

---

#### 4 DISTRIBUCIÓN DE VARIABLES ALEATORIAS BIDIMENSIONALES.

---

**OBJETIVO:** Extender los conocimientos adquiridos para el caso de una variable aleatoria unidimensional al caso de las variables aleatorias bidimensionales.

---

##### 4.1 DENSIDAD CONJUNTA Y MARGINAL.

En ciertas ocasiones es necesario estudiar el efecto conjunto de dos variables aleatorias, de ahí la necesidad de estudiar variables aleatorias bidimensionales representadas por  $Z = (X, Y)$ . Observa que:

a) Si  $X$  y  $Y$  son discretas,  $Z$  será una v. a. bidimensional discreta.

b) Si  $X$  y  $Y$  son continuas,  $Z$  será una v. a. bidimensional continua.

**Definición:** La función de probabilidad conjunta de una v. a. bidimensional discreta está dada por:

$$f_{X,Y}(x, y) = P(X = x, Y = y)$$

y cumple con las siguientes condiciones:

i)  $P(X = x, Y = y) \geq 0 \quad \forall (x, y)$

ii)  $\sum_y \sum_x P(X = x, Y = y) = 1$

**Definición:** La función de densidad de probabilidad conjunta de una v. a. bidimensional continua es una función que satisface las dos condiciones siguientes:

i)  $f_{X,Y}(x, y) \geq 0 \quad \forall (x, y) \in R$

ii)  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, y) dx dy = 1$

Ahora el rango de valores posibles de la v.a bidimensional en el caso continuo serán regiones en el plano y las probabilidades de interés serán volúmenes bajo la curva en la región de interés.

**Ejemplo 1:** Dos líneas de producción fabrican cierto tipo de artículos. Supón que la capacidad (en cualquier día dado) es de 5 artículos para la línea I y de 3 artículos para la línea II y que el número verdadero de artículos producidos por cada una de las líneas es una v. a.

Sea  $(X, Y)$  la representación de la v.a bidimensional que proporciona el número de artículos producidos por la línea I y por la línea II respectivamente.

Función de probabilidad conjunta  $P(X, Y)$

$Y \backslash X$	0	1	2	3	4	5
0	0.00	0.01	0.03	0.05	0.07	0.09
1	0.01	0.02	0.04	0.05	0.06	0.08
2	0.01	0.03	0.05	0.05	0.05	0.06
3	0.01	0.02	0.04	0.06	0.06	0.05

- Encuentra la probabilidad de que la línea I produzca 2 artículos y la línea II produzca 3 artículos.
- Encuentra la probabilidad de que la línea I produzca más artículos que la línea II.
- ¿Cuánto vale la probabilidad de que la línea I produzca exactamente 4 artículos?
- ¿Cuál es el número esperado de artículos producidos por la línea II?

### Solución

Sean las variables aleatorias unidimensionales:

$X$  : Número de artículos producidos por la línea I.

$Y$  : Número de artículos producidos por la línea II.

$$a) P(X = 2, Y = 3) = 0.04$$

$$\begin{aligned}
 b) P(X > Y) &= \sum_{x > y} \sum P(X = x, Y = y) \\
 &= P(X = 1, Y = 0) + P(X = 2, Y = 0) + P(X = 2, Y = 1) + P(X = 3, Y = 0) + P(X = 3, Y = 1) \\
 &\quad + P(X = 3, Y = 2) + P(X = 4, Y = 0) + P(X = 4, Y = 1) + P(X = 4, Y = 2) + P(X = 4, Y = 3) \\
 &\quad + P(X = 5, Y = 0) + P(X = 5, Y = 1) + P(X = 5, Y = 2) + P(X = 5, Y = 3) \\
 &= 0.01 + (0.03 + 0.04) + (0.05)3 + (0.07 + 0.06 + 0.05 + 0.06) + (0.09 + 0.08 + 0.06 + 0.05) = 0.75
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 c) P(X = 4) &= \sum_{y=0}^3 P(X = 4, Y = y) \\
 &= P(X = 4, Y = 0) + P(X = 4, Y = 1) + P(X = 4, Y = 2) + P(X = 4, Y = 3) \\
 &= 0.07 + 0.06 + 0.05 + 0.06 = 0.24
 \end{aligned}$$

d) Para la esperanza de  $Y$  primero se encuentra la f.d.p de la v.a  $Y$  y después se usa la definición de la esperanza para el caso discreto unidimensional.

f.d.p de $Y$	
$Y = y$	$P(Y = y)$
0	0.25
1	0.26
2	0.25
3	0.24

Finalmente la esperanza de  $Y$  está dada por  $E(Y) = \sum_{y=0}^3 yP(Y = y) = 0.26 + 2(0.25) + 3(0.24) = 1.48$

**Ejemplo 2:** Sea  $X$  el número de caras y  $Y$  el número de caras menos el número de cruces cuando se lanzan 3 monedas. Encuentra la distribución de probabilidad conjunta de  $X$  y  $Y$ .

**Solución**

Posible resultado.	$X$	$Y$
	No. de caras	No. Caras - No. De cruces
ccc	3	3
ccx	2	1
cxc	2	1
xcc	2	1
xxc	1	-1
xcx	1	-1
cxx	1	-1
xxx	0	-3

La variable aleatoria  $X$  tiene una distribución binomial con parámetros 3 y 0.5, es decir.

$$X \sim bin\left(x; n = 3, p = \frac{1}{2}\right)$$

$$P(X = 0) = \binom{3}{0} p^0 q^3 = \frac{1}{8}$$

$$P(X = 1) = \binom{3}{1} p^1 q^2 = \frac{3}{8}$$

$$P(X = 2) = \binom{3}{2} p^2 q^1 = \frac{3}{8}$$

$$P(X = 3) = \binom{3}{3} p^3 q^0 = \frac{1}{8}$$

La función de distribución de probabilidad conjunta o bidimensional, se expresa mediante el cuadro siguiente.

f.d.p Conjunta de  $(X, Y)$

$X$	$Y$			
	-3	-1	1	3
0	1/8	0	0	0
1	0	3/8	0	0
2	0	0	3/8	0
3	0	0	0	1/8

**Ejemplo 3:** Supón que un fabricante de bombillas está interesado en el número de éstas que le han sido pedidas durante los meses de Enero y Febrero.  $X$  y  $Y$  indican el número de bombillas ordenadas durante esos dos meses, respectivamente. Supón que  $(X, Y)$  es una v. a. bidimensional con la siguiente f.d.p conjunta

$$f_{X,Y}(x, y) = C \quad , \quad 5000 \leq x \leq 10,000 \quad y \quad 4000 \leq y \leq 9000$$

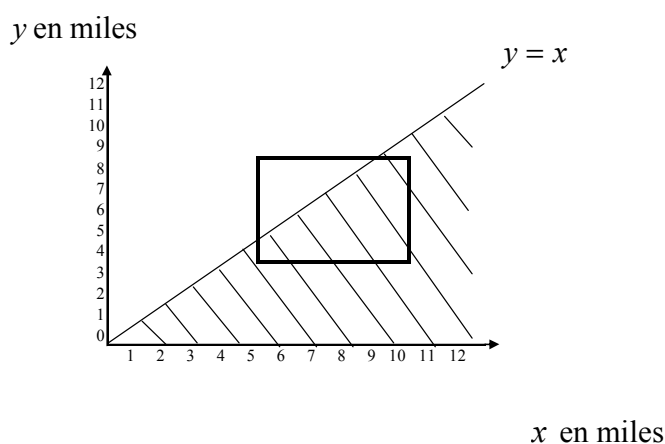
a) Encuentra el valor de la constante  $C$ .

b) Calcula  $P(X \geq Y)$ .

### Solución

En problemas de este tipo lo que se acostumbra hacer es graficar la región en donde existe la f.d.p conjunta y localizar la región de interés para poder identificar los límites de integración en la integral doble que define a la probabilidad pedida.

En la siguiente figura el cuadradito representa la región donde está definida la f.d.p conjunta y la parte rayada que se intersecta con el cuadrado representa la región donde se cumple la condición  $X \geq Y$ .

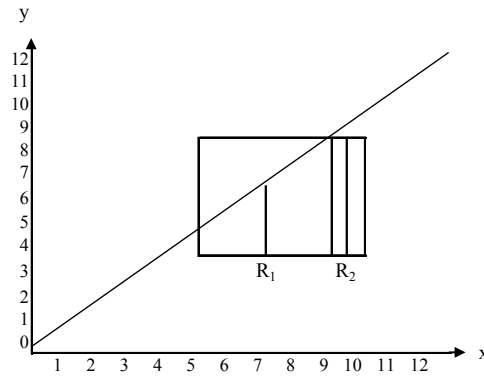


a) Sabemos que

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) dx dy = 1 \quad \therefore \int_{4mil}^{9mil} \int_{5mil}^{10mil} C dx dy = 1$$

$$C \left[ x \right]_{5mil}^{10mil} \left[ y \right]_{4mil}^{9mil} = C[(5mil)(5mil)] = 1 \quad \therefore C = \frac{1}{25,000,000}$$

b) Se tiene que integrar en la parte inferior de la recta  $y = x$ , para ello se divide la región de interés en dos partes  $R_1$  y  $R_2$  debido a que los límites de integración cambian en estas dos regiones. Tomando el elemento diferencial vertical se tiene que en la primera región  $y$  corre de 4,000 a la recta a 45 grados  $y = x$  mientras que  $x$  corre libremente de 5,000 a 9,000. Dado que  $y$  queda en términos de  $x$  primero se integra respecto a  $y$  y luego respecto a  $x$ . En la región 2 la variable  $x$  corre de 9,000 a 10,000 y la variable  $y$  toma valores de 4,000 a 9,000, como se indica en la figura.



$$P(X \geq Y) = C \left[ \int_{x=5,000}^{9,000} \int_{y=4,000}^x dy dx + \int_{y=4,000}^{9,000} \int_{x=9,000}^{10,000} dx dy \right]$$

$$= C \left[ \int_{x=5,000}^{9,000} \left( y \Big|_{4,000}^x \right) dx + \left( x \Big|_{9,000}^{10,000} \right) \left( y \Big|_{4,000}^{9,000} \right) \right]$$

$$= C \left[ \int_{x=5,000}^{9,000} (x - 4,000) dx + 5,000,000 \right]$$

$$= C \left[ \left( \frac{x^2}{2} - 4,000x \right) \Big|_{5,000}^{9,000} + 5,000,000 \right]$$

$$= \frac{1}{25,000,000} \left[ \frac{81,000,000 - 25,000,000}{2} - 16,000,000 + 5,000,000 \right]$$

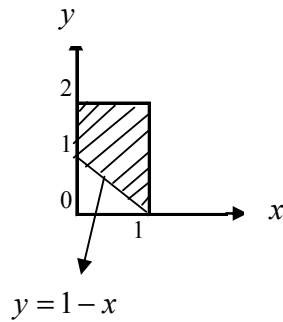
$$= \frac{17}{25} = 0.68$$

**Ejemplo 4:** Si la v. a. bidimensional continua  $(X, Y)$  tiene una f.d.p conjunta dada por

$$f_{X,Y}(x, y) = x^2 + \frac{xy}{3} \quad 0 \leq x \leq 1, \quad 0 \leq y \leq 2$$

- a) Verifica que el volumen bajo la curva en la región definida es uno.  
 b) Encuentre  $P(X + Y \geq 1)$ .

**Solución**



$$a) \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, y) dx dy = \int_0^2 \int_0^1 \left( x^2 + \frac{y}{3} x \right) dx dy = \int_0^2 \left[ \frac{x^3}{3} + \frac{yx^2}{6} \right]_0^1 dy = \int_0^2 \left( \frac{1}{3} + \frac{1}{6} y \right) dy = \left[ \frac{1}{3} y + \frac{1}{12} y^2 \right]_0^2 = \frac{2}{3} + \frac{1}{3} = 1$$

b) Si  $x + y = 1 \therefore y = 1 - x$

La probabilidad pedida es la integral en la región sombreada.

$$\begin{aligned} P(X + Y \geq 1) &= \int_{x=0}^{x=1} \left[ \int_{y=1-x}^2 \left( x^2 + \frac{y}{3} x \right) dy \right] dx = \int_{x=0}^{x=1} \left( x^2 y + \frac{x}{3} \frac{y^2}{2} \right) \bigg|_{y=1-x}^2 dx \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \left( 2x^2 - (1-x)x^2 + \frac{4}{6} x - \frac{x}{6} (1-x)^2 \right) dx \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \left( 2x^2 - x^2 + x^3 + \frac{2}{3} x - \frac{x}{6} [1 - 2x + x^2] \right) dx \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \left( 2x^2 - x^2 + x^3 + \frac{2}{3} x - \frac{x}{6} + \frac{1}{3} x^2 - \frac{x^3}{6} \right) dx \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \left( \frac{5}{6} x^3 + \frac{4}{3} x^2 + \frac{1}{2} x \right) dx = \left[ \frac{5}{6} \frac{x^4}{4} + \frac{4}{3} \frac{x^3}{3} + \frac{1}{2} \frac{x^2}{2} \right]_0^1 \\ &= \left[ \frac{5}{24} x^4 + \frac{4}{9} x^3 + \frac{1}{4} x^2 \right]_0^1 = \frac{45 + 96 + 54}{216} = \frac{195}{216} = \frac{65}{72} \end{aligned}$$

## 4.2 DISTRIBUCIÓN CONJUNTA Y MARGINAL.

**Definición:** La función de distribución acumulada para la v. a bidimensional  $(X,Y)$  o bien la función de distribución acumulada conjunta esta dada por:

i) Caso discreto  $F_{X,Y}(x,y) = P(X \leq x, Y \leq y)$

ii) Caso continuo  $F_{X,Y}(x,y) = P(X \leq x, Y \leq y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f_{x,y}(x,y) dx dy$

**Nota:**  $\frac{\partial^2}{\partial x \partial y} F_{X,Y}(x,y) = f_{X,Y}(x,y)$

**Ejemplo 1:**  $Y_1$  y  $Y_2$  tienen la función de densidad conjunta dada por

$$f_{Y_1,Y_2}(y_1,y_2) = ky_1y_2 \text{ si } 0 \leq y_1 \leq 1, 0 \leq y_2 \leq 1$$

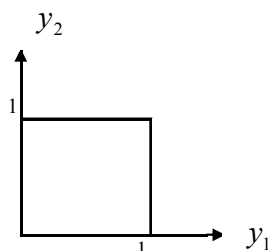
a) Determina el valor de  $k$  que la convierte en una función de densidad de probabilidad.

b) Encuentre la función  $F_{Y_1,Y_2}(y_1,y_2)$

c) Calcula  $P\left(Y_1 \leq \frac{3}{4}, Y_2 \geq \frac{1}{2}\right)$

### Solución

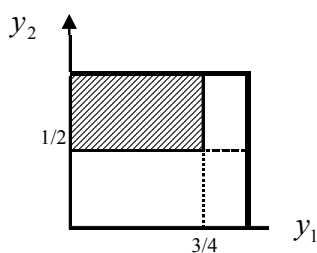
La f.d.p conjunta está definida en el cuadrado unitario siguiente



$$a) \quad k \int_0^1 \int_0^1 y_1 y_2 dy_1 dy_2 = k \left. \frac{y_1^2}{2} \right|_0^1 \left. \frac{y_2^2}{2} \right|_0^1 = \frac{k}{4} = 1 \quad \therefore k = 4$$

$$b) \quad F_{Y_1,Y_2}(y_1,y_2) = 4 \int_0^{y_2} \int_0^{y_1} y_1 y_2 dy_1 dy_2 = 4 \frac{y_1^2}{2} \frac{y_2^2}{2} = y_1^2 y_2^2 \text{ dentro del cuadrado } 0 \leq y_1 \leq 1, 0 \leq y_2 \leq 1$$

c)



$$\begin{aligned}
 P\left(Y_1 \leq \frac{3}{4}, Y_2 \geq \frac{1}{2}\right) &= 4 \int_0^{\frac{3}{4}} y_1 dy_1 \int_{\frac{1}{2}}^1 y_2 dy_2 \\
 &= 4 \left[ \frac{y_1^2}{2} \right]_0^{\frac{3}{4}} \left[ \frac{y_2^2}{2} \right]_{\frac{1}{2}}^1 \\
 &= \frac{4}{4} \left[ y_1^2 \right]_0^{\frac{3}{4}} \left[ y_2^2 \right]_{\frac{1}{2}}^1 \\
 &= \left[ \left( \frac{3}{4} \right)^2 \left( 1 - \left( \frac{1}{2} \right)^2 \right) \right] \\
 &= \left[ \left( \frac{9}{16} \right) \left( \frac{3}{4} \right) \right] = \frac{27}{64} = 0.422
 \end{aligned}$$

Si estamos interesados en la distribución de probabilidades de uno de los componentes de la v. a. bidimensional  $(X, Y)$  se dice que nos interesa la distribución marginal de  $X$  o bien la distribución marginal de la v. a.  $Y$ .

En el ejemplo de las líneas de producción (caso discreto) teníamos la distribución conjunta en una tabla, si ahora queremos la distribución marginal de  $X$  y de  $Y$  procedemos a sumar por renglones y por columnas reportando las dos tablas individuales como se muestra a continuación.

Función de probabilidad conjunta  $P(X = x, Y = y)$

$Y \backslash X$	0	1	2	3	4	5	Suma
0	0	0.01	0.03	0.05	0.07	0.09	0.25
1	0.01	0.02	0.04	0.05	0.06	0.08	0.26
2	0.01	0.03	0.05	0.05	0.05	0.06	0.25
3	0.01	0.02	0.04	0.06	0.06	0.05	0.24
Suma	0.03	0.08	0.16	0.21	0.24	0.28	1.00



Distribución Marginal de $X$	
$X = x$	$P(X = x)$
0	0.03
1	0.08
2	0.16
3	0.21
4	0.24
5	0.28

Distribución Marginal de $Y$	
$Y = y$	$P(Y = y)$
0	0.25
1	0.26
2	0.25
3	0.24

**Definición:** La función de probabilidad marginal de una variable aleatoria ( $X$  o  $Y$ ) que forma parte de una v.a conjunta o bidimensional  $(X, Y)$  está dada por:

**Caso Discreto**

i) Distribución marginal de la v.a  $X$ :  $f_X(x) = P(X = x) = \sum_y P(X = x, Y = y) = \sum_y f_{X,Y}(x, y) \quad \forall x$

ii) Distribución marginal de la v.a  $Y$ :  $f_Y(y) = P(Y = y) = \sum_x P(X = x, Y = y) = \sum_x f_{X,Y}(x, y) \quad \forall y$

**Caso Continuo**

i) Distribución marginal de la v.a  $X$ :  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, y) dy$

ii) Distribución marginal de la v.a  $Y$ :  $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, y) dx$

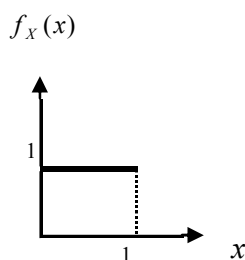
**Ejemplo 2:** El empuje  $X$  y la razón de la mezcla  $Y$  son dos características del funcionamiento de un motor a reacción. Si  $(X, Y)$  es una v. a. bidimensional con f. d. p  $f_{X,Y}(x, y) = 2(x + y - 2xy)$  en  $0 \leq x \leq 1$ ,  $0 \leq y \leq 1$ . Encuentra las distribuciones marginales para  $X$  y  $Y$ .

**Solución**

$$\begin{aligned}
 f_X(x) &= \int_{y=0}^1 f_{X,Y}(x, y) dy \quad \text{con } 0 \leq x \leq 1 \\
 &= \int_0^1 2(x + y - 2xy) dy = 2 \left[ xy + \frac{y^2}{2} - \frac{2xy^2}{2} \right]_0^1 \\
 &= 2 \left[ x + \frac{1}{2} - x \right] = 1
 \end{aligned}$$

Entonces la f.d.p marginal para  $X$  es una distribución uniforme  $X \sim U(0,1)$  dada por  $f_X(x) = 1$ . Cuya gráfica es la siguiente.

Gráfica de la v.a  $X \sim U(0,1)$

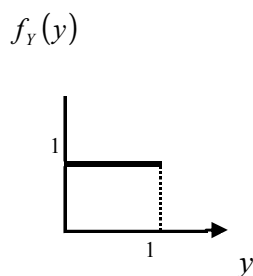


Para encontrar la marginal de  $Y$  se integra la conjunta respecto a  $X$ .

$$f_Y(y) = 2 \int_0^1 (x + y - 2xy) dx \text{ con } 0 \leq y \leq 1$$

$$= 2 \left[ \frac{x^2}{2} + xy - \frac{2x^2y}{2} \right]_0^1 = 2 \left[ \frac{1}{2} + y - y \right] = 1$$

Por lo tanto  $Y$  también tiene una f.d.p uniforme de 0 a 1, lo cual se escribe así  $Y \sim U(0,1)$   $f_Y(y) = 1$  y su representación gráfica es



**Ejemplo 3:** Se dice que la v. a. bidimensional  $(X, Y)$  se distribuye uniformemente en la región  $R$  si tiene f.d.p. Encuentra el valor de la constante  $C$ .

$$f_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} C & (x, y) \in R \\ 0 & \text{o.c.} \end{cases}$$

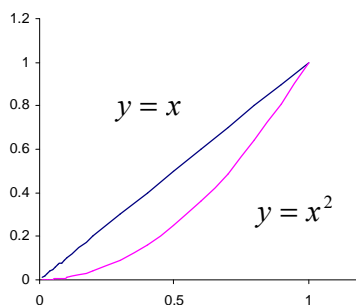
### Solución

$$1 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} C dx dy = C \iint_R dx dy$$

$$C [\text{Area de } R] = 1 \quad \therefore \quad C = \frac{1}{\text{Area de } R}$$

Siempre y cuando  $R$  sea una región de área finita.

**Ejemplo 4:** Supón que la v. a. bidimensional  $(X, Y)$  está distribuida uniformemente en la región  $R$  comprendida entre la recta  $y = x$  y la curva  $y = x^2$  encuentra su f. d. p conjunta y las marginales de  $X$  y de  $Y$  respectivamente.



Primero se encuentra el área de la región en donde está definida la uniforme bidimensional.

$$\begin{aligned} \text{Área de } R &= \int_{x=0}^1 \int_{y=x^2}^{y=x} dy dx = \int_0^1 y \Big|_{y=x^2}^{y=x} dx \\ &= \int_0^1 (x - x^2) dx \\ &= \left[ \frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right]_0^1 = \frac{1}{2} - \frac{1}{3} = \frac{1}{6} \end{aligned}$$

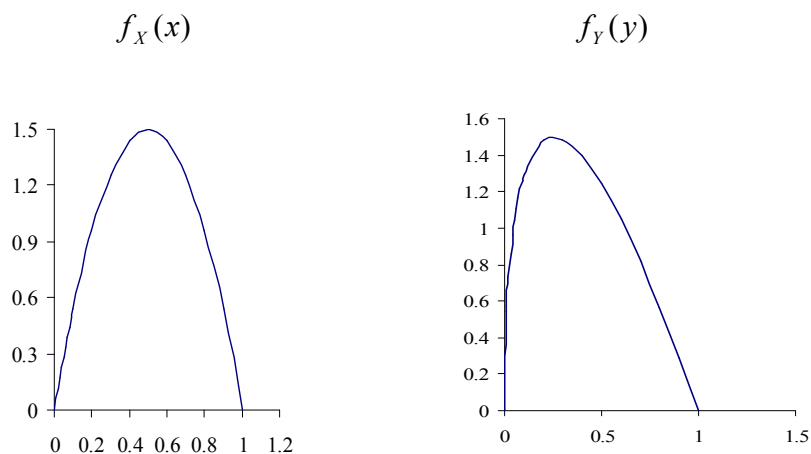
Entonces la f.d.p conjunta está dada por  $f_{X,Y}(x, y) = 6 \quad (x, y) \in R$

Cálculo de las marginales:

$$f_X(x) = \int_{y=x^2}^x 6 dy = 6 \left[ y \Big|_{y=x^2}^x \right] = 6[x - x^2] \quad 0 \leq x \leq 1$$

$$f_Y(y) = \int_{x=y}^{\sqrt{y}} 6 dx = 6 \left[ x \Big|_{x=y}^{\sqrt{y}} \right] = 6[\sqrt{y} - y] \quad 0 \leq y \leq 1$$

La representación gráfica de las f.d.p marginales para las variables  $X$  y  $Y$  respectivamente es:



**Definición:** La función de distribución condicional está dada por:

$$i) \text{ Caso discreto } f_{X|Y}(x|y) = \frac{P(X=x, Y=y)}{P(Y=y)} \quad \text{con } P(Y=y) > 0$$

$$ii) \text{ Caso continuo } f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} \quad \text{con } f_Y(y) > 0$$

**Observación:**

- En esta definición la variable aleatoria es  $X$  y está condicionada al valor particular  $y$  de la v.a  $Y$ .
- Las dos funciones anteriores cumplen las condiciones de la f. d. p

$$f_{X|Y} \geq 0 \quad y \quad \begin{cases} \sum_x f_{X|Y}(x|y) = 1 \\ \int_{-\infty}^{\infty} f_{X|Y}(x|y) dx = 1 \end{cases}$$

**Tarea:** Demuestra el punto 2 de la observación.

**Definición:** La esperanza condicional de la v.a  $X$  se define como antes en términos de su f.d.p es decir

$$E(X|y) = \begin{cases} \sum_x x f_{X|Y}(x|y) & \text{Caso Discreto} \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X|Y}(x|y) dx & \text{Caso Continuo} \end{cases}$$

**Ejemplo 5:** Si  $(X,Y)$  tiene f.d.p conjunta  $f_{X,Y}(x,y) = x^2 + \frac{yx}{3}$   $0 \leq x \leq 1$  ,  $0 \leq y \leq 2$  , encuentra las distribuciones condicionales  $f_{X|Y}(x|y)$  y  $f_{Y|X}(y|x)$  y verificar que son f.d.p.

**Solución**

Primero se calculan las f.d.p marginales para las variables  $X$  y  $Y$  respectivamente.

$$f_X(x) = \int_0^2 (x^2 + \frac{xy}{3}) dy = \left[ x^2 y + \frac{x}{3} \frac{y^2}{2} \right]_{y=0}^{y=2} = 2x^2 + \frac{2}{3} x$$

$$f_Y(y) = \int_0^1 (x^2 + \frac{xy}{3}) dx = \left[ \frac{x^3}{3} + \frac{y}{3} \frac{x^2}{2} \right]_0^1 = \frac{1}{3} + \frac{1}{6} y$$

Siguiendo la definición de la función de distribución de probabilidad condicional se tiene que:

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{x^2 + \frac{xy}{3}}{\frac{1}{3} + \frac{1}{6}y} = \frac{\frac{3x^2 + xy}{3}}{\frac{2+y}{6}} = \frac{6(3x^2 + xy)}{3(2+y)}$$

Y la condicional de la variable aleatoria  $Y$  dado el valor particular  $x$  de la variable aleatoria  $X$ , es:

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{x^2 + \frac{xy}{3}}{2x^2 + \frac{2}{3}x} = \frac{\frac{3x^2 + xy}{3}}{\frac{6x^2 + 2x}{3}} = \frac{3x^2 + xy}{6x^2 + 2x} = \frac{x(3x + y)}{x(6x + 2)}$$

Es decir, las f.d.p condicionales son:

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{6x^2 + 2xy}{2+y} \quad 0 \leq x \leq 1 \quad 0 \leq y \leq 2$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{3x+y}{6x+2} \quad 0 \leq x \leq 1 \quad 0 \leq y \leq 2$$

### 4.3 Independencia de dos o más variables aleatorias.

**Definición:** Sea  $(X,Y)$  una v. a. bidimensional. Se dice que las variables aleatorias  $X$  y  $Y$  son independientes si:

$$i) \text{ Caso discreto } P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y)$$

$$ii) \text{ Caso continuo } f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$$

**Teorema:** Sea  $(X,Y)$  una v. a. bidimensional discreta. Entonces  $X$  y  $Y$  son independientes si y sólo si se tiene que:

$$i) \text{ Caso discreto } P(X = x|Y = y) = P(X = x)$$

$$ii) \text{ Caso continuo } f_{X|Y}(x,y) = f_X(x)$$

**Nota.** Equivalentemente las variables aleatorias  $X$  y  $Y$  son independientes si la f.d.p conjunta se puede escribir como producto de las f.d.p marginales.

### Demostración del teorema:

i) Supóngase que  $X \perp Y$

Por definición

$$P(X = x|Y = y) = \frac{P(X = x, Y = y)}{P(Y = y)} = \frac{P(X = x)P(Y = y)}{P(Y = y)} = P(X = x)$$

ii) Tarea.

**Ejemplo 1:** Supón que una máquina se usa para un trabajo específico en la mañana y para otro diferente en la tarde.  $X$  es el número de veces que la máquina falla en la mañana y  $Y$  el número de veces que la máquina falla en la tarde. En la tabla se muestra la distribución de probabilidad conjunta. ¿Son independientes las variables aleatorias  $X$  y  $Y$ ?

Función de probabilidad conjunta  $P(X, Y)$

$Y \backslash X$	0	1	2	Suma $P(Y = y)$
0	0.10	0.20	0.20	0.5
1	0.04	0.08	0.08	0.2
2	0.06	0.12	0.12	0.3
Suma $P(X = x)$	0.20	0.40	0.40	1.00

Para que sean independientes se debe cumplir que la conjunta sea el producto de las marginales, entonces.

$$P(X = 0, Y = 0) = P(X = 0)P(Y = 0)$$

$$0.1 = 0.5(0.2)$$

$$P(X = 0, Y = 1) = P(X = 0)P(Y = 1)$$

$$0.04 = 0.2(0.2)$$

$$P(X = 0, Y = 2) = P(X = 0)P(Y = 2)$$

$$0.06 = 0.2(0.3)$$

Continuando así por columnas se tiene que:

$$0.2 = 0.4(0.5) \quad 0.2 = 0.4(0.5)$$

$$0.08 = 0.4(0.2) \quad 0.08 = 0.4(0.2)$$

$$0.12 = 0.4(0.3) \quad 0.12 = 0.4(0.3)$$

Por lo tanto  $X$  y  $Y$  sí son independientes.

**Ejemplo 2:** Sean  $X$  y  $Y$  la duración de dos dispositivos electrónicos, con f. d. p conjunta dada por

$$f_{X,Y}(x,y) = e^{-(x+y)} \quad y \geq 0, \quad x \geq 0$$

¿Son  $X$  y  $Y$  variables aleatorias independientes?

### Solución

Si la f.d.p conjunta se puede escribir como el producto de las marginales entonces sí son independientes, es decir si  $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$  entonces  $X \perp Y$ .

Las f.d.p marginales son:

$$f_X(x) = \int_0^{\infty} e^{-x} e^{-y} dy = e^{-x} \left( -e^{-y} \right) \Big|_0^{\infty} = e^{-x} (1) = e^{-x}$$

$$f_Y(y) = \int_0^{\infty} e^{-x} e^{-y} dx = e^{-y} \left( -e^{-x} \right) \Big|_0^{\infty} = e^{-y}$$

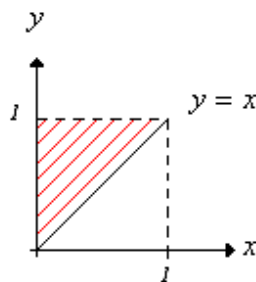
$$f_{X,Y}(x,y) = e^{-(x+y)} = e^{-x} e^{-y} = e^{-x} e^{-y} \text{ entonces } X \text{ y } Y \text{ sí son independientes.}$$

**Nota:** Si la función de densidad conjunta se puede factorizar como el producto de una función de una de las variables y otra función de la otra variable y el recorrido de una de las variables no depende del recorrido de la otra variable entonces las variables aleatorias son independientes.

**Ejemplo 3:** Sea  $(X,Y)$  una v. a. bidimensional con f. d. p conjunta  $f_{X,Y}(x,y) = 8xy$  en  $0 \leq x \leq y \leq 1$ .

¿Son independientes  $X$  y  $Y$ ?

### Solución



No son independientes ya que a pesar de que la f.d.p conjunta se puede factorizar en una función que depende sólo de  $X$  y otra que depende sólo de  $Y$ , el recorrido de  $X$  depende del recorrido de  $Y$ .

**Recomendación:** Primero se analiza al recorrido de las variables, si estos son independientes, se procede a encontrar las marginales para ver si se cumple que la f.d.p conjunta es igual al producto de las marginales.

**Definición:** La esperanza de la v.a bidimensional  $(X, Y)$  está dada por:

$$i) \text{ Caso discreto: } E(X, Y) = \sum_y \sum_x xy P(X = x, Y = y)$$

$$ii) \text{ Caso continuo: } E(X, Y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

**Teorema.-** Si  $g(X, Y)$  es una función de la v.a bidimensional  $(X, Y)$ , entonces la esperanza de la función está dada, como en el caso unidimensional, por la expresión:

$$i) \text{ Caso discreto: } E[g(X, Y)] = \sum_y \sum_x g(x, y) P(X = x, Y = y)$$

$$ii) \text{ Caso continuo: } E[g(X, Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

**Ejemplo 4:** Sea  $(X, Y)$  una v.a bidimensional con f.d.p conjunta dada por  $f_{X,Y}(x, y)$ . Encuentra  $E[g(X, Y)]$  si  $g(X, Y) = X$ .

**Solución**

$$\begin{aligned} E[g(X, Y)] &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f_{X,Y}(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X,Y}(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x dx \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, y) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x dx f_X(x) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = E(X) \end{aligned}$$



**Ejemplo 5:** La distribución conjunta para  $Y_1$ , el número de contratos asignados a la empresa A, y  $Y_2$ , el número de contratos asignados a la empresa B, está dado por las entradas de la tabla siguiente.

f.d.p conjunta de  $(Y_1, Y_2)$

$Y_2$	$Y_1$			Suma
	0	1	2	
0	1/9	2/9	1/9	4/9
1	2/9	2/9	0	4/9
2	1/9	0	0	1/9
Suma	4/9	4/9	1/9	1

a) Demuestra que la marginal para  $Y_1$  es  $\text{bin}\left(y_1, n=2, p=\frac{1}{3}\right)$ .

b) Encuentra  $E(Y_1 - Y_2)$

### Solución

a)

f.d.p de  $Y_1$

$Y_1 = y_1$	$P(Y_1 = y_1)$
0	4/9
1	4/9
2	1/9

La binomial con parámetros  $n$  y  $p$  está dada por  $P(Y_1 = y_1) = \binom{n}{y_1} p^{y_1} q^{n-y_1}$

De la tabla se tiene que  $P(Y_1 = 0) = \frac{4}{9}$  y de la fórmula se tiene que:

$$\frac{4}{9} = \binom{n}{0} p^0 q^n \quad \text{con } n=2$$

$$\frac{4}{9} = q^2 \quad \text{entonces } q = \sqrt{\frac{4}{9}} = \frac{2}{3} \quad \text{y por lo tanto } p = \frac{1}{3}$$

Si  $Y_1 \sim \text{bin}\left(y_1; n=2, p=\frac{1}{3}\right)$  tendremos que

$$P(Y_1 = 1) = \binom{2}{1} p q = 2 \left(\frac{1}{3}\right) \left(\frac{2}{3}\right) = \frac{4}{9}$$

$$P(Y_1 = 2) = \binom{2}{2} p^2 q^0 = p^2 = \left(\frac{1}{3}\right)^2 = \frac{1}{9}$$

$$\begin{aligned}
b) E(Y_1 - Y_2) &= \sum_{y_2=0}^2 \sum_{y_1=0}^2 (y_1 - y_2) P(Y_1 = y_1, Y_2 = y_2) \\
&= (0-0)\frac{1}{9} + (1-0)\frac{2}{9} + (2-0)\frac{1}{9} + (0-1)\frac{2}{9} + (1-1)\frac{2}{9} \\
&\quad + (2-1)0 + (0-2)\frac{1}{9} + (1-2)0 + (2-2)0 \\
&= \frac{2}{9} + \frac{2}{9} - \frac{2}{9} - \frac{2}{9} = 0
\end{aligned}$$

**Ejemplo 6:**  $Y_1$ ,  $Y_2$  corresponden a las proporciones de tiempo, en un día de trabajo, que los empleados I y II, respectivamente, ocupan realmente en hacer sus tareas asignadas. La función de densidad conjunta para  $Y_1$  y  $Y_2$  está dada por

$$f_{Y_1, Y_2}(y_1, y_2) = \begin{cases} y_1 + y_2 & 0 \leq y_1 \leq 1, 0 \leq y_2 \leq 1 \\ 0 & \text{o.c} \end{cases}$$

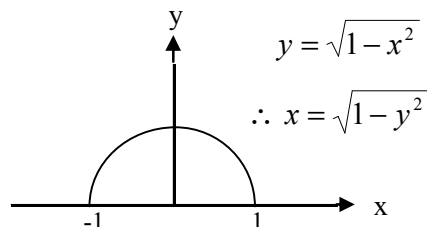
El operador I tiene mayor productividad que el operador II, y una medida de la productividad total de los dos empleados está dada por  $30Y_1 + 25Y_2$ . Calcula la productividad esperada.

### Solución

$$\begin{aligned}
E(30Y_1 + 25Y_2) &= \int_{y_2=0}^1 \int_{y_1=0}^1 (30y_1 + 25y_2)(y_1 + y_2) dy_1 dy_2 \\
&= 30 \int_0^1 \int_0^1 y_1^2 dy_1 dy_2 + 55 \int_0^1 \int_0^1 y_1 y_2 dy_1 dy_2 + 25 \int_0^1 \int_0^1 y_2^2 dy_1 dy_2 \\
&= 30 \left[ \int_0^1 y_1^2 dy_1 \int_0^1 dy_2 \right] + 55 \left[ \int_0^1 y_1 dy_1 \int_0^1 y_2 dy_2 \right] + 25 \left[ \int_0^1 dy_1 \int_0^1 y_2^2 dy_2 \right] \\
&= 30 \left[ \frac{y_1^3}{3} (y_2) \right]_0^1 + 55 \left[ \frac{y_1^2}{2} \left( \frac{y_2^2}{2} \right) \right]_0^1 + 25 \left[ y_1 \left( \frac{y_2^3}{3} \right) \right]_0^1 \\
&= 30 \frac{1}{3} (1) + 55 \left( \frac{1}{2} \right) \left( \frac{1}{2} \right) + 25 (1) \left( \frac{1}{3} \right) \\
&= 10 + \left( \frac{55}{4} \right) + \left( \frac{25}{3} \right) = 32.08
\end{aligned}$$

**Ejemplo 7:** Supón que  $(X, Y)$  se distribuye de manera uniforme sobre el semicírculo del diagrama. De tal modo que  $f_{X,Y}(x, y) = \frac{2}{\pi}$  si  $(x, y)$  está en el semicírculo. Encuentra:

- Las distribuciones marginales de  $X$  y  $Y$ .
- Las distribuciones de probabilidad condicional.
- Las esperanzas condicionales.



**Solución**

$$a) f_X(x) = \int_{y=0}^{\sqrt{1-x^2}} \frac{2}{\pi} dy = \frac{2}{\pi} y \Big|_0^{\sqrt{1-x^2}} = \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2} \quad -1 < x < 1$$

$$f_Y(y) = 2 \left[ \frac{2}{\pi} \int_{x=0}^{\sqrt{1-y^2}} dx \right] = \frac{4}{\pi} x \Big|_0^{\sqrt{1-y^2}} = \frac{4}{\pi} \sqrt{1-y^2} \quad 0 < y < 1$$

$$b) f_{X|Y}(x|y) = \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_Y(y)} = \frac{\frac{2}{\pi}}{\frac{4}{\pi} \sqrt{1-y^2}} = \frac{1}{2\sqrt{1-y^2}} \quad \text{para } -1 \leq x \leq 1$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_X(x)} = \frac{\frac{2}{\pi}}{\frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2}} = \frac{1}{\sqrt{1-x^2}} \quad \text{para } 0 \leq y \leq 1$$

$$c) E(X|y) = \int_{-1}^1 x f_{X|Y}(x|y) dx = \int_{-1}^1 x \frac{1}{2\sqrt{1-y^2}} dx$$

$$= \frac{1}{2\sqrt{1-y^2}} \frac{x^2}{2} \Big|_{-1}^1 = 0$$

$$E(Y|x) = \int_0^1 y f_{Y|X}(y|x) dy = \int_0^1 y \frac{1}{\sqrt{1-x^2}} dy$$

$$= \frac{1}{\sqrt{1-x^2}} \frac{y^2}{2} \Big|_0^1 = \frac{1}{2\sqrt{1-x^2}}$$

**Ejemplo 8:** Dadas las siguientes distribuciones conjuntas determina si  $X$  y  $Y$  son independientes.

a)  $g(X, Y) = 4xye^{-(x^2+y^2)} \quad x \geq 0, y \geq 0$

b)  $f(X, Y) = 3x^2y^{-3} \quad 0 \leq x \leq y \leq 1$

c)  $f(X, Y) = 6(1+x+y)^{-4} \quad x \geq 0, y \geq 0$

**Solución**

a) Independientes.

b) No son independientes porque el recorrido de  $x$  depende del recorrido de  $y$ .

c) No son independientes.

**Ejemplo 9:**  $X$  y  $Y$  corresponden a la vida útil, expresada en horas, de componentes de tipo I y tipo II, respectivamente, en un sistema electrónico. La función de densidad conjunta para  $X$  y  $Y$  está dada por

$$f_{X,Y}(x, y) = \frac{1}{8}xe^{-(x+y)/2} \quad \text{en } x > 0, y > 0$$

Un modo de medir la eficiencia relativa de los dos componentes es el cálculo de la razón  $\frac{Y}{X}$ . Encuentra la eficiencia relativa esperada.

**Solución**

$$\begin{aligned} E\left(\frac{Y}{X}\right) &= \int_0^\infty \int_0^\infty \frac{y}{x} \frac{1}{8} xe^{-(x+y)/2} dx dy \\ &= \int_0^\infty \int_0^\infty \frac{y}{8} e^{-x/2} e^{-y/2} dx dy \\ &= \frac{1}{8} \int_0^\infty e^{-x/2} dx \int_0^\infty ye^{-y/2} dy \\ &= \frac{1}{8} \left( -2e^{-x/2} \Big|_0^\infty \right) \left( -2ye^{-y/2} - 4e^{-y/2} \right) \Big|_0^\infty = 1 \end{aligned}$$

**Ejemplo 10:** Supón que  $X_1$  y  $X_2$  son calificaciones codificadas en dos pruebas de inteligencia y la función de densidad de probabilidad conjunta está dada por

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = 6x_1^2 x_2 \quad 0 \leq x_1 \leq 1, \quad 0 \leq x_2 \leq 1$$

- a) Encuentra el valor esperado de la calificación de la prueba número 2 dada la calificación de la prueba número 1.  
 b) Además, obtén el valor esperado de la calificación de la prueba número 1 dada la calificación de la prueba número 2.

### Solución

Primero se encuentran las marginales

$$f_{X_1}(x_1) = 6 \int_0^1 x_1^2 x_2 dx_2 = 6x_1^2 \frac{x_2^2}{2} \Big|_0^1 = 3x_1^2$$

$$f_{X_2}(x_2) = 6 \int_0^1 x_1^2 x_2 dx_1 = 6x_2 \frac{x_1^3}{3} \Big|_0^1 = 2x_2$$

Luego las f.d.p condicionales

$$f_{X_1|X_2} = \frac{f_{X_1, X_2}(x_1, x_2)}{f_{X_2}(x_2)} = \frac{6x_1^2 x_2}{2x_2} = 3x_1^2$$

$$f_{X_2|X_1} = \frac{f_{X_1, X_2}(x_1, x_2)}{f_{X_1}(x_1)} = \frac{6x_1^2 x_2}{3x_1^2} = 2x_2$$

Finalmente las esperanzas condicionales son:

$$E(X_1|X_2) = \int_0^1 x_1 3x_1^2 dx_1 = 3 \int_0^1 x_1^3 dx_1 = \frac{3x_1^4}{4} \Big|_0^1 = \frac{3}{4}$$

$$E(X_2|X_1) = \int_0^1 x_2 f_{X_2|X_1}(x_2 | x_1) dx_2 = 2 \int_0^1 x_2^2 dx_2 = 2 \frac{x_2^3}{3} \Big|_0^1 = \frac{2}{3}$$