_1) \cdot P(V_1)}{P(T)} = \\
&= \frac{0,2 \cdot 0,3}{0,38} + \frac{0,4 \cdot 0,5}{0,38} = \frac{26}{38} \simeq 0,68421
\end{aligned}$$

2. Sea  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  un espacio de probabilidad, con  $A \in \mathcal{A}$  y  $P(A) > 0$ . Demuestra que:

a) **(0,5 puntos)** Para cualquier suceso  $B \in \mathcal{A}$  se cumple

$$P(B^c/A) = 1 - P(B/A)$$

b) **(0,5 puntos)** Para cualesquiera sucesos  $B, C \in \mathcal{A}$  se cumple

$$P((B \cup C)/A) = P(B/A) + P(C/A) - P((B \cap C)/A)$$

### Solución

a) El suceso  $A$  se puede expresar como  $A = A \cap \Omega = A \cap (B \cup B^c) = (A \cap B) \cup (A \cap B^c)$  y se verifica  $(A \cap B) \cap (A \cap B^c) = A \cap B \cap B^c = \emptyset$ , luego  $A \cap B$  y  $A \cap B^c$  son incompatibles y  $P(A) = P(A \cap B) + P(A \cap B^c)$ .

$$P(B^c/A) = \frac{P(A \cap B^c)}{P(A)} = \frac{P(A) - P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{P(A)}{P(A)} + \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = 1 - P(B/A)$$

b) Utilizando las propiedades de las probabilidades  $P((B \cup C)/A) = \frac{P(A \cap (B \cup C))}{P(A)} =$

$$= \frac{P((A \cap B) \cup (A \cap C))}{P(A)} = \frac{P(A \cap B) + P(A \cap C) - P((A \cap B) \cap (A \cap C))}{P(A)} =$$

$$= \frac{P(A \cap B)}{P(A)} + \frac{P(A \cap C)}{P(A)} - \frac{P(A \cap (B \cap C))}{P(A)} = P(B/A) + P(C/A) - P((B \cap C)/A)$$

3. a) **(0,5 puntos)** Una caja contiene  $n$  componentes defectuosos y  $m$  no defectuosos. Se seleccionan, con reemplazamiento, tres componentes, ¿cuál es el mínimo número de componentes de una y otra clase que debe contener la caja para que la probabilidad de no obtener ninguno defectuoso coincida con la de obtener exactamente uno defectuoso?

b) **(0,5 puntos)**

Considera  $n = 8$  y  $m = 4$ . Calcula el valor de  $i$  para que la probabilidad de obtener el primero no defectuoso en la  $i$ -ésima extracción con reemplazamiento sea 8 veces la probabilidad de obtener el primero defectuoso en la  $i$ -ésima extracción.

### Solución

a) Sea  $X$  la variable aleatoria que mide el número de componentes defectuosos obtenidos en las tres extracciones.

$$X \sim \text{Bin}\left(3, \frac{n}{n+m}\right)$$

$$P(X = i) = \binom{3}{i} \left(\frac{n}{n+m}\right)^i \left(1 - \frac{n}{n+m}\right)^{3-i}, \quad i = 0, 1, 2, 3.$$

Sabemos que  $P(X = 0) = P(X = 1)$ , es decir

$$\begin{aligned} \binom{3}{0} \left(\frac{n}{n+m}\right)^0 \left(1 - \frac{n}{n+m}\right)^{3-0} &= \binom{3}{1} \left(\frac{n}{n+m}\right)^1 \left(1 - \frac{n}{n+m}\right)^{3-1} \\ \left(\frac{m}{n+m}\right)^3 &= 3 \frac{n}{n+m} \left(\frac{m}{n+m}\right)^2 \\ \frac{m}{n+m} &= \frac{3n}{n+m} \end{aligned}$$

Los menores valores de  $n$  y  $m$  que verifican  $m = 3n$  son  $n = 1$  y  $m = 3$

- b) Sea  $Y$  la variable aleatoria que mide el número de extracciones necesarias para obtener el primer componente defectuoso.

$$Y \sim Geo(2/3)$$

$$P(Y = i) = \left(\frac{1}{3}\right)^{i-1} \frac{2}{3} = \frac{2}{3^i}, \quad i = 1, 2, \dots$$

Sea  $Z$  la variable aleatoria que mide el número de extracciones necesarias para obtener el primer componente no defectuoso.

$$Z \sim Geo(1/3)$$

$$P(Z = i) = \left(\frac{2}{3}\right)^{i-1} \frac{1}{3} = \frac{2^{i-1}}{3^i}, \quad i = 1, 2, \dots$$

$$P(Z = i) = 8P(Y = i) \Rightarrow 2^{i-1} = 8 \cdot 2 \Rightarrow i - 1 = 4 \Rightarrow i = 5$$

4. La función de densidad de la variable aleatoria  $X$  es

$$f(x) = \begin{cases} kx & \text{si } 1 \leq x < 2 \\ kx^2 & \text{si } 2 \leq x < 3 \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases}$$

Se pide:

- a) **(0,4 puntos)** Determina la constante  $k$ .  
 b) **(0,5 puntos)** Determina la esperanza de la variable aleatoria  $\frac{1}{X}$ .

**Solución**

- a) Si  $f(x)$  es la función de densidad de  $X$  entonces,  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$ . En este caso,

$$1 = \int_1^2 kx dx + \int_2^3 kx^2 dx = k \frac{x^2}{2} \Big|_1^2 + k \frac{x^3}{3} \Big|_2^3 = k \frac{4-1}{2} + k \frac{27-8}{3} = \frac{9k+38k}{6} \implies k = \frac{6}{47}$$

$$\begin{aligned}
 b) \ E \left[ \frac{1}{X} \right] &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{x} f(x) dx = \int_1^2 \frac{1}{x} k x dx + \int_2^3 \frac{1}{x} k x^2 dx = k \frac{x}{1} \Big|_1^2 + k \frac{x^2}{2} \Big|_2^3 = \\
 &= k \left( 1 + \frac{9-4}{2} \right) = \frac{6}{47} \frac{2+5}{2} = \frac{21}{47} \simeq 0,4468
 \end{aligned}$$

## SEGUNDO PARCIAL

5. Sea  $X$  una variable aleatoria con distribución uniforme en el intervalo  $[4, 10]$ .

a) **(0,4 puntos)** Calcula  $P(X^2 < 36)$ .

b) **(0,4 puntos)** Sea  $Y = -X + 10$ , calcula  $P(Y < 3)$ .

### Solución

Si  $X$  es una v.a.  $U(4, 10)$  su función de densidad es

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10-4} = \frac{1}{6} & \text{si } 4 \leq x \leq 10 \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases}$$

$$a) \ P(X^2 < 36) = P(-6 < X < 6) = \int_{-6}^4 0 dx + \int_4^6 \frac{1}{6} dx = 2 \frac{1}{6} = \frac{1}{3} \simeq 0,3333$$

$$b) \ P(Y < 3) = P(-X + 10 < 3) = P(7 < X) = \int_7^{10} \frac{1}{6} dx + \int_{10}^{\infty} 0 dx = 3 \frac{1}{6} = \frac{1}{2} = 0,5$$

6. Sea  $(X, Y)$  una variable aleatoria bidimensional con función de densidad

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{2} & \text{si } 0 < x < 1 \text{ e } |y| < x^2 \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases}$$

a) **(0,5 puntos)** Calcula  $P(X > \frac{1}{2})$ .

b) **(0,5 puntos)** Halla la varianza de la variable aleatoria  $X$ .

### Solución

$$a) \ P(X > \frac{1}{2}) = \int_{1/2}^1 \frac{3}{2} \left( \int_{-x^2}^{x^2} dy \right) dx = \frac{3}{2} \int_{1/2}^1 (x^2 + x^2) dx = \frac{3}{2} 2 \frac{x^3}{3} \Big|_{1/2}^1 = 1 - \frac{1}{8} = \frac{7}{8} = 0,875$$

$$b) \ E[X] = \int_0^1 \frac{3}{2} x \left( \int_{-x^2}^{x^2} dy \right) dx = \frac{3}{2} \int_0^1 x (x^2 + x^2) dx = \frac{3}{2} 2 \frac{x^4}{4} \Big|_0^1 = \frac{3}{4} = 0,75$$

$$E[X^2] = \int_0^1 \frac{3}{2} x^2 \left( \int_{-x^2}^{x^2} dy \right) dx = \frac{3}{2} \int_0^1 x^2 (x^2 + x^2) dx = \frac{3}{2} 2 \frac{x^5}{5} \Big|_0^1 = \frac{3}{5} = 0,6.$$

$$\text{Así, } V[X] = E[X^2] - (E[X])^2 = 0,6 - (0,75)^2 = \frac{3}{80} = 0,0375.$$

7. Sean  $X$  e  $Y$  variables aleatorias independientes continuas. Expresa las siguientes probabilidades en términos de las funciones de distribución de  $X$  y de  $Y$  ( $F_X$  y  $F_Y$  respectivamente).

a) **(0,5 puntos)**  $P(a < X \leq b, Y > c)$ .

b) **(0,6 puntos)**  $P(|X| \leq a, c \leq Y \leq d)$ .

Siendo  $a, b, c, d$  constantes, con  $a > 0$ .

### Solución

$$\begin{aligned} \text{a) Por ser } X \text{ e } Y \text{ independientes } P(a < X \leq b, Y > c) &= P(a < X \leq b) \cdot P(Y > c) = \\ &= P(a < X \leq b) \cdot [1 - P(Y \leq c)] = [P(X \leq b) - P(X \leq a)] \cdot [1 - P(Y \leq c)] = \\ &= [F_X(b) - F_X(a)] \cdot [1 - F_Y(c)] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{b) Por ser } X \text{ e } Y \text{ independientes } P(|X| \leq a, c \leq Y \leq d) &= P(|X| \leq a) \cdot P(c \leq Y \leq d) = \\ &= P(-a \leq X \leq a) \cdot [P(Y \leq d) - P(Y < c)] = [P(X \leq a) - P(X < -a)] \cdot [P(Y \leq d) - P(Y < c)]. \\ \text{Por ser } X \text{ e } Y \text{ continuas } [P(X \leq a) - P(X < -a)] \cdot [P(Y \leq d) - P(Y < c)] &= \\ &= [F_X(a) - F_X(-a)] \cdot [F_Y(d) - F_Y(c)] \end{aligned}$$

8. Las variables aleatorias  $X$  e  $Y$  son  $\mathcal{N}(1, 1)$  con distribución conjunta normal bidimensional, con coeficiente de correlación  $\rho = \frac{1}{2}$

a) **(0,7 puntos)** Escribe la función de densidad de la variable aleatoria  $U = 2Y - X - 8$ .

b) **(0,8 puntos)** Halla la probabilidad de que  $U$  sea mayor que -8.

### Solución

$\frac{1}{2} = \rho = \frac{Cov[X, Y]}{\sqrt{V[X]} \cdot \sqrt{V[Y]}}$ . Por tanto, la v.a.  $(X, Y)$  sigue una distribución normal bidimensional con vector de medias  $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$  y matriz de varianzas covarianzas  $\begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & 1 \end{pmatrix}$

a) La variable aleatoria  $U = 2Y - X - 8 = (-1 \ 2) \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} - 8$ , por lo que la distribución de  $U$  es normal. Por ser el operador esperanza lineal,  $\mu_U = E[U] = 2E[Y] - E[X] - E[8] = 2 - 1 - 8 = -7$ . La varianza de  $U$  es

$$\sigma_U^2 = (-1 \ 2) \begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -1 \\ 2 \end{pmatrix} = 3$$

Luego la función de densidad de  $U$  es  $f_U(x) = \frac{1}{\sigma_U \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x - \mu_U)^2}{2 \sigma_U^2}} = \frac{1}{\sqrt{6} \cdot \pi} e^{-\frac{(x + 7)^2}{6}}$

b) Para calcular la probabilidad pedida tipificamos la v.a.  $U$ ,

$P(U > -8) = P\left(\frac{U + 7}{\sqrt{3}} > \frac{-8 + 7}{\sqrt{3}}\right)$ . La v.a.  $Z = \frac{U + 7}{\sqrt{3}}$  es  $N(0, 1)$ , si  $\Phi$  es su función de distribución, aplicando la simetría de la función de densidad y consultando en las tablas

$$P(U > -8) = P\left(Z > -\frac{1}{\sqrt{3}}\right) = 1 - P\left(Z \leq -\frac{1}{\sqrt{3}}\right) = 1 - \Phi\left(-\frac{1}{\sqrt{3}}\right) =$$

$$= 1 - \left(1 - \Phi\left(\frac{1}{\sqrt{3}}\right)\right) = \Phi\left(\frac{1}{\sqrt{3}}\right) = \Phi(0,58) = 0,71904$$

9. Consideremos el proceso aleatorio  $X(t) = A \cos(2t) + B \sin(2t)$ , donde  $A$  y  $B$  son variables aleatorias incorrelacionadas, ambas con media 0 y varianza  $\sigma^2$  pero con diferente distribución.

- a) **(0,4 puntos)** ¿Qué variables aleatorias son  $X(0)$  y  $X\left(\frac{\pi}{4}\right)$ ? ¿Puede ser el proceso  $X(t)$  estacionario en sentido estricto?
- b) **(0,3 puntos)** Calcula  $E[X(t)]$ .
- c) **(0,8 puntos)** Calcula  $R_X(t, t + \tau)$ . ¿Es  $X(t)$  estacionario en sentido amplio?

Indicación

$$\cos(a) \cos(b) = \frac{\cos(a+b) + \cos(a-b)}{2}, \quad \sin(a) \sin(b) = \frac{\cos(a-b) - \cos(a+b)}{2}$$

**Solución**

a)  $X(0) = A \cos(0) + B \sin(0) = A; \quad X(\pi/4) = A \cos(\pi/2) + B \sin(\pi/2) = B.$

Si el proceso  $X(t)$  es estacionario en sentido estricto las distribuciones de primer orden serían iguales, pero como  $X(0)$  y  $X\left(\frac{\pi}{4}\right)$  tienen diferente distribución, puesto que  $A$  y  $B$  tienen diferente distribución, el proceso  $X(t)$  no es E.S.E.

b)  $E[X(t)] = E[A \cos(2t) + B \sin(2t)] = E[A] \cdot \cos(2t) + E[B] \cdot \sin(2t) = 0 \cdot \cos(2t) + 0 \cdot \sin(2t) = 0.$

c)  $R_X(t, t + \tau) = E[X(t)X(t + \tau)] = E[(A \cos(2t) + B \sin(2t)) \cdot (A \cos(2(t + \tau)) + B \sin(2(t + \tau)))] =$   
 $= E[A^2 \cos(2t) \cos(2(t + \tau)) + AB(\sin(2t) \cos(2(t + \tau)) + \cos(2t) \sin(2(t + \tau))) +$   
 $+ B^2 \sin(2t) \sin(2(t + \tau))] =$   
 $= E[A^2] \cos(2t) \cos(2(t + \tau)) + E[AB](\sin(2t) \cos(2(t + \tau)) + \cos(2t) \sin(2(t + \tau))) +$   
 $+ E[B^2] \sin(2t) \sin(2(t + \tau)).$

Utilizando que las v.a.  $A$  y  $B$  son incorrelacionadas, de media 0 y varianza común  $\sigma^2$ , y la indicación obtenemos,

$$E[A^2] = E[B^2] = \text{Var}(A) = \sigma^2$$

$$E[AB] = \text{Cov}(A, B) + E[A] = E[B] = 0 \text{ y por tanto,}$$

$$R_X(t, t + \tau) = \sigma^2 \left( \frac{\cos(4t + 2\tau) + \cos(2\tau)}{2} \right) + 0 \cdot 0 \cdot (\sin(2t) \cos(2(t + \tau)) + \cos(2t) \sin(2(t + \tau))) +$$

$$+ \sigma^2 \left( \frac{\cos(2\tau) - \cos(4t + 2\tau)}{2} \right) = \sigma^2 \left( \frac{\cos(4t + 2\tau) + \cos(2\tau) + \cos(2\tau) - \cos(4t + 2\tau)}{2} \right) = \sigma^2 \cos(2\tau)$$

Puesto que  $E[X(t)]$  no depende de  $t$  y  $R_X(t, t + \tau)$  solo depende de  $\tau$  el proceso  $X(t)$  es E.S.A.