

# EJERCICIOS RESUELTOS ADICIONALES

## PROBLEMA 1.

Sean X e Y variables aleatorias tales que

$$f_Y(y/x) = \begin{cases} c \cdot \frac{y}{x^2} & 0 < y < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} ; f_X(x) = \begin{cases} kx^4 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

a. ¿Las variables X e Y son independientes?. Justifique su respuesta

b. Calcule  $P\left\{\left(\frac{3}{4} < X < 1\right) / Y = \frac{1}{2}\right\}$

## SOLUCIÓN.

a. ¿Las variables X e Y son independientes?. Justifique su respuesta

### SOLUCIÓN.

Cálculo de c y k:

$$\int_0^x c \cdot \frac{y}{x^2} dy = c \cdot \frac{y^2}{2x^2} \Big|_0^x = \frac{c}{2} = 1 \Rightarrow c = 2 ; \int_0^1 k \cdot x^4 dx = k \cdot \frac{x^5}{5} \Big|_0^1 = \frac{k}{5} = 1 \Rightarrow k = 5$$

Por lo tanto

$$f_Y(y/x) = \begin{cases} \frac{2y}{x^2} & 0 < y < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} ; f_X(x) = \begin{cases} 5x^4 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

Construcción de la función de densidad conjunta de X e Y:

$$f_{XY}(x, y) = f_Y(y/x) \cdot f_X(x) = \begin{cases} \frac{2y}{x^2} \cdot 5x^4 & 0 < y < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} 10x^2y & 0 < y < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

Construcción de la función de densidad marginal de Y:

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_y^1 10x^2y dx = \frac{10x^3y}{3} \Big|_y^1 & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} \frac{10y(1-y^3)}{3} & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

Conclusión del estudio de la independencia de X e Y:

Contraejemplo:  $f_{XY}\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right) = \frac{5}{4}$ ,  $f_X\left(\frac{1}{2}\right) \times f_Y\left(\frac{1}{2}\right) = \frac{5}{16} \times \frac{35}{24} = \frac{175}{384} \Rightarrow f_{XY}\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right) \neq f_X\left(\frac{1}{2}\right) \times f_Y\left(\frac{1}{2}\right)$

Por lo tanto, se concluye que X e Y no son independientes.

b. Calcule  $P\left\{\left(\frac{3}{4} < X < 1\right) / Y = \frac{1}{2}\right\}$

### SOLUCIÓN.

$$\begin{aligned} P\left\{\left(\frac{3}{4} < X < 1\right) / Y = \frac{1}{2}\right\} &= \int_{\frac{3}{4}}^1 f_X(x / Y = \frac{1}{2}) dx = \int_{\frac{3}{4}}^1 \frac{f_{XY}(x, \frac{1}{2})}{f_Y(\frac{1}{2})} dx = \frac{10 \cdot \frac{1}{2}}{\frac{10 \cdot \frac{1}{2} (1 - \frac{1}{8})}{3}} \int_{\frac{3}{4}}^1 x^2 dx \\ &= \frac{24}{7} \int_{\frac{3}{4}}^1 x^2 dx = \frac{24}{7} \cdot \frac{x^3}{3} \Big|_{\frac{3}{4}}^1 = \frac{8}{7} \cdot \left[1 - \left(\frac{3}{4}\right)^3\right] = \frac{8}{7} \cdot \frac{37}{64} = \frac{37}{56} \end{aligned}$$

**PROBLEMA 2.**

Considere dos variables aleatorias cuya función de densidad conjunta viene dada por

$$f_{XY}(x, y) = \begin{cases} 3y & (x, y) \in D_{XY} \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases},$$

donde  $D_{XY} = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 : y \geq 0, y + x \leq 1, y - x \leq 1\}$ .

- ¿Las variables X e Y están correlacionadas? Justifique su respuesta
- Obtenga  $f_X(x / Y = \frac{1}{2})$  y  $f_Y(y / X = \frac{1}{2})$
- Determine  $V(Y / X = x)$

**SOLUCIÓN.**

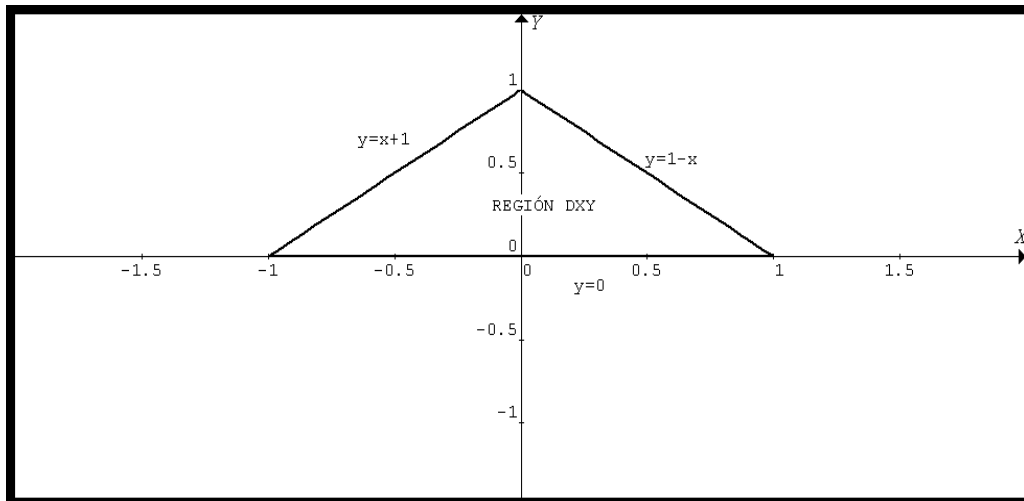
- ¿Las variables X e Y están correlacionadas? Justifique su respuesta

**SOLUCIÓN.**

Gráfico de la región  $D_{XY}$  (ver figura 10):

Cálculo de la correlación o valor esperado conjunto de X e Y:

$$E(XY) = \int_0^1 \int_{y-1}^{1-y} xy \cdot 3y dx dy = \int_0^1 \frac{3y^2 x^2}{2} \Big|_{y-1}^{1-y} dy = \int_0^1 \frac{3y^2((1-y)^2 - (y-1)^2)}{2} dy = 0$$



**Figura 10. Región de interés**

Construcción de la función de densidad marginal de la variable X:

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_0^{x+1} 3y dy & -1 < x < 0 \\ \int_0^{1-x} 3y dy & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} \Rightarrow f_X(x) = \begin{cases} \frac{3}{2}(x+1)^2 & -1 < x < 0 \\ \frac{3}{2}(1-x)^2 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

Cálculo de las esperanzas marginales:

$$E(X) = \int_{-1}^0 \frac{3}{2} x(x+1)^2 dx + \int_0^1 \frac{3}{2} x(1-x)^2 dx = 0$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_{y-1}^{1-y} 3y dx & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} 6y(1-y) & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}; \quad E[Y] = \int_0^1 6y^2(1-y) dy = \frac{1}{2}$$

Conclusión del estudio de la correlación de X e Y:

Se verifica que  $E(XY) = E(X) \cdot E(Y) = 0$ , lo que implica que X e Y son variables aleatorias no correlacionadas, más aún X e Y son ortogonales.

b. Obtenga  $f_X(x / Y = \frac{1}{2})$  y  $f_Y(y / X = \frac{1}{2})$

**SOLUCIÓN.**

$$f_Y(y / x) = \begin{cases} \frac{3y}{\frac{3}{2}(1+x)^2} & 0 < y < x+1, -1 < x < 0 \\ \frac{3y}{\frac{3}{2}(1-x)^2} & 0 < y < 1-x, 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} \frac{2y}{(1+x)^2} & 0 < y < x+1, -1 < x < 0 \\ \frac{2y}{(1-x)^2} & 0 < y < 1-x, 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

$$f_X(x / y) = \begin{cases} \frac{3y}{6y(1-y)} & (x, y) \in D_{XY} \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2(1-y)} & (x, y) \in D_{XY} \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

Por lo tanto

$$f_X(x / Y = \frac{1}{2}) = \begin{cases} 1 & -\frac{1}{2} < x < \frac{1}{2} \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}; \quad f_Y(y / X = \frac{1}{2}) = \begin{cases} 8y & 0 < y < \frac{1}{2} \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

c. Determine  $V(Y / X = x)$

**SOLUCIÓN.**

Se tiene que  $V(Y / X) = E(Y^2 / X) - [E(Y / X)]^2$ . En tal sentido

$$E(Y / X) = \begin{cases} \int_0^{1+x} y \cdot f_Y(y / x) dy = \frac{1}{f_X(x)} \int_0^{1+x} y \cdot f_{XY}(x, y) dy & -1 < x < 0 \\ \int_0^{1-x} y \cdot f_Y(y / x) dy = \frac{1}{f_X(x)} \int_0^{1-x} y \cdot f_{XY}(x, y) dy & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

$$E(Y / X) = \begin{cases} \frac{1}{\frac{3}{2}(x+1)^2} \int_0^{1+x} 3y^2 dy & -1 < x < 0 \\ \frac{1}{\frac{3}{2}(x+1)^2} \int_0^{1-x} 3y^2 dy & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} \Rightarrow E(Y / X) = \begin{cases} \frac{2}{3}(1+x) & -1 < x < 0 \\ \frac{2}{3}(1-x) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

$$E(Y^2 / X) = \begin{cases} \int_0^{1+x} y^2 \cdot f_Y(y / x) dy = \frac{1}{f_X(x)} \int_0^{1+x} y^2 \cdot f_{XY}(x, y) dy & -1 < x < 0 \\ \int_0^{1-x} y^2 \cdot f_Y(y / x) dy = \frac{1}{f_X(x)} \int_0^{1-x} y^2 \cdot f_{XY}(x, y) dy & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

$$E(Y^2 / X) = \begin{cases} \frac{1}{\frac{3}{2}(x+1)^2} \int_0^{1+x} 3y^3 dy & -1 < x < 0 \\ \frac{1}{\frac{3}{2}(x+1)^2} \int_0^{1-x} 3y^3 dy & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} \Rightarrow E(Y^2 / X) = \begin{cases} \frac{1}{2}(1+x)^2 & -1 < x < 0 \\ \frac{1}{2}(1-x)^2 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

Por lo tanto

$$V(Y / X) = \begin{cases} \frac{1}{2}(1+x)^2 - \frac{4}{9}(1+x)^2 & -1 < x < 0 \\ \frac{1}{2}(1-x)^2 - \frac{4}{9}(1-x)^2 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{18}(1+x)^2 & -1 < x < 0 \\ \frac{1}{18}(1-x)^2 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

### PROBLEMA 3.

Considere dos variables aleatorias X e Y, tal que X es una variable aleatoria continua e Y es una variable aleatoria discreta, cuya función de densidad conjunta viene dada por la expresión

$$f_{XY}(x, y) = \begin{cases} \frac{x^y}{y!} e^{-2x} & x > 0, y = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

- Calcule las funciones de densidad marginales
- Calcule las funciones de distribución marginales
- ¿Qué se puede decir acerca de la correlación de X e Y?

### SOLUCIÓN.

- Calcule las funciones de densidad marginales

#### SOLUCIÓN.

$$f_X(x) = \begin{cases} \sum_{y=0}^{\infty} \frac{x^y}{y!} e^{-2x} & x > 0 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} e^{-2x} \sum_{y=0}^{\infty} \frac{x^y}{y!} & x > 0 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} \\ = \begin{cases} e^{-2x} \cdot e^x & x > 0 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} e^{-x} & x > 0 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = e^{-x} u(x) \\ f_Y(y) = \begin{cases} \int_0^{\infty} \frac{x^y}{y!} e^{-2x} dx & y = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2^{y+1}} & y = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \sum_{i=0}^{\infty} \left[ \left( \frac{1}{2} \right)^{i+1} \delta(y - i) \right]$$

- Calcule las funciones de distribución marginales

#### SOLUCIÓN.

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ \int_0^x e^{-t} dt & x > 0 \end{cases} = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ 1 - e^{-x} & x > 0 \end{cases} = (1 - e^{-x}) u(x) \\ F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y < 0 \\ \sum_{i=0}^{[y]} \left( \frac{1}{2} \right)^{i+1} & y \geq 0 \end{cases} = \begin{cases} 0 & y < 0 \\ 1 - \left( \frac{1}{2} \right)^{[y]} & y \geq 0 \end{cases}$$

- ¿Qué se puede decir acerca de la correlación de X e Y?

#### SOLUCIÓN.

$$E(XY) = \int_0^{\infty} \left[ \sum_{y=0}^{\infty} \frac{xy \cdot x^y}{y!} e^{-2x} \right] dx = \int_0^{\infty} x^2 e^{-2x} \left[ \sum_{y=1}^{\infty} \frac{x^{y-1}}{(y-1)!} \right] dx$$

$$= \int_0^{\infty} x^2 e^{-2x} \left[ \sum_{y=0}^{\infty} \frac{x^y}{y!} \right] dx = \int_0^{\infty} x^2 e^{-2x} \cdot e^x dx = \int_0^{\infty} x^2 e^{-x} dx = 2$$

$$E(X) = \int_0^{\infty} x e^{-x} dx = 1, \quad E(Y) = \sum_{y=0}^{\infty} y \left(\frac{1}{2}\right)^{y+1} = \frac{1}{2} \sum_{y=0}^{\infty} y \left(\frac{1}{2}\right)^y = \frac{1}{2} \cdot \frac{\frac{1}{2}}{\left(1 - \frac{1}{2}\right)^2} = \frac{1}{2} \cdot \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{4}} = \frac{1}{2} \cdot 2 = 1$$

$E(XY) \neq E(X) \cdot E(Y)$ . Por lo tanto, X e Y están correlacionadas

#### PROBLEMA 4.

Sean X e Y variables aleatorias discretas con función de densidad conjunta

$$f_{XY}(x, y) = \begin{cases} \frac{2x+y}{18} & \text{si } (x, y) \in \{(1, 1); (2, 1); (1, 2); (2, 2)\} \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

- Calcule las funciones de densidad marginales
- Construya la función de distribución conjunta
- Construya las funciones de distribución marginales
- Halle la media y la varianza condicionales de X dado que  $Y = y$  si  $y = 1$  ó  $y = 2$

#### SOLUCIÓN.

- Calcule las funciones de densidad marginales

#### SOLUCIÓN.

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{2x+1}{18} + \frac{2x+2}{18} & x = 1, 2 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} \frac{4x+3}{18} & x = 1, 2 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \frac{7}{18} \delta(x-1) + \frac{11}{18} \delta(x-2)$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2+y}{18} + \frac{4+y}{18} & y = 1, 2 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \begin{cases} \frac{6+2y}{18} & y = 1, 2 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} = \frac{8}{18} \delta(y-1) + \frac{10}{18} \delta(y-2)$$

- Construya la función de distribución conjunta

#### SOLUCIÓN.

$$F_{XY}(x, y) = \frac{3}{18} EUB(x-1, y-1) + \frac{5}{18} EUB(x-2, y-1) + \frac{4}{18} EUB(x-1, y-2) + \frac{6}{18} EUB(x-2, y-2)$$

- Construya las funciones de distribución marginales

#### SOLUCIÓN.

$$F_X(x) = \frac{7}{18} u(x-1) + \frac{11}{18} u(x-2); \quad F_Y(y) = \frac{8}{18} u(y-1) + \frac{10}{18} u(y-2)$$

- Halle la media y la varianza condicionales de X dado que  $Y = y$  si  $y = 1$  ó  $y = 2$

#### SOLUCIÓN.

Sea el evento  $A = \{y : y = 1 \text{ ó } y = 2\}$ . Se puede inferir que  $P\{A\} = 1$ . Por lo tanto

$$E(X/A) = 1 \cdot P\{(X=1)/A\} + 2 \cdot P\{(X=2)/A\} = 1 \cdot P\{X=1\} + 2 \cdot P\{X=2\}$$

$$= 1 \cdot \left(\frac{3}{18} + \frac{4}{18}\right) + 2 \cdot \left(\frac{5}{18} + \frac{6}{18}\right) = \frac{7}{18} + \frac{22}{18} = \frac{29}{18}$$

$$E(X^2/A) = 1 \cdot P\{(X=1)/A\} + 4 \cdot P\{(X=2)/A\} = 1 \cdot P\{X=1\} + 4 \cdot P\{X=2\}$$

$$= 1 \cdot \left(\frac{3}{18} + \frac{4}{18}\right) + 4 \cdot \left(\frac{5}{18} + \frac{6}{18}\right) = \frac{7}{18} + \frac{44}{18} = \frac{51}{18}$$

$$V(X / A) = E(X^2 / A) - [E(X / A)]^2 = \frac{51}{18} - \left(\frac{29}{18}\right)^2 = \frac{51 \times 18 - 29 \times 29}{(18)^2} = \frac{918 - 841}{324} = \frac{77}{324}$$

### PROBLEMA 5.

Suponga que en dos lugares de una habitación se mide la intensidad del ruido. Sean X e Y variables aleatorias que representan la intensidad del ruido en los dos puntos. Suponga que la función de densidad conjunta de las intensidades es continua y viene dada por

$$f_{XY}(x, y) = \begin{cases} xye^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)} & \text{si } x > 0, y > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

- Calcule las densidades marginales de X e Y
- $P\{X \leq 1, Y \leq 1\}$
- ¿Son independientes X e Y? ¿Son correlacionadas X e Y?

### SOLUCIÓN.

- Calcule las densidades marginales de X e Y

#### SOLUCIÓN.

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_0^\infty xye^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)} dy & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} xe^{-\frac{x^2}{2}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} = \left(xe^{-\frac{x^2}{2}}\right)u(x)$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_0^\infty xye^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)} dx & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} ye^{-\frac{y^2}{2}} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases} = \left(ye^{-\frac{y^2}{2}}\right)u(y)$$

- $P\{X \leq 1, Y \leq 1\}$

#### SOLUCIÓN.

$$P\{X \leq 1, Y \leq 1\} = \int_0^1 \int_0^1 xye^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)} dy dx = (1 - e^{-1/2})^2 \approx 0.1548$$

- ¿Son independientes X e Y? ¿Son correlacionadas X e Y?

#### SOLUCIÓN.

$f_{XY}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$ , por lo tanto X e Y son independientes. En consecuencia, X e Y no están correlacionadas

### PROBLEMA 6.

Sean X e Y variables aleatorias con función de densidad conjunta

$$f_{XY}(x, y) = \begin{cases} 2 & 0 < x < y, y < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

- Construya la función de distribución acumulativa de probabilidades conjunta
- ¿Qué se puede decir acerca de la independencia de X e Y?
- Construya las funciones de distribución marginales
- Obtenga  $F_{XY}(x, y / TC(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}))$  y  $f_{XY}(x, y / TC(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}))$

### SOLUCIÓN.

- Construya la función de distribución acumulativa de probabilidades conjunta

#### SOLUCIÓN.

$$F_{XY}(x, y) = \begin{cases} 0 & x < 0 \vee y < 0 \\ \int_0^x \int_{x'}^y 2dy' dx' & 0 < x < y, y < 1 \\ \int_0^x \int_{x'}^1 2dy' dx' & 0 < x \leq 1, y \geq 1 \\ \int_0^y \int_{x'}^y 2dy' dx' & 0 < y < x, y < 1 \\ 1 & x \geq 1, y \geq 1 \end{cases} = \begin{cases} 0 & x < 0 \vee y < 0 \\ x(2y - x) & 0 < x < y, y < 1 \\ x(2 - x) & 0 < x \leq 1, y \geq 1 \\ y^2 & 0 < y < x, y < 1 \\ 1 & x \geq 1, y \geq 1 \end{cases}$$

b. ¿Qué se puede decir acerca de la independencia de X e Y?

**SOLUCIÓN.**

Cálculo de las funciones de densidad marginales

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_x^1 2dy & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} \Rightarrow f_X(x) = \begin{cases} 2(1-x) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_0^y 2dx & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases} \Rightarrow f_Y(y) = \begin{cases} 2y & 0 < y < 1 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

$f_{XY}(x) = 2 \neq 2(1-x) \cdot 2y = f_X(x) \cdot f_Y(y)$ . Por lo tanto, X e Y no son independientes

c. Construya las funciones de distribución marginales

**SOLUCIÓN.**

Primera forma:

$$F_X(x) = \begin{cases} \int_{-\infty}^x 0dt & x \leq 0 \\ 0 + \int_0^x 2(1-t)dt & 0 < x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases} \Rightarrow F_X(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ 2x - x^2 & 0 < x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} \int_{-\infty}^0 0dy & y \leq 0 \\ 0 + \int_0^y 2ydy & 0 < y < 1 \\ 1 & y \geq 1 \end{cases} \Rightarrow F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y \leq 0 \\ y^2 & 0 < y < 1 \\ 1 & y \geq 1 \end{cases}$$

Segunda forma:

$$F_X(x) = F_{XY}(x, +\infty) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ x(2-x) & 0 \leq x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases}, \quad F_Y(y) = F_{XY}(+\infty, y) = \begin{cases} 0 & y < 0 \\ y^2 & 0 \leq y < 1 \\ 1 & y \geq 1 \end{cases}$$

d. Obtenga  $F_{XY}(x, y / TC(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}))$

**SOLUCIÓN.**

$$F_{XY}(x, y / TC(0.5, 0.5)) = \begin{cases} \frac{F_{xy}(x, y)}{F_{xy}(0.5, 0.5)} & x \leq 0.5, y \leq 0.5 \\ \frac{F_{xy}(x, 0.5)}{F_{xy}(0.5, 0.5)} & x \leq 0.5, y \geq 0.5 \\ \frac{F_{xy}(0.5, y)}{F_{xy}(0.5, 0.5)} & x \geq 0.5, y \leq 0.5 \\ 1 & x \geq 0.5, y \geq 0.5 \end{cases} = \begin{cases} 4F_{xy}(x, y) & x \leq 0.5, y \leq 0.5 \\ 4F_{xy}(x, 0.5) & x \leq 0.5, y \geq 0.5 \\ 4F_{xy}(0.5, y) & x \geq 0.5, y \leq 0.5 \\ 1 & x \geq 0.5, y \geq 0.5 \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 0 & x < 0 \text{ ó } y < 0 \\ 4y^2 & 0 < y < x, y < 0.5 \\ 4x(2y - x) & 0 < x < y, y < 0.5 \\ 4x(1 - x) & 0 < x < 0.5, y > 0.5 \\ 1 & x \geq 0.5, y \geq 0.5 \end{cases}$$

En tal sentido

$$F_{XY}(x, y / TC(0.5, 0.5)) = \begin{cases} 0 & x < 0 \text{ ó } y < 0 \\ 4y^2 & 0 < y < x, y < 0.5 \\ 4x(2y - x) & 0 < x < y, y < 0.5 \\ 4x(1 - x) & 0 < x < 0.5, y > 0.5 \\ 1 & x \geq 0.5, y \geq 0.5 \end{cases} \Rightarrow f_{XY}(x, y / TC(0.5, 0.5)) = \begin{cases} 8 & 0 < x < y, y < 0.5 \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

### PROBLEMA 7.

Sean  $X$  e  $Y$  variables aleatorias tales que  $X$  toma los valores  $-1, 0$  y  $1$ , cada uno con probabilidad  $1/3$  e  $Y = X^2$ .

- Encuentre la función de distribución y la función de densidad de  $Y$
- Demuestre de tres formas distintas que  $X$  e  $Y$  no son independientes
- ¿Serán  $X$  e  $Y$  variables aleatorias correlacionadas?

### SOLUCIÓN.

- Encuentre la función de distribución y la función de densidad de  $Y$

#### SOLUCIÓN.

Función de densidad de la variable aleatoria  $Y$ :

$$f_Y(y) = \frac{1}{3} \delta(y) + \frac{2}{3} \delta(y - 1)$$

Función de densidad de la variable aleatoria  $Y$ :

$$F_Y(y) = \frac{1}{3} u(y) + \frac{2}{3} u(y - 1)$$

- Demuestre de tres formas distintas que  $X$  e  $Y$  no son independientes

#### SOLUCIÓN.

##### Primera forma:

Existe  $H(X)$  tal que  $Y = H(X)$ . Para este caso se tiene  $H(X) = X^2$

##### Segunda forma:

Construcción de la función de densidad de probabilidades conjunta  $f_{XY}(x, y)$ :

Se tiene que  $X$  puede tomar los valores  $-1, 0$  y  $1$  mientras que  $Y$  puede tomar los valores  $0$  y  $1$ .

1. En tal sentido se tiene que

$$f_{XY}(-1, 1) = P\{X = -1, Y = 1\} = f_{XY}(0, 0) = P\{X = 0, Y = 0\} = f_{XY}(1, 1) = P\{X = 1, Y = 1\} = \frac{1}{3}.$$

La función de densidad de probabilidades conjunta de  $X$  e  $Y$  viene dada por

$$f_{XY}(x, y) = \frac{1}{3} [\Delta(x + 1, y - 1) + \Delta(x, y) + \Delta(x - 1, y - 1)]$$



Se presenta el siguiente contraejemplo donde no se cumple la condición de independencia de las variables aleatorias X e Y. Sean

$$f_{XY}(-1,1) = \frac{1}{3} \quad ; \quad f_X(-1) \cdot f_Y(1) = \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{2}{9}.$$

Se observa que  $f_{XY}(-1,1) \neq f_X(-1) \cdot f_Y(1)$ . Por lo tanto X e Y no son independientes

**Tercera forma:**

Construcción de la función acumulativa de probabilidades conjunta  $F_{XY}(x, y)$ :

La función acumulativa de probabilidades conjunta de X e Y viene dada por

$$F_{XY}(x, y) = \frac{1}{3} [EUB(x+1, y-1) + EUB(x, y) + EUB(x-1, y-1)]$$

Se presenta el siguiente contraejemplo donde no se cumple la condición de independencia de las variables aleatorias X e Y. Sean

$$F_{XY}(0,0) = \frac{1}{3} \quad ; \quad F_X(0) \cdot F_Y(0) = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{9}.$$

Se observa que  $F_{XY}(0,0) \neq F_X(0) \cdot F_Y(0)$ . Por lo tanto X e Y no son independientes

- c. ¿Serán X e Y variables aleatorias correlacionadas?

**SOLUCIÓN.**

Cálculo de la esperanza conjunta o correlación de las variables aleatorias X e Y:

$$E[XY] = \sum_x \sum_y xyP\{X=x\}P\{Y=y\} = -\frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} + \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} = 0$$

Cálculo de las esperanzas marginales de cada variable:

$$E[X] = \sum_x xP\{X=x\} = -\frac{1}{3} + \frac{1}{3} = 0 \quad ; \quad E[Y] = \sum_y yP\{Y=y\} = \frac{2}{3}$$

Se puede ver que  $E[XY] = E[X]E[Y]$  y por lo tanto X e Y no están correlacionadas