

**Grado en Estadística, curso 2017/18**  
**Cálculo de Probabilidades II**  
**Resolución del Examen Parcial del Tema 1**

**PARTE TEÓRICA**

1. *1 punto* Enunciar las caracterizaciones (con demostración) de vectores aleatorios.

$X = (X_1, \dots, X_n) : (\Omega, \mathcal{A}, P) \rightarrow (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$  es un vector aleatorio si y sólo si

$$X^{-1}((-\infty, x]) = \{\omega \in \Omega / X(\omega) \leq x\} = \{\omega \in \Omega / X_1(\omega) \leq x_1, \dots, X_n(\omega) \leq x_n\} \in \mathcal{A}, \forall x = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$$

$X = (X_1, \dots, X_n) : (\Omega, \mathcal{A}, P) \rightarrow (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n)$  es un vector aleatorio si y sólo si

$$\forall i = 1, \dots, n \quad X_i : (\Omega, \mathcal{A}, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}) \text{ es variable aleatoria}$$

Demostraciones:

$\Rightarrow$ ] Sea  $x_i \in \mathbb{R}$  :

$$X_i^{-1}((-\infty, x_i]) = \{\omega \in \Omega / X_i(\omega) \leq x_i, X_j(\omega) \in \mathbb{R} \forall j \neq i\} = X^{-1}(\mathbb{R} \times \dots \times \mathbb{R} \times (-\infty, x_i] \times \dots \times \mathbb{R}) \in \mathcal{A}$$

$\Leftarrow$ ] Sea  $x = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$  :

$$X^{-1}((-\infty, x]) = \{\omega \in \Omega / X_i(\omega) \leq x_i \forall i = 1, \dots, n\} = \cap_{i=1}^n X_i^{-1}((-\infty, x_i]) \in \mathcal{A}$$

2. *1 punto* Definir la función de distribución de un vector aleatorio y enunciar sus propiedades.

Dado  $X = (X_1, \dots, X_n) : (\Omega, \mathcal{A}, P) \rightarrow (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n, P_X)$ , se define la denominada función de distribución de  $X$  como la función

$$\begin{aligned} F_X : \mathbb{R}^n &\rightarrow [0, 1] \\ x &\mapsto F_X(x) = P_X((-\infty, x]) = P(X^{-1}((-\infty, x])) = P(X \leq x) \end{aligned}$$

Propiedades de  $F_X$

- Es monótona no decreciente en cada argumento
- Es continua a la derecha en cada argumento
- $\exists \lim_{x_1, \dots, x_n \rightarrow +\infty} F_X(x_1, \dots, x_n) = F_X(+\infty, \dots, +\infty) = 1$
- $\exists \lim_{x_i \rightarrow -\infty} F_X(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n) = F_X(x_1, \dots, x_{i-1}, -\infty, x_{i+1}, \dots, x_n) = 0$   
 $\forall x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n$
- Sean  $(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$  y  $(\epsilon_1, \dots, \epsilon_n) \in \mathbb{R}^{n+}$

$$\begin{aligned} &F_X(x_1 + \epsilon_1, \dots, x_n + \epsilon_n) - \sum_{i=1}^n F_X(x_1 + \epsilon_1, \dots, x_{i-1} + \epsilon_{i-1}, x_i, x_{i+1} + \epsilon_{i+1}, \dots, x_n + \epsilon_n) + \\ &+ \sum_{i,j=1, i < j}^n F_X(x_1 + \epsilon_1, \dots, x_{i-1} + \epsilon_{i-1}, x_i, x_{i+1} + \epsilon_{i+1}, \dots, x_{j-1} + \epsilon_{j-1}, x_j, x_{j+1} + \epsilon_{j+1}, \dots, x_n + \epsilon_n) + \\ &+ \dots + (-1)^n F_X(x_1, \dots, x_n) \geq 0 \end{aligned}$$

3. *0.5 puntos* Expresar las siguientes probabilidades en términos de funciones de distribución:

$$\begin{aligned} P(X \leq a, c \leq Y < c) &= F(a, c^-) - F(a, c^-) = 0 \\ P(a < X < b, c \leq Y \leq d) &= F(b^-, d) - F(b^-, c^-) - F(a, d) + F(a, c^-) \end{aligned}$$

4. 1 punto Enunciar la definición de independencia de variables aleatorias, así como sus caracterizaciones.

Sean  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias unidimensionales definidas sobre el mismo espacio de probabilidad y sea  $X = (X_1, \dots, X_n)$ . Decimos que las variables  $X_1, \dots, X_n$  son mutuamente independientes o, simplemente, independientes si

$$F_X(x_1, \dots, x_n) = F_{X_1}(x_1) \cdot \dots \cdot F_{X_n}(x_n), \quad \forall x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$$

Caracterizaciones:

- **Variables aleatorias discretas.** Sean  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias unidimensionales discretas definidas sobre el mismo espacio de probabilidad

$$X_1, \dots, X_n \text{ son independientes} \Leftrightarrow P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = P(X_1 = x_1) \cdot P(X_2 = x_2) \cdot \dots \cdot P(X_n = x_n), \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$$

- **Variables aleatorias continuas.** Sean  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias unidimensionales continuas definidas sobre el mismo espacio de probabilidad

$$X_1, \dots, X_n \text{ son independientes} \Leftrightarrow \begin{cases} X = (X_1, \dots, X_n) \text{ es un vector aleatorio continuo} \\ f_X(x_1, \dots, x_n) = f_{X_1}(x_1) \cdot f_{X_2}(x_2) \cdot \dots \cdot f_{X_n}(x_n), \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n \end{cases}$$

- **Por conjuntos de Borel.** Sean  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias unidimensionales definidas sobre el mismo espacio de probabilidad

$$X_1, \dots, X_n \text{ son independientes} \Leftrightarrow P(X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n) = P(X_1 \in B_1) \cdot P(X_2 \in B_2) \cdot \dots \cdot P(X_n \in B_n), \quad \forall B_1, \dots, B_n \in \mathcal{B}$$

- **Por factorización.** Sean  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias unidimensionales discretas definidas sobre el mismo espacio de probabilidad

$$X_1, \dots, X_n \text{ son independientes} \Leftrightarrow P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = h_1(x_1) \cdot h_2(x_2) \cdot \dots \cdot h_n(x_n), \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$$

Sean  $X_1, \dots, X_n$  variables aleatorias unidimensionales continuas definidas sobre el mismo espacio de probabilidad

$$X_1, \dots, X_n \text{ son independientes} \Leftrightarrow \begin{cases} X = (X_1, \dots, X_n) \text{ es un vector aleatorio continuo} \\ f_X(x_1, \dots, x_n) = h_1(x_1) \cdot h_2(x_2) \cdot \dots \cdot h_n(x_n), \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n \end{cases}$$

## PARTE PRÁCTICA

1. Se considera el experimento aleatorio de un jugador de baloncesto que lanza 3 veces a una canasta, con la misma probabilidad de fallar que de acertar, observándose el resultado del lanzamiento. Sobre el experimento se miden dos variables aleatorias:

- $X_1$ : número de aciertos en los 3 lanzamientos
- $X_2$ : diferencia en valor absoluto entre el número de aciertos y el de fallos

La función masa probabilidad del vector se define como se observa en la tabla de la derecha.

$X_1/X_2$	1	3
0	0	1/8
1	3/8	0
2	3/8	0
3	0	1/8

- (a) *0.75 puntos* Describir el vector aleatorio  $X = (X_1, X_2)$  especificando los elementos del espacio probabilístico  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$

Considérese que la A representa un acierto y la F un fallo. El experimento aleatorio de los tres lanzamientos a canasta especificado en el ejercicio se puede expresar en forma de espacio probabilístico  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ , donde

- $\Omega = \{FFF, FFA, FAF, AFF, AFA, AAF, FAA, AAA\}$
- $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$  (colección de todos los subconjuntos que pueden formarse de  $\Omega$ )
- $P(\omega) = 1/8, \forall \omega \in \Omega$ .

Así las cosas, el vector aleatorio  $X = (X_1, X_2)$  se puede describir como

$$X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$$

$$X_1(\omega) = \begin{cases} 0 & \omega \in \{FFF\} \\ 1 & \omega \in \{FFA, FAF, AFF\} \\ 2 & \omega \in \{AFA, AAF, FAA\} \\ 3 & \omega \in \{AAA\} \end{cases}, X_2(\omega) = \begin{cases} 1 & \omega \in \{FFF, AAA\} \\ 3 & \omega \in \{FFA, FAF, AFF, AFA, AAF, FAA\} \end{cases}$$

- (b) *0.75 puntos* Sea  $F_X(x_1, x_2)$  la función de distribución en un punto  $(x_1, x_2)$ , obtener  $F_X(0.5, 1.5)$  y  $F_X(1.5, 2)$ . Describir el conjunto de puntos de  $(X_1, X_2)$  en el que  $F_X(x_1, x_2) = 0$ , así como aquel en el que  $F_X(x_1, x_2) = 7/8$ .

$$F_X(0.5, 1.5) = P(X_1 \leq 0.5, X_2 \leq 1.5) = P(X_1 = 0, X_2 = 1) = 0$$

$$F_X(1.5, 2) = P(X_1 \leq 1.5, X_2 \leq 2) = P(X_1 = 0, X_2 = 1) + P(X_1 = 1, X_2 = 1) = 0 + 3/8 = 3/8$$

$$F_X(x_1, x_2) = 0, \quad x_1 < 0 \text{ ó } x_2 < 1 \text{ ó } 0 \leq x_1 < 1, 1 \leq x_2 < 3$$

$$F_X(x_1, x_2) = 7/8, \quad 2 \leq x_1 < 3, x_1 \geq 3$$

- (c) *0.5 puntos* Tras una realización del experimento, se comprueba que la diferencia (en valor absoluto) entre el número de aciertos y fallos es de 1. Obtener la función masa de probabilidad del número de aciertos condicionada a este resultado.

Si la diferencia entre número de aciertos y fallos es de 1, se sabe entonces que  $X_2 = 1$ . Por tanto, hay que hallar la función masa de probabilidad de  $X_1$  condicionada a  $X_2 = 1$ , esto es,  $P(X_1 = x_1 | X_2 = 1)$ . Esta función se describe como sigue:

$$P(X_1 = 0 | X_2 = 1) = \frac{P(X_1 = 0, X_2 = 1)}{P(X_2 = 1)}$$

$$P(X_1 = 1 | X_2 = 1) = \frac{P(X_1 = 1, X_2 = 1)}{P(X_2 = 1)}$$

$$P(X_1 = 2 | X_2 = 1) = \frac{P(X_1 = 2, X_2 = 1)}{P(X_2 = 1)}$$

$$P(X_1 = 3 | X_2 = 1) = \frac{P(X_1 = 3, X_2 = 1)}{P(X_2 = 1)}$$

Teniendo en cuenta que

$$P(X_2 = 1) = P(X_1 = 0, X_2 = 1) + P(X_1 = 1, X_2 = 1) + P(X_1 = 2, X_2 = 1) + P(X_1 = 3, X_2 = 1) = 0 + \frac{3}{8} + \frac{3}{8} + 0 = \frac{6}{8}$$

La función masa de probabilidad resulta

$$P(X_1 = 0|X_2 = 1) = \frac{P(X_1 = 0, X_2 = 1)}{P(X_2 = 1)} = \frac{0}{6/8} = 0$$

$$P(X_1 = 1|X_2 = 1) = \frac{P(X_1 = 1, X_2 = 1)}{P(X_2 = 1)} = \frac{3/8}{6/8} = 1/2$$

$$P(X_1 = 2|X_2 = 1) = \frac{P(X_1 = 2, X_2 = 1)}{P(X_2 = 1)} = \frac{3/8}{6/8} = 1/2$$

$$P(X_1 = 3|X_2 = 1) = \frac{P(X_1 = 3, X_2 = 1)}{P(X_2 = 1)} = \frac{0}{6/8} = 0$$

(d) 0.5 puntos Calcular  $P(X_1 + X_2 \leq 3)$ .

En este ejercicio, bastaba con calcular con qué probabilidad se daban los puntos  $(x_1, x_2)$  cuya suma fuese igual o menor a 3. Dado que  $E_X = \{(0, 1), (1, 1), (2, 1), (3, 1), (0, 3), (1, 3), (2, 3), (3, 3)\}$ , estos puntos son  $\{(0, 1), (1, 1), (2, 1), (0, 3)\}$ . La probabilidad de que se dé alguno de esos valores es la probabilidad buscada:

$$P(X_1 + X_2 \leq 3) = P(X_1 = 0, X_2 = 1) + P(X_1 = 1, X_2 = 1) + P(X_1 = 2, X_2 = 1) + P(X_1 = 0, X_2 = 3) = 0 + \frac{3}{8} + \frac{3}{8} + \frac{1}{8} = \frac{7}{8}$$

2. Sea  $(X, Y)$  un vector aleatorio continuo con la siguiente función de densidad conjunta:

$$f(x, y) = k, (x, y) \in \Delta$$

donde  $\Delta$  es el rombo de vértices  $(1, 0)$ ,  $(0, 1)$ ,  $(-1, 0)$ ,  $(0, -1)$ .

- 0.8 puntos Hallar (integrando) el valor de  $k$  para que  $f(x, y)$  sea una función de densidad bien definida.
- 0.8 puntos Calcular (integrando)  $P(|X| < Y)$ .
- 0.8 puntos Sea  $F(x_0, y_0)$  la función de distribución del vector en un punto  $(x_0, y_0)$ , hallar la expresión (sin necesidad de resolver las integrales) de  $F(x_0, y_0)$  en las regiones:
  - $x_0 \geq 1, 0 \leq y_0 < 1$
  - $0 < x_0 < 1, 1 - x_0 < y_0 < 1$ .

Describir el conjunto de puntos en el que  $F(x_0, y_0) = 0$ .

- 0.8 puntos Hallar las distribuciones marginales de  $X$  e  $Y$ .
- 0.8 puntos Hallar la distribución de  $X$  condicionada a un valor  $y_0$  de  $Y$ .

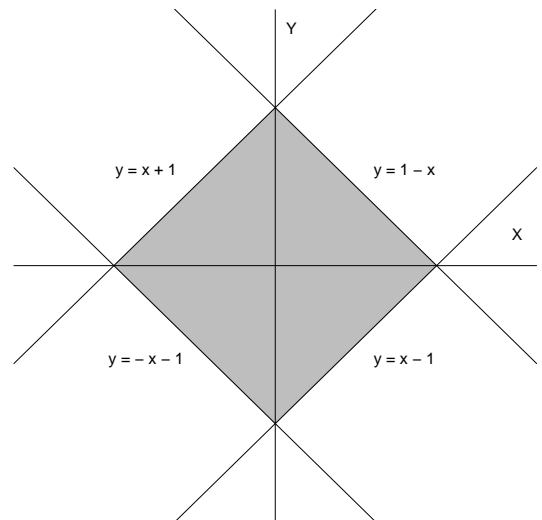
- Para resolver este apartado, se ha de tener en cuenta una de las propiedades de los vectores aleatorios continuos, en concreto  $\int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n = 1$ . Por tanto, hay que hacer la integral de todo el conjunto, para lo cual hay varias formas que dan lugar a resultados correctos; se desarrolla aquí la más completa de todas, que conlleva dividir la figura en dos partes: el triángulo de la izquierda y el de la derecha, para posteriormente sumar el resultado de ambas integrales:

$$\int_{-1}^0 \int_{-1-x}^{x+1} k dy dx + \int_0^1 \int_{x-1}^{1-x} k dy dx = \int_{-1}^0 k[2x+2]dx + \int_0^1 k[2-2x]dx = k[x^2 + 2x]_{-1}^0 + k[2x - x^2]_0^1 = 2k = 1 \Rightarrow k = \frac{1}{2}$$

También podría llegarse a la solución utilizando las propiedades de simetría de la función de densidad del ejercicio. Por ejemplo:

- El área de uno de los dos triángulos anteriores multiplicada por 2 ha de ser igual a la unidad

$$2 \cdot \int_{-1}^0 \int_{-1-x}^{x+1} k dy dx = 1, \text{ o bien } 2 \cdot \int_0^1 \int_{x-1}^{1-x} k dy dx = 1$$



- El área de alguno de los cuatro triángulos de la figura (por ejemplo, el del primer cuadrante) multiplicada por 4 ha de ser igual a la unidad

$$4 \cdot \int_0^1 \int_0^{1-x} k \, dy \, dx = 1$$

- (b) Para calcular la probabilidad de este apartado, hay que desarrollar el valor absoluto de la inequación, y posteriormente calcular el área del recinto que existe entre las rectas  $y = x$ ,  $y = -x$ ,  $y = x + 1$  e  $y = 1 - x$ . Es decir, se trataría de calcular el área del cuadrado de vértices  $(0,0)$ ,  $(-1/2, 1/2)$ ,  $(0,1)$  y  $(1/2, 1/2)$ .

$$\begin{aligned} P(|X| < Y) &= P(-Y < X < Y) = \int_{-\frac{1}{2}}^0 \int_{-x}^{x+1} \frac{1}{2} \, dy \, dx + \int_0^{\frac{1}{2}} \int_x^{1-x} \frac{1}{2} \, dy \, dx = \frac{1}{2} \int_{-\frac{1}{2}}^0 2x + 1 \, dx + \frac{1}{2} \int_0^{\frac{1}{2}} 1 - 2x \, dx = \\ &= \frac{1}{2} [x^2 + x]_{-\frac{1}{2}}^0 + \frac{1}{2} [x - x^2]_0^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{4} \end{aligned}$$

En este apartado también se pueden aplicar las propiedades de simetría vistas en el apartado anterior para llegar a la solución.

- (c) La función de distribución en la región  $\{x_0 \geq 1, 0 \leq y_0 < 1\}$  se calcularía como sigue:

$$F(x_0, y_0) = \int_{-1}^0 \int_{-1-y}^{y+1} \frac{1}{2} \, dx \, dy + \int_0^{y_0} \int_{y-1}^{1-y} \frac{1}{2} \, dx \, dy$$

La función de distribución en la región  $\{0 < x_0 < 1, 1 - x_0 \leq y_0 < 1\}$  se calcularía como sigue:

$$F(x_0, y_0) = \int_{-1}^{y_0-1} \int_{-x-1}^{x+1} \frac{1}{2} \, dy \, dx + \int_{y_0-1}^0 \int_{-x-1}^{y_0} \frac{1}{2} \, dy \, dx + \int_0^{1-y_0} \int_{x-1}^{y_0} \frac{1}{2} \, dy \, dx + \int_{1-y_0}^{x_0} \int_{x-1}^{1-x} \frac{1}{2} \, dy \, dx$$

Cabe destacar que la solución de este apartado no es única. El cálculo de  $F(x_0, y_0)$  para un punto en los recintos mencionados se puede realizar haciendo tantas divisiones como sea conveniente, siempre y cuando éstas tengan sentido práctico y su cálculo quede bien reflejado en los límites de las integrales.

La región en la que  $F(x_0, y_0) = 0$  sí es única, y esa región es aquella en la que se cumple que  $x_0 < -1$  ó  $y_0 < -1$  ó  $\{-1 \leq x_0 < 0, y_0 < -1 - x_0\}$ . Este último recinto también puede expresarse como  $\{x_0 < -1 - y_0, -1 \leq y_0 < 0\}$

- (d) La función de densidad marginal de  $X$  tendría dos trozos, cuyo cálculo sería el siguiente

$$f_1(x) = \begin{cases} \int_{-1-x}^{x+1} \frac{1}{2} dy = x + 1 & -1 < x < 0 \\ \int_{x-1}^{1-x} \frac{1}{2} dy = 1 - x & 0 < x < 1 \end{cases}$$

La función de densidad marginal de  $Y$  también tendría dos trozos, cuyo cálculo sería el siguiente

$$f_1(y) = \begin{cases} \int_{-1-y}^{y+1} \frac{1}{2} dy = y + 1 & -1 < y < 0 \\ \int_{y-1}^{1-y} \frac{1}{2} dy = 1 - y & 0 < y < 1 \end{cases}$$

- (e) La función de densidad de  $X$  condicionada a que  $Y$  tome un valor  $y_0$  se calcularía como sigue:

$$f_{X|Y=y_0}(x|y) = \frac{f(x, y_0)}{f_Y(y_0)} = \begin{cases} \frac{1/2}{y_0 + 1} = \frac{1}{2y_0 + 2} & -1 - y_0 < x < y_0 + 1, -1 < y_0 < 0 \\ \frac{1/2}{1 - y_0} = \frac{1}{2 - 2y_0} & y_0 - 1 < x < 1 - y_0, 0 < y_0 < 1 \end{cases}$$