Distribuciones de Probabilidad Conjunta

V.a. bidimensional

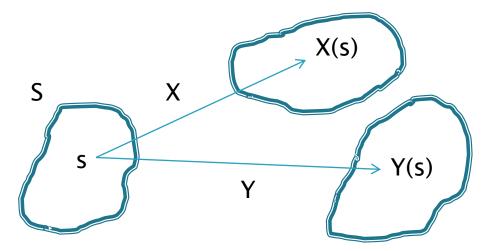
- Hasta ahora el resultado de un experimento era un único valor; es decir, las v.a. eran unidimensionales.
- En ocasiones nos interesa observar simultáneamente 2 o más características

Ejemplos

- Altura y peso de una persona.
- Dureza y resistencia de una pieza de acero.

V.a. bidimensional

Sea ε un experimento y S su espacio muestral. Sean X=X(s) e Y=Y(s) dos funciones que asignan un número real a cada $s \in S$.



Llamamos a (X,Y) *v.a. bidimensional*

V.a. n-dimensional

- Sea ε un experimento y S su espacio muestral.
- Si $X_1 = X_1(s)$, $X_2 = X_2(s)$, ..., $X_n = X_n(s)$ son n funciones, cada una de las cuales asigna un número real a cada resultado $s \in S$, entonces llamamos a

$$(X_1, X_2, ..., X_n)$$

una *variable aleatoria n-dimensional*.

V.a. bidimensionales

Clasificación

- (X,Y) es v.a. bidimensional discreta si X e Y son discretas
- (X,Y) es v.a. bidimensional continua si X e Y son continuas
- El caso X continua, Y discreta (o viceversa) no lo consideramos.

Recorrido de una v.a.bidimensional

Al conjunto de valores que toma la variable aleatoria bidimensional (X,Y) lo llamaremos recorrido de la v.a. (X,Y) y lo indicaremos R_{XY}

$$R_{XY} = \{(x,y) : x = X(s) \text{ e } y = Y(s) \text{ con } s \in S\}$$

▶ Note que $R_{XY} \subset R^2$

Clasificación de recorridos R_{XY}

- Como con cualquier espacio muestral, según el número de elementos que lo constituyen, podemos clasificar a los recorridos R_{XY} en
 - numerables (finitos o infinitos)
 - no-numerables.

Recorridos numerables

 Los recorridos numerables son, en general, de la forma

Finito

$$R_{XY} = \{(x_i, y_j) \text{ con } i=1,2,...n \text{ y } j=1,2, ...,m\}$$
$$= \{(x_1,y_1), (x_1, y_2), ..., (x_n, y_m)\}$$

$$R_{XY} = \{(x_i, y_j) \text{ con } i=1,2,... \text{ y } j=1,2, ...\}$$

= \{(x_1,y_1), (x_1, y_2), ...\}

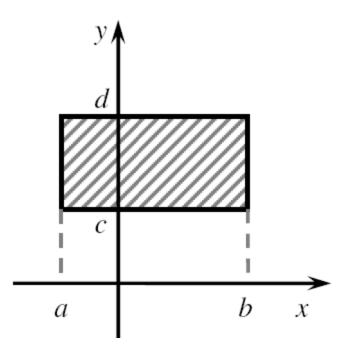
Infinito numerable

Recorridos no numerables

 Los recorridos no numerables son regiones o subconjuntos no numerables del plano Euclidiano.

Ejemplo

$$R_{xy} = \{(x,y): a \le x \le b; c \le y \le d\}$$

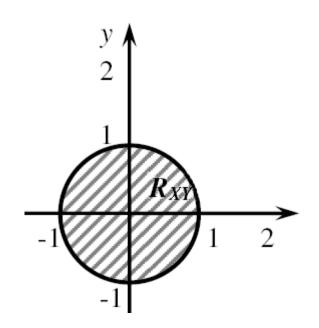


Recorridos no numerables

 Los recorridos no numerables son regiones o subconjuntos no numerables del plano Euclidiano.

Ejemplo

$$R_{xy} = \{(x,y): x^2 + y^2 \le 1\}$$



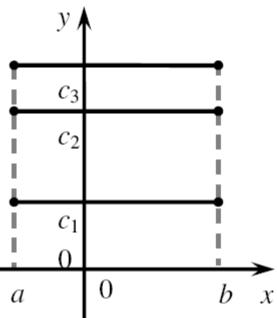
Recorridos no numerables

Los recorridos no numerables son regiones o subconjuntos no numerables del plano Euclidiano.

Ejemplo

$$R_{XY} = \{(x,y_i): a \le x \le b; y_i = c_1, c_2, c_3\}$$

Este es un recorrido no numerable "mixto"



Función de probabilidad

- Sea (X,Y) una v.a. bidimensional discreta y sea R_{XY} su recorrido (numerable).
- ▶ Sea p : $R_{XY} \rightarrow R$ una función que a cada (x_i, y_j) le asigna un número real $p(x_i, y_i)$ tal que

$$P(X=x_i,Y=y_j)=p(x_i,y_j) \forall p(x_i,y_j) \in R_{XY}$$

y que verifica

a)
$$p(x_i, y_j) \ge 0 \quad \forall (x_i, y_j) \in R_{XY}$$

$$b) \sum_{(x_i, y_j) \in R_{XY}} p(x_i, y_j) = \sum_{i} \sum_{j} p(x_i, y_j) = 1$$

A p la llamaremos función de probabilidad puntual conjunta de la v.a. bidimensional (X,Y).

- Una agencia de seguros vende pólizas para casas y autos de manera conjunta. Para una póliza de auto los montos deducibles (a cargo del propietario) son 100\$ y 250\$ mientras que para una casa son 0\$, 100\$ y 200\$.
- Cada cliente puede ser visto como una v.a. bidimensional (X,Y) donde
 X="cantidad deducible de la póliza de auto" e Y = "cant.deducible de la póliza de la casa"
- (Note que S tiene 6 elementos)

Suponga que la función de probabilidad (fdp) conjunta es la siguiente

	Y					
X	p(x,y)	0	100	200		
	100	0.20	0.10	0.20		
	250	0.05	0.5	0.30		

Es decir que P(100,200) = P(X=100, Y=200)=0.20

Suponga que la función de probabilidad (fdp) conjunta es la siguiente

	Υ					
X	p(x,y)	0	100	200		
	100	0.20	0.10	0.20		
	250	0.05	0.15	0.30		

$$P(Y \ge 100) = P(100,100) + P(100,200) + P(250,100) + P(250,200) = 0.1 + 0.2 + 0.15 + 0.3 = 0.75$$

Función de distribución marginal

 La función de distribución marginal de una v.a. discreta se obtiene sumando p(x,y) en los valores de la otra variable.

$$p_X(x_i) = P(X = x_i) = \sum_j p(x_i, y_j) \quad \forall i$$

$$p_Y(y_j) = P(Y = y_j) = \sum_i p(x_i, y_j) \quad \forall j$$

Las funciones p_X y p_Y coinciden con las distribuciones de probabilidad de X e Y respectivamente

Función de distribución marginal

> En el ejemplo de las pólizas de seguro

			Υ		
X	p(x,y)	0	100	200	$p_X(x)$
	100	0.20	0.10	0.20	0.5
	250	0.05	0.15	0.30	0.5
	p _Y (y)	0.25	0.25	0.50	

Función de probabilidad

- Sea (X,Y) una v.a. bidimensional continua y sea R_{XY} su recorrido (no numerable).
- Sea $f: R_{XY} \rightarrow R$ una función que a cada punto (x, y) de R_{XY} le asigna un número real f(x, y) tal que $P(B) = \iint f(x, y) dx dy \quad \forall B \subseteq R_{XY}$

y que verifica

a)
$$f(x, y) \ge 0 \quad \forall (x, y) \in \mathbb{R}^2$$

$$b) \iint\limits_{R^2} f(x, y) \, dx \, dy = 1$$

A f la llamaremos función de densidad de probabilidad conjunta de la v.a. bidimensional (X,Y).

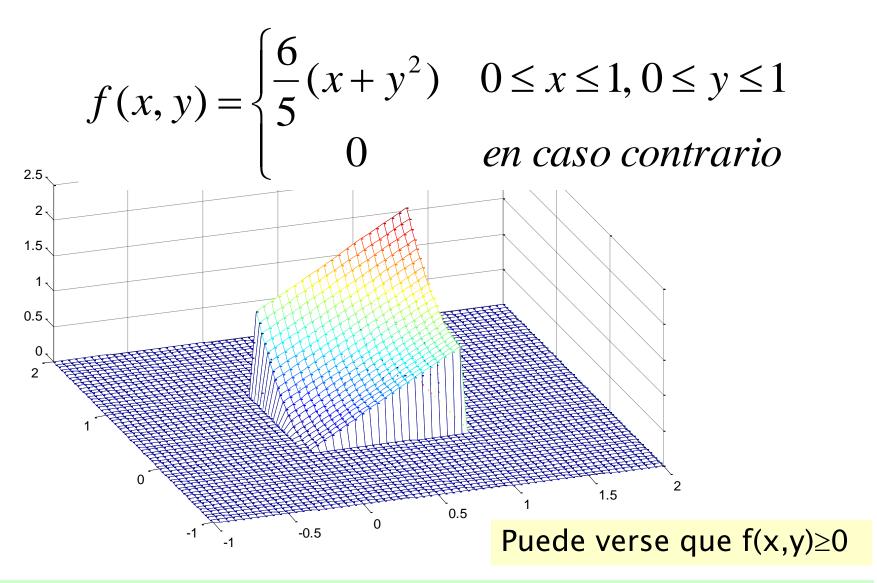
- Un banco tiene dos ventanillas para atención al cliente. En un día elegido al azar se observa la parte del tiempo en que está ocupada cada ventanilla. Por ejemplo (0.25, 0.75) indica que la 1er. ventanilla sólo se ocupó la cuarta parte del tiempo mientras que la 2da. estuvo activa un 75% del horario.
- En este ejemplo

$$R_{xy} = \{(x,y): 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 1\}$$

Suponga que la fdp conjunta de (X,Y) está dada por

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{6}{5}(x+y^2) & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 1\\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

Comprobar que es una fdp legítima.



falta ver si el volumen bajo la superficie f(x,y) y arriba del área determinada por (0,0) y (1,1) da 1

$$\int_{0}^{1} \int_{0}^{1} \frac{6}{5} (x + y^{2}) dx dy = \int_{0}^{1} \frac{6}{5} \left(\frac{1}{2} + y^{2} \right) dy$$

$$\frac{6}{5} \left(\frac{x^{2}}{2} + y^{2} x \right) \Big|_{0}^{1} = \frac{6}{5} \left(\frac{1}{2} + y^{2} \right)$$

$$\int_0^1 \int_0^1 \frac{6}{5} (x + y^2) \, dx \, dy = \int_0^1 \frac{6}{5} \left(\frac{1}{2} + y^2 \right) dy$$

$$= \frac{6}{5} \left(\frac{y}{2} + \frac{y^3}{3} \right) \Big|_{0}^{1} = \frac{6}{5} \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{3} \right) = 1$$

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{6}{5}(x+y^2) & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 1\\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

¿Cuál es la probabilidad de que las ventanillas estén ocupadas a lo sumo un cuarto del tiempo?

$$P\left(0 \le x \le \frac{1}{4}, 0 \le y \le \frac{1}{4}\right) = \int_0^{1/4} \int_0^{1/4} \frac{6}{5} (x + y^2) \, dx \, dy = 0.0109$$

fdp marginal

Las *funciones de densidad de probabilidad marginal* de X e Y, denotadas por $f_X(x)$ y $f_Y(y)$ respectivamente están dadas por

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$$
 para $-\infty < x < \infty$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$$
 $para -\infty < y < \infty$

 $f_Xy f_Y$ coinciden con las fdp de X e Y respectivamente

Ejemplo 4.3
$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{6}{5}(x+y^2) & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 1\\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

¿ Cuál es la fdp marginal de la ventanilla representada por X ?

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dy = \int_0^1 \frac{6}{5} (x + y^2) \, dy = \frac{6}{5} x + \frac{2}{5}$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{6}{5}x + \frac{2}{5} & 0 \le x \le 1\\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

Utilizando la siguiente fdp conjunta calcular la fdp marginal de Y.

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{6}{5}(x+y^2) & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 1\\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

• Utilizar $f_{\gamma}(y)$ para calcular

$$P\left(\frac{1}{4} \le Y \le \frac{3}{4}\right)$$

$$f_Y(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dx = \int_0^1 \frac{6}{5} (x + y^2) dx$$

$$= \frac{6}{5} \left(\frac{x^2}{2} + y^2 x \right) \Big|_{0}^{1} = \frac{3}{5} + \frac{6}{5} y^2$$

$$f_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{3}{5} + \frac{6}{5}y^{2} & 0 \le y \le 1\\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

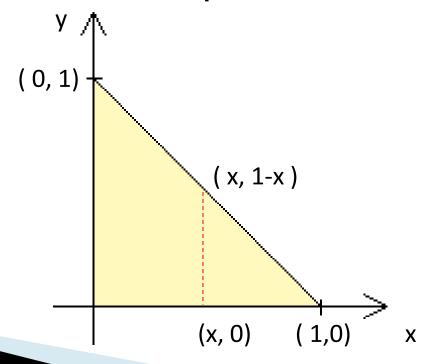
$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{5} + \frac{6}{5}y^2 & 0 \le y \le 1\\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

$$P\left(\frac{1}{4} \le Y \le \frac{3}{4}\right) = \int_{1/4}^{3/4} \left(\frac{6}{5}y^2 + \frac{3}{5}\right) dy = \left(\frac{2y^3}{5} + \frac{3y}{5}\right) \Big|_{1/4}^{3/4} =$$

$$= \frac{2}{5} \left(\frac{3}{4}\right)^3 + \frac{9}{20} - \frac{2}{5} \left(\frac{1}{4}\right)^3 - \frac{3}{20} = \frac{37}{80} = 0.4625$$

- Una compañía vende latas de nueces mixtas de lujo que contienen almendras, castañas y maní.
- El peso neto de cada lata es de 1kg.pero la contribución en peso de cada tipo de nuez es aleatoria.
- Como los tres pesos suman 1, un modelo de probabilidad conjunta para dos tipos de fruto da la información necesaria a cerca del tercer tipo.

- Se selecciona una lata al azar.
 - X="peso de las almendras en la lata"
 - Y= "peso de las castañas en la lata"
- La región de densidad positiva es la siguiente

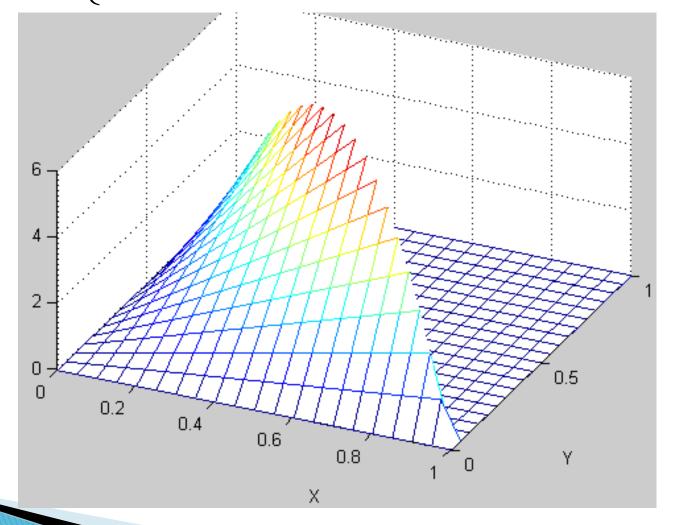


La *fdp conjunta* de X e Y es la siguiente

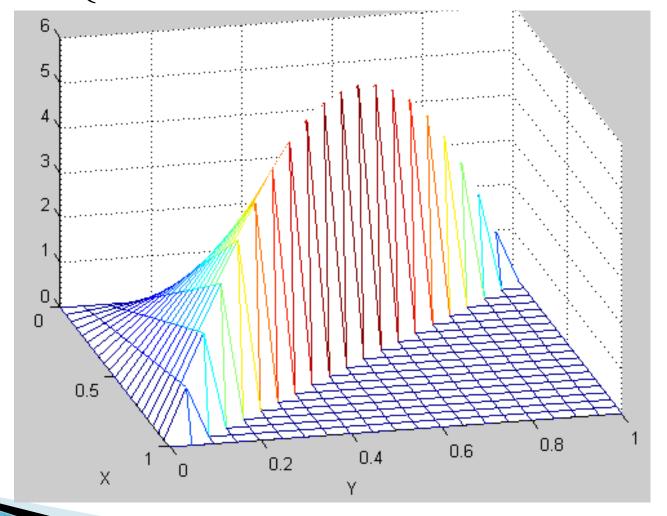
$$f(x,y) = \begin{cases} 24xy & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1, x + y \le 1 \\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

- a) Comprobar que es una fdp legítima.
- b) Calcular la probabilidad de que a lo sumo el 50% de la lata contenga almendras y castañas.
- c) Calcular la fdp para las almendras.

$$f(x,y) = \begin{cases} 24xy & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1, \ x+y \le 1 \\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$



$$f(x,y) = \begin{cases} 24xy & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1, \ x+y \le 1 \\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

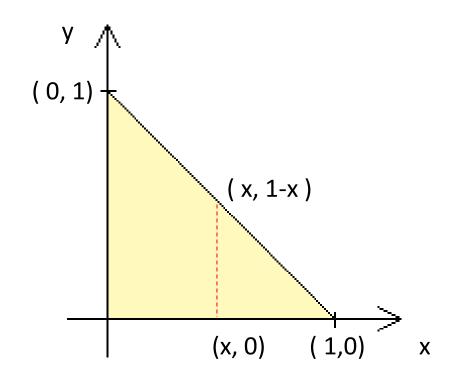


Para ver que

$$f(x,y) = \begin{cases} 24xy & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1, x + y \le 1 \\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

Es una fdp legítima debe cumplirse que f(x,y)≥0,y que el volumen bajo f(x,y) da 1.

Se cumple

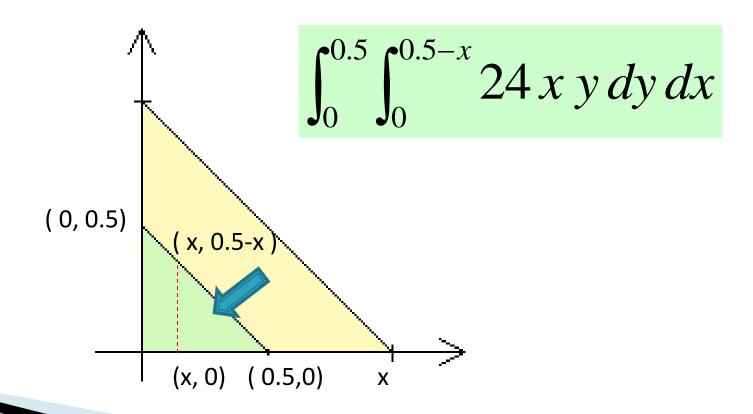


$$\int_0^1 \int_0^{1-x} 24xy \, dy \, dx = \int_0^1 24x \frac{(1-x)^2}{2} \, dx$$
$$= \int_0^1 12(x - 2x^2 + x^3) \, dx$$
$$= 6 - 8 + 3 = 1$$

Prof. Laura Lanzarini

Ejercicio 4.2

b) Calcular la probabilidad de que a lo sumo el 50% de la lata contenga almendras y castañas.



Ejercicio 4.2

 b) Calcular la probabilidad de que a lo sumo el 50% de la lata contenga almendras y castañas.

$$\int_{0}^{0.5} \int_{0}^{0.5-x} 24 x y \, dy \, dx = \int_{0}^{0.5} 12x (0.5-x)^{2} \, dx$$

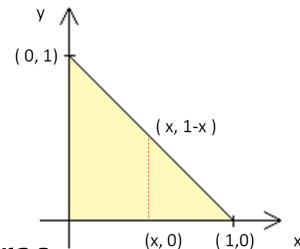
$$= \int_{0}^{0.5} (3x - 12x^{2} + 12x^{3}) \, dx$$

$$= \left(3\frac{x^{2}}{2} - 4x^{3} + 3x^{4} \right) \Big|_{0}^{0.5}$$

$$= \frac{3}{2} (0.5)^{2} - 4(0.5)^{3} + 3(0.5)^{4} = 0.0625$$

Prof. Laura Lanzarini

Ejercicio 4.2



c) Calcular la fdp para las almendras.

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dy = \int_{0}^{1-x} 24xy \, dy = 12x(1-x)^2$$

$$f_X(x) = \begin{cases} 12x(1-x)^2 & 0 \le x \le 1 \\ 0 & si \ no \end{cases}$$

Distribuciones Condicionales

- Sea (X,Y) una v.a. bidimensional discreta cuya fdp conjunta es p(x,y).
- Sean $p_X(x)$ y $p_Y(y)$ las fdp marginales de X e Y respectivamente.
- Definimos la función de probabilidad puntual de X condicional a Y como sigue

$$p_{X|Y}(x_i | y_j) = P(X = x_i | Y = y_j) = \frac{p(x_i, y_j)}{p_Y(y_j)}$$

Distribuciones Condicionales

- Sea (X,Y) una v.a. bidimensional discreta cuya fdp conjunta es p(x,y).
- Sean $p_X(x)$ y $p_Y(y)$ las fdp marginales de X e Y respectivamente.
- Definimos la función de probabilidad puntual de Y condicional a X como sigue

$$p_{Y|X}(y_j | x_i) = P(Y = y_j | X = x_i) = \frac{p(x_i, y_j)}{p_X(x_i)}$$

Volviendo al ejemplo de las pólizas de seguro

X	p(x,y)	0	100	200	p _X (x)
	100	0.20	0.10	0.20	0.5
	250	0.05	0.15	0.30	0.5
	p _Y (y)	0.25	0.25	0.50	

$$P(X = 250 | Y = 100) = \frac{P(X = 250, Y = 100)}{P(Y = 100)}$$
$$= \frac{p(250,100)}{p_Y(100)} = \frac{0.15}{0.25} = 0.6$$

Prof. Laura Lanzarini

Distribuciones Condicionales

- Sea (X,Y) una v.a. bidimensional continua cuya fdp conjunta es f(x,y).
- Sean $f_X(x)$ y $f_Y(y)$ las fdp marginales de X e Y respectivamente.
- Para cualquier valor y de Y para el cual f_Y(y)>0 definimos la función de densidad de probabilidad de X condicional a Y = y como sigue

$$f_{X|Y}(x \mid y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} \qquad -\infty < x < \infty$$

Distribuciones Condicionales

- Sea (X,Y) una v.a. bidimensional continua cuya fdp conjunta es f(x,y).
- Sean $f_X(x)$ y $f_Y(y)$ las fdp marginales de X e Y respectivamente.
- Para cualquier valor x de X para el cual f_X(x)>0 definimos la *función de densidad de probabilidad* de Y condicional a X=x como sigue

$$f_{Y|X}(y \mid x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} \qquad -\infty < y < \infty$$

Retomando el ejemplo de las ventanillas del banco donde X e Y representan la parte del tiempo en que están ocupadas las ventanillas 1 y 2 respectivamente.

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{6}{5}(x+y^2) & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 1\\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

 ¿Cuál es la probabilidad de que la ventanilla 2 esté ocupada a lo sumo la mitad del tiempo dado que X=0.8?

$$P(Y \le 0.5 \mid X = 0.8) = \int_{-\infty}^{0.1} f_{Y|X}(y \mid 0.8) dy$$

Ejemplo 4.5
$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{6}{5}(x+y^2) & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 1\\ 0 & si \ no \end{cases}$$

$$f_{Y|X}(y \mid 0.8) = \frac{f(0.8, y)}{f_X(0.8)} - \infty < y < \infty$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{6}{5}x + \frac{2}{5} & 0 \le x \le 1\\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

$$f_X(0.8) = \frac{6}{5} * 0.8 + \frac{2}{5} = \frac{34}{25}$$

Ejemplo 4.5
$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{6}{5}(x+y^2) & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 1\\ 0 & si \ no \end{cases}$$

$$f_{Y|X}(y|0.8) = \frac{f(0.8, y)}{\frac{34}{25}} = \frac{25f(0.8, y)}{34} - \infty < y < \infty$$
$$= \frac{25\left(\frac{6}{5}(0.8 + y^2)\right)}{34} = \frac{30(0.8 + y^2)}{34}$$

$$\therefore f_{Y|X}(y \mid 0.8) = \frac{24 + 30y^2}{34} \qquad 0 < y < 1$$

$$P(Y \le 0.5 \mid X = 0.8) = \int_{-\infty}^{0.5} f_{Y|X}(y \mid 0.8) dy$$
$$= \int_{0}^{0.5} \frac{1}{34} (24 + 30y^{2}) dy =$$
$$= \frac{1}{34} (24 * 0.5 + 10 * (0.5)^{3}) = 0.39$$

V.a. Independientes

- Sea (X,Y) una v.a. bidimensional discreta.
- Sea $p(x_i, y_j)$ su fdp conjunta y $p_X(x_i)$ y $p_Y(y_j)$ las correspondientes fdp marginales de X e Y.
- Decimos que X e Y son variables aleatorias independientes si y sólo si

$$p(x_i, y_j) = p_X(x_i) \cdot p_Y(y_j) \quad \forall (x_i, y_j) \in R_{XY}$$

Note que debe verificarse para todos los pares de valores $(x_i, y_i) \in R_{XY}$

- Una máquina se usa para un trabajo a la mañana y para otro diferente en la tarde. Sean X e Y el número de veces que la máquina falla en la mañana y en la tarde respectivamente.
- Esta es la fdp conjunta de (X,Y)

Y/X	0	1	2	p _Y (y _j)
0	0.1	0.2	0.2	0.5
1	0.04	0.08	0.08	0.2
2	0.06	0.12	0.12	0.3
$p_X(x_i)$	0.2	0.4	0.4	1

¿ X e Y son independientes?

Para demostrar que son independientes debe verificarse $p(x_i, y_i) = p_X(x_i) \cdot p_Y(y_i) \ \forall (x_i, y_i) \in R_{XY}$

$$p(0,0)=0.1 = p_x(0) \cdot p_y(0)=0.2*0.5$$

 $p(0,1)=0.04 = p_x(0) \cdot p_y(1)=0.2*0.2$
 $p(0,2)=0.06 = p_x(0) \cdot p_y(2)=0.2*0.3$
 $p(1,0)=0.2 = p_x(1) \cdot p_y(0)=0.4*0.5$
 $p(1,1)=0.08 = p_x(1) \cdot p_y(1)=0.4*0.2$
 $p(1,2)=0.12 = p_x(1) \cdot p_y(2)=0.4*0.3$
 $p(2,0)=0.2 = p_x(2) \cdot p_y(0)=0.4*0.5$
 $p(2,1)=0.08 = p_x(2) \cdot p_y(1)=0.4*0.5$

V.a. Independientes

- Sea (X,Y) una v.a. bidimensional continua.
- Sea f(x,y) su fdp conjunta y sean $f_X(x)$ y $f_Y(y)$ las fdp marginales de X e Y respectivamente.
- Decimos que X e Y son variables aleatorias independientes si y sólo si

$$f(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y) \quad \forall (x, y) \in \mathbb{R}^2$$

- Sean X e Y v.a. continuas que representan el tiempo de vida de dos dispositivos electrónicos.
- La fdp conjunta de la v.a. continua (X,Y) es:

$$f(x,y) = \begin{cases} e^{-(x+y)} & 0 \le x < \infty, 0 \le y < \infty \\ 0 & si \ no \end{cases}$$

Decir si X e Y son v.a. independientes.

Ejemplo 4.7
$$f(x, y) = \begin{cases} e^{-(x+y)} & 0 \le x < \infty, 0 \le y < \infty \\ 0 & si \, no \end{cases}$$

Calculamos las fdp marginales de X e Y

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy = \int_{0}^{\infty} e^{-(x+y)} dy = \int_{0}^{\infty} e^{-x} e^{-y} dy = e^{-x}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx = \int_{0}^{\infty} e^{-(x+y)} dx = \int_{0}^{\infty} e^{-x} e^{-y} dx = e^{-y}$$

Luego las fdp marginales son

$$f_X(x) = \begin{cases} e^{-x} & 0 \le x < \infty \\ 0 & si \ no \end{cases} \qquad f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y} & 0 \le y < \infty \\ 0 & si \ no \end{cases}$$

Vemos efectivamente que

$$f(x,y) = f_X(x).f_Y(y) = \begin{cases} e^{-(x+y)} = e^{-x}e^{-y} & 0 \le x < \infty, 0 \le y < \infty \\ 0 & si \ no \end{cases}$$

Es decir *X e Y son v.a. independientes*

Ejercicio

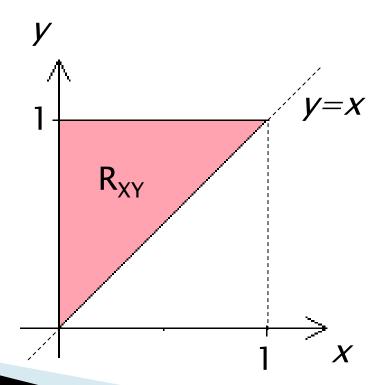
Sea una v.a. bidimensional continua con la siguiente fdp conjunta

$$f(x,y) = \begin{cases} 8xy & 0 \le x \le y < 1 \\ 0 & si \ no \end{cases}$$

Verificar que X e Y no son independientes.

Ejercicio

$$f(x,y) = \begin{cases} 8xy & 0 \le x \le y < 1 \\ 0 & si \ no \end{cases}$$



Ejercicio

Calculamos las fdp marginales de X e Y

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_x^1 8x \, y \, dy = 4x(1-x^2) & 0 \le x \le 1\\ 0 & si \, no \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_0^y 8x \, y \, dx = 4y^3 & 0 \le y \le 1\\ 0 & si \, no \end{cases}$$

Podemos ver que

$$f(x, y) = 8xy \neq 16x(1-x^2)y^3 = f_X(x).f_Y(y)$$

:. X e Y son variables aleatorias dependientes

Función de una v.a. bidimensional

- Ejemplo: Sean X e Y v.a. aleatorias que representan las medidas de una pieza seleccionada al azar
 - X=ancho de la pieza
 - Y=longitud de la pieza
 - Z=2X+2Y es el perímetro de la pieza
 W= X.Y es el área de la pieza

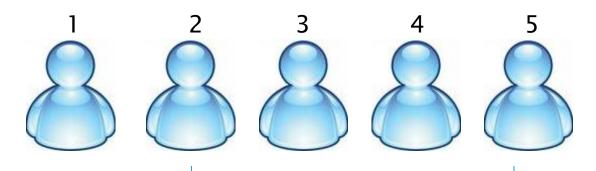
Z y W también son variables aleatorias

Esperanza de una función

Sean X e Y dos v.a. aleatorias distribuidas de manera conjunta con función de probabilidad conjunta p(x,y) si son discretas o fdp conjunta f(x,y) si son continuas. Entonces el valor esperado de una función h(X, Y) está dado por

$$E[h(X,Y)] = \begin{cases} \sum_{x} \sum_{y} h(x,y).p(x,y) & \text{Si X e Y son discretas} \\ \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} h(x,y).f(x,y) \, dx \, dy & \text{Si X e Y son continuas} \end{cases}$$

- Cinco amigos compraron entradas para un concierto. Los boletos son para los asientos 1 a 5 de una fila determinada.
- Si distribuyen al azar los boletos entre los cinco ¿cuál es el número esperado de asientos que separan a dos amigos cualesquiera de los cinco?



A cada par de amigos los separa un determinado número de asientos (ej:2)

- Sean X e Y los números de asiento del 1er. y 2do. individuo respectivamente.
- $R_{XY} = \{(1,2), (1,3), (1,4), (1,5), (2,1), (2,3), (2,4), (2,5), (3,1), (3,2), (3,4), (3,5), (4,1), (4,2), (4,3), (4,5), (5,1), (5,2), (5,3), (5,4)\}$
- Todos los pares son igualmente probables, entonces

$$p(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{20} & x = 1, ..., 5; y = 1, ..., 5; x \neq y \\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

- ▶ El nro. de asientos que separan a dos individuos es h(X,Y)=|X-Y|-1.
- En la siguiente tabla se da h(x,y) para cada par posible (x,y)

h(x,y)	1	2	3	4	5
1		0	1	2	3
2	0		0	1	2
3	1	0		0	1
4	2	1	0		0
5	3	2	1	0	

h(x,y)	1	2	3	4	5
1		0	1	2	3
2	0		0	1	2
3	1	0		0	1
4	2	1	0		0
5	3	2	1	0	

$$E[h(X,Y)] = \sum_{x} \sum_{y} h(x,y) p(x,y)$$

$$= \sum_{x=1}^{5} \sum_{\substack{y=1\\x \neq y}}^{5} (|x-y|-1) \cdot \frac{1}{20} = 1$$

 En el ejemplo de la fdp conjunta de la cantidad X de almendras y la cantidad Y de castañas en una lata de 1 kg. de nueces

$$f(x,y) = \begin{cases} 24xy & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1, \ x+y \le 1 \\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

 Si un kilo de almendras le cuesta a la empresa 1\$, 1 kg. de castañas cuesta \$1.50, 1kg.de maní cuesta \$0.50, indicar el valor esperado del contenido de la lata.

 El costo del contenido de la lata puede expresarse como

$$h(X,Y)=(1)X+(1.5)Y+(0.50)(1-X-Y)=0.5+0.5X+Y$$

El costo total esperado es

$$E[h(x,y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} h(x,y).f(x,y) dx dy$$
$$= \int_{0}^{1} \int_{0}^{1-x} (0.5 + 0.5x + y).24xy dx dy = $1.10$$

Esperanza de una suma de v.a.

Sean X e Y dos variables aletorias arbitrarias entonces

$$E(X+Y) = E(X) + E(Y)$$

Generalizando

$$E(X_1 + X_2 + ... + X_n) = E(X_1) + E(X_2) + ... + E(X_n)$$

o también

$$E\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right) = \sum_{i=1}^{n} E(X_{i})$$

Esperanza de un producto de v.a.

- En general la esperanza de un producto de variables aleatorias no es igual al producto de las esperanzas.
- Si (X,Y) es una v.a. bidimensional tal que X e Y son variables aleatorias independientes, entonces

$$E(X.Y) = E(X).E(Y)$$

Varianza de una suma de v.a.

$$V(X+Y) = V(X) + V(Y) + 2\sigma_{XY}$$

con

$$\sigma_{XY} = E(X.Y) - E(X).E(Y)$$

A σ_{XY} se la llama covarianza de X e Y

Covarianza

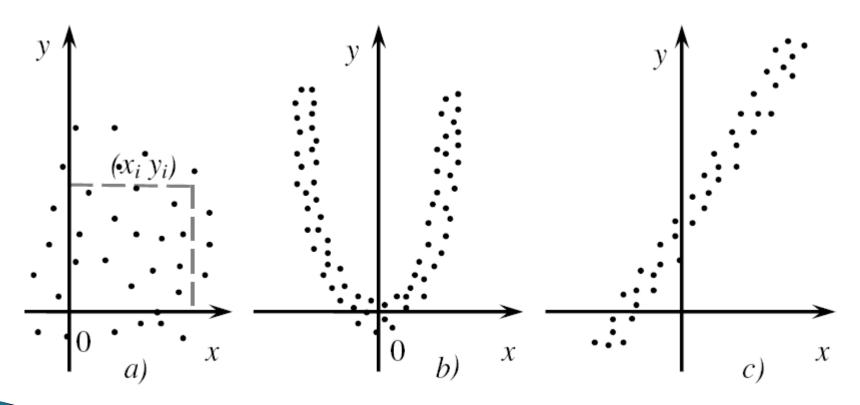
- Cuando dos v.a.X e Y no son independientes suele ser interesante evaluar cuan estrecha es la relación entre si.
- La **covarianza** entre dos v.a. X e Y es

$$Cov(X,Y) = E\{[(X - E(X))].[Y - E(Y)]\}$$

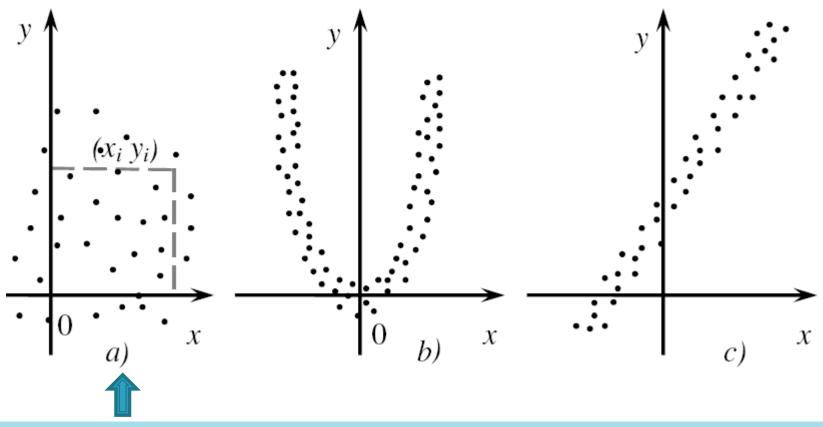
$$Cov(X,Y) = \begin{cases} \sum_{x} \sum_{y} (x - E(X))(y - E(Y)) p(x,y) & \text{discretas} \\ \sum_{x} \sum_{y} (x - E(X))(y - E(Y)) f(x,y) dx dy \\ \int_{-\infty - \infty} (x - E(X))(y - E(Y)) f(x,y) dx dy \end{cases}$$
X e Y continuas

Diagramas de Dispersión

 Consiste en dibujar pares de valores (x_i, y_j) medidos de la v.a. (X,Y) en un sistema de coordenadas

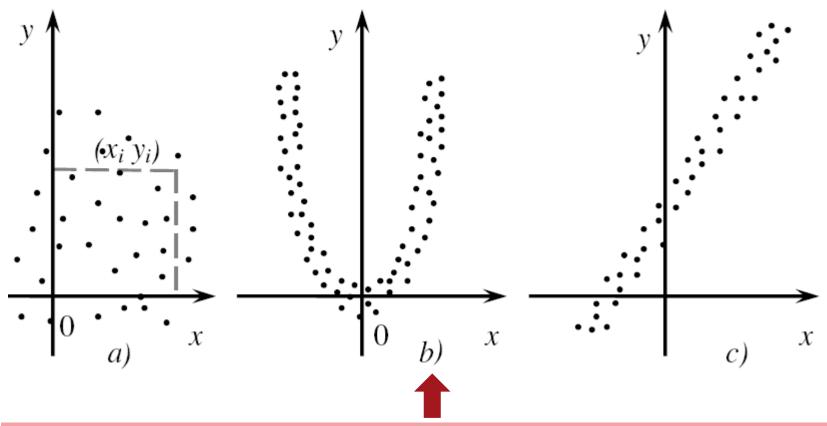


Diagramas de Dispersión



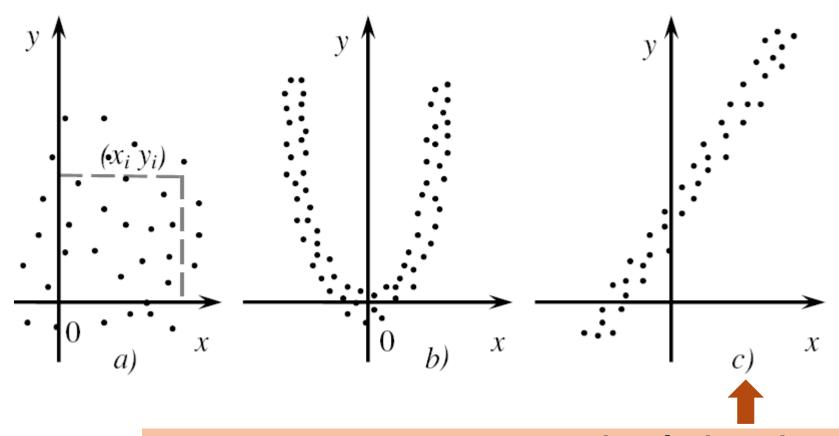
a) Entre X e Y no hay ninguna relación funcional

Diagramas de Dispersión



b) Entre X e Y podría existir un relación funcional que corresponde a una parábola

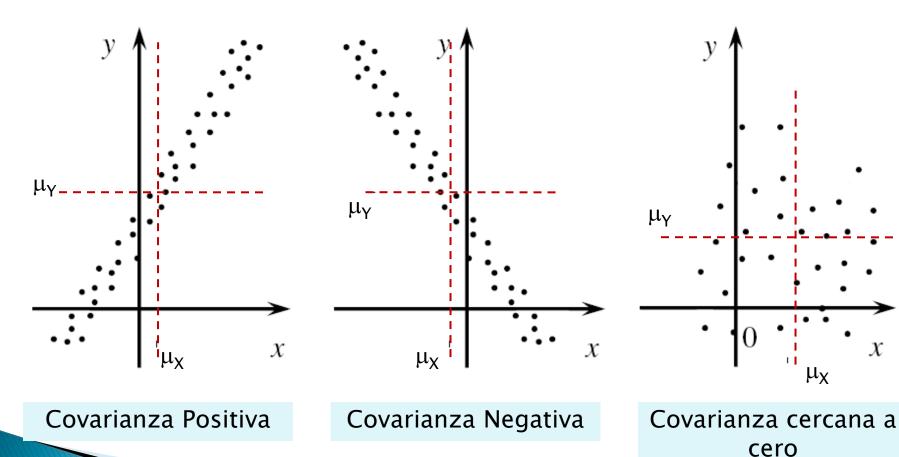
Diagramas de Dispersión



c) Entre X e Y existe una **relación lineal**. Este es el tipo de relación que nos interesa

Covarianza

$$Cov(X,Y) = \sum_{x} \sum_{y} (x - E(X))(y - E(Y))p(x.y)$$



Prof. Laura Lanzarini

Dadas las variables X e Y con la sigte.distribución

			Υ		
	p(x,y)	0	100	200	p _X (x)
X	100	0.20	0.10	0.20	0.5
	250	0.05	0.15	0.30	0.5
	p _Y (y)	0.25	0.25	0.50	

Calcular Cov(X,Y)

Υ

X	p(x,y)	0	100	200	$p_X(x)$
	100	0.20	0.10	0.20	0.5
	250	0.05	0.15	0.30	0.5
	p _Y (y)	0.25	0.25	0.50	

$$Cov(X,Y) = \sum_{x} \sum_{y} (x - E(X))(y - E(Y))p(x,y)$$

$$E(X) = \sum_{x} x.p_{X}(x) = 100*0.5 + 250*0.5 = 175$$

Υ

X	p(x,y)	0	100	200	$p_X(x)$
	100	0.20	0.10	0.20	0.5
	250	0.05	0.15	0.30	0.5
	p _Y (y)	0.25	0.25	0.50	

$$Cov(X,Y) = \sum_{x} \sum_{y} (x-175)(y-E(Y)) p(x,y)$$

$$E(Y) = \sum_{y} y.p_{Y}(y) = 0 + 100 * 0.25 + 200 * 0.5 = 125$$

Υ

X	p(x,y)	0	100	200	p _X (x)
	100	0.20	0.10	0.20	0.5
	250	0.05	0.15	0.30	0.5
	p _Y (y)	0.25	0.25	0.50	

$$Cov(X,Y) = \sum_{x} \sum_{y} (x-175)(y-125)p(x,y)$$

$$Cov(X,Y) = (100-175)(0-125)0.2 + (100-175)(100-125)0.1 +$$

$$(100-175)(200-125)0.2 + (250-175)(0-125)0.05 +$$

$$(250-175)(100-125)0.15 + (250-175)(200-125)0.30$$

$$= 1875$$

Covarianza

La covarianza entre dos v.a. X e Y también puede expresarse así

$$Cov(X,Y) = E\{[(X - E(X)].[Y - E(Y)]\}$$

= $E(X.Y) - E(X).E(Y)$

Si X e Y son v.a. independientes entonces Cov(X,Y)=0

 Las fdp conjunta y marginales de X=cantidad de almendras e Y=cant.de castañas fueron

$$f(x,y) = \begin{cases} 24xy & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1, \ x+y \le 1 \\ 0 & en \ caso \ contrario \end{cases}$$

$$f_X(x) = \begin{cases} 12x(1-x)^2 & 0 \le x \le 1 \\ 0 & si \ no \end{cases} \qquad f_Y(y) = \begin{cases} 12y(1-y)^2 & 0 \le y \le 1 \\ 0 & si \ no \end{cases}$$

Calcular Cov(X,Y) a partir de E(X.Y)-E(X).E(Y)

$$E(X) = \int_0^1 x \cdot f_X(x) dx = \int_0^1 x \cdot 12 \cdot x (1 - x)^2 = \frac{2}{5}$$

• En este ejemplo E(Y) = E(X)

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x.y. f(x, y) = \int_{0}^{1} \int_{0}^{1-x} 24x^{2}y^{2} dx dy =$$

$$= 8 \int_{0}^{1} x^{2} (1-x)^{3} dx = \frac{2}{15}$$

$$Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) =$$

$$= \frac{2}{15} - \left(\frac{2}{5}\right)\left(\frac{2}{5}\right) = \frac{2}{15} - \frac{4}{25} = -\frac{2}{75}$$

Es razonable que la covarianza sea negativa porque más almendras en la lata significan menos castañas.

Propiedades de la Covarianza

 Las siguientes propiedades pueden ser de utilidad

$$Cov(a+bX,c+dY) = bdCov(X,Y)$$

$$Cov(X+Y,Z) = Cov(X,Z) + Cov(Y,Z)$$

$$Cov(X,X) = V(X)$$

Defecto de la Covarianza

- Es importante notar que el valor calculado de la covarianza depende de las unidades de medición
- ▶ En el ejemplo del seguro: Cov(X,Y)=1875

Pero, si la cantidad deducible se expresó en centavos y no en pesos, entonces 100X reemplazaría a X y 100Y reemplazaría a Y

Cov(100X,100Y)=100*100*Cov(X,Y)=18750000

La elección de las unidades no debe tener ningún efecto en la medida de la fuerza de la relación

Sea (X,Y) una v.a.bidimensional definimos el coeficiente de correlación lineal entre X e Y, representado por Corr(X,Y), $\rho_{X,Y}$ o sólo ρ se define como

$$\rho_{X,Y} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X.\sigma_Y}$$

Propiedad 1

Si a y c son positivas o negativas

Corr(a
$$X + b$$
, c $Y + d$) = Corr(X,Y)

Es decir que el coeficiente de correlación no resulta afectado por un cambio lineal en las unidades de medición. Esto corrige el defecto de la Covarianza.

Propiedad 2

Para dos v.a. aleatorias cualesquiera X e Y

$$-1 \le \rho_{X,Y} \le 1$$

- En general se dice que la relación es
 - Fuerte si $|\rho| \ge 0.8$
 - Moderada si $0.5 < | \rho | < 0.8$
 - Débil si | ρ |≤ 0.5

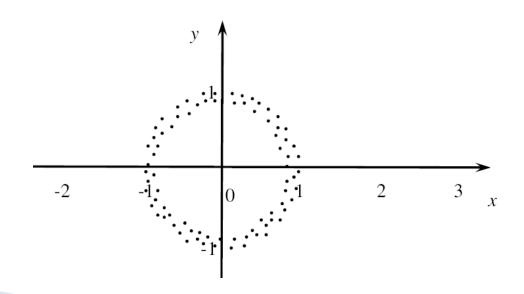
Propiedad 3

Si X e Y son independientes entonces $\rho=0$, pero $\rho=0$ no implica independencia.

- ρ sólo es una medida del grado de relación lineal entre X e Y.
- Que ρ=0 no significa que X e Y sean independientes sino que hay una ausencia completa de una relación lineal.

Propiedad 3

En este ejemplo $\rho_{X,Y}=0$ aunque puede verse que entre X e Y existe la siguiente relación $X^2+Y^2=1$



Propiedad 4

 $\rho = 1$ o -1 si y sólo si Y = aX + b donde a y b son constantes y a $\neq 0$.

- Sólo cuando X e Y tenga una relación lineal perfecta ρ será tan positiva o negativa como pueda ser.
- Que |ρ|<1 sólo indica que la relación no es completamente lineal pero podría existir una relación no lineal muy fuerte.

Resumen

- V.a.bidimensional
 - Recorrido
 - Numerable y no numerable
- Func.de Prob.Conjunta
 - p(x,y) Puntual -
 - f(x,y) densidad de prob
- Funciones Marginales
 - $p_X \vee p_Y$
 - fdp marginal
- Distrib.Condicionales
 - \circ $p_{X/Y}$ \vee $p_{Y/X}$
 - \circ $f_{X/Y}$ y $f_{Y/X}$

V.a.Independientes

- $\circ p(x,y) = p_X(x) \cdot p_Y(y)$
- $f(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$
- Esperanza
 - De una función
 - De una suma de v.a.
 - De un producto de v.a.
- Varianza de una suma
- Covarianza
 - Propiedades
 - Defecto
- Coef.de correlación
 - Propiedades