



Facultad de Ingeniería

Carrera de Ingeniería Electrónica
Carrera de Telecomunicaciones y Redes
Carrera de Ingeniería Mecatrónica

CURSO

Señales y Sistemas

TEMA

Múltiples variables aleatorias
Operaciones con múltiples variables aleatorias

PROFESOR

Ing. Christian del Carpio Damián

MÚLTIPLES VARIABLES ALEATÓRIAS

DISTRIBUCIÓN CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES

Función de distribución conjunta

La función de distribución conjunta se define como

$$F_{XY}(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y)$$

Para el caso discreto, se tiene:

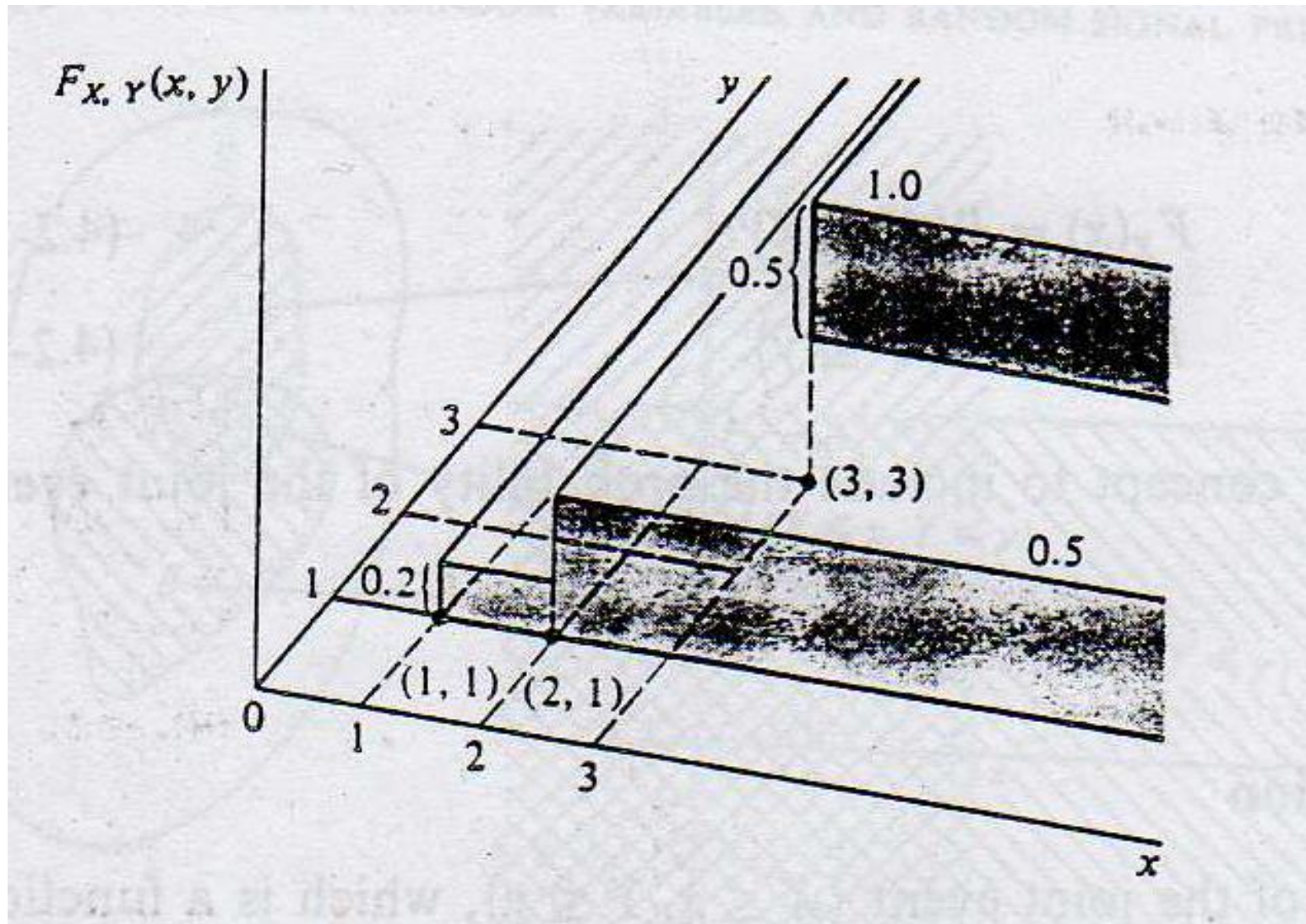
$$F_{XY}(x, y) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M P(x_i, y_j) u(x - x_i) u(y - y_j)$$

DISTRIBUCIÓN CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES

Ejemplo 1

Supongamos que el espacio muestra conjunto solo tiene tres elementos posibles: $(1,1)$, $(2,1)$ y $(3,3)$. Las probabilidades de estos elementos son $P(1,1)=0.2$; $P(2,1)=0.3$ y $P(3,3)=0.5$. Hallar $F_{XY}(x,y)$

DISTRIBUCIÓN CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES



Gráfica de la función de distribución conjunta del problema 1

DISTRIBUCIÓN CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES

Propiedades de la función de distribución conjunta

$$(1) \quad F_{XY}(-\infty, -\infty) = 0 \quad F_{XY}(-\infty, y) = 0 \quad F_{XY}(x, -\infty) = 0$$

$$(2) \quad F_{XY}(\infty, \infty) = 1$$

$$(3) \quad 0 \leq F_{XY}(x, y) \leq 1$$

$$(4) \quad F_{XY}(x, y) \text{ es una función no decreciente según } x \text{ e } y$$

$$(5) \quad F_{XY}(x_2, y_2) + F_{XY}(x_1, y_1) - F_{XY}(x_1, y_2) - F_{XY}(x_2, y_1) \\ = P\{x_1 < X \leq x_2, y_1 < Y \leq y_2\} \geq 0$$

$$(6) \quad F_{XY}(x, \infty) = F_X(x) \quad F_{XY}(\infty, y) = F_Y(y)$$

DISTRIBUCIÓN CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES

Ejemplo 2

Sea

$$F_{XY}(x, y) = 0.2u(x-1)u(y-1) + 0.3u(x-2)u(y-1) + 0.5u(x-3)u(y-3)$$

Determinar $F_X(x)$ y $F_Y(y)$

DENSIDAD CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES

Función de densidad de probabilidad conjunta

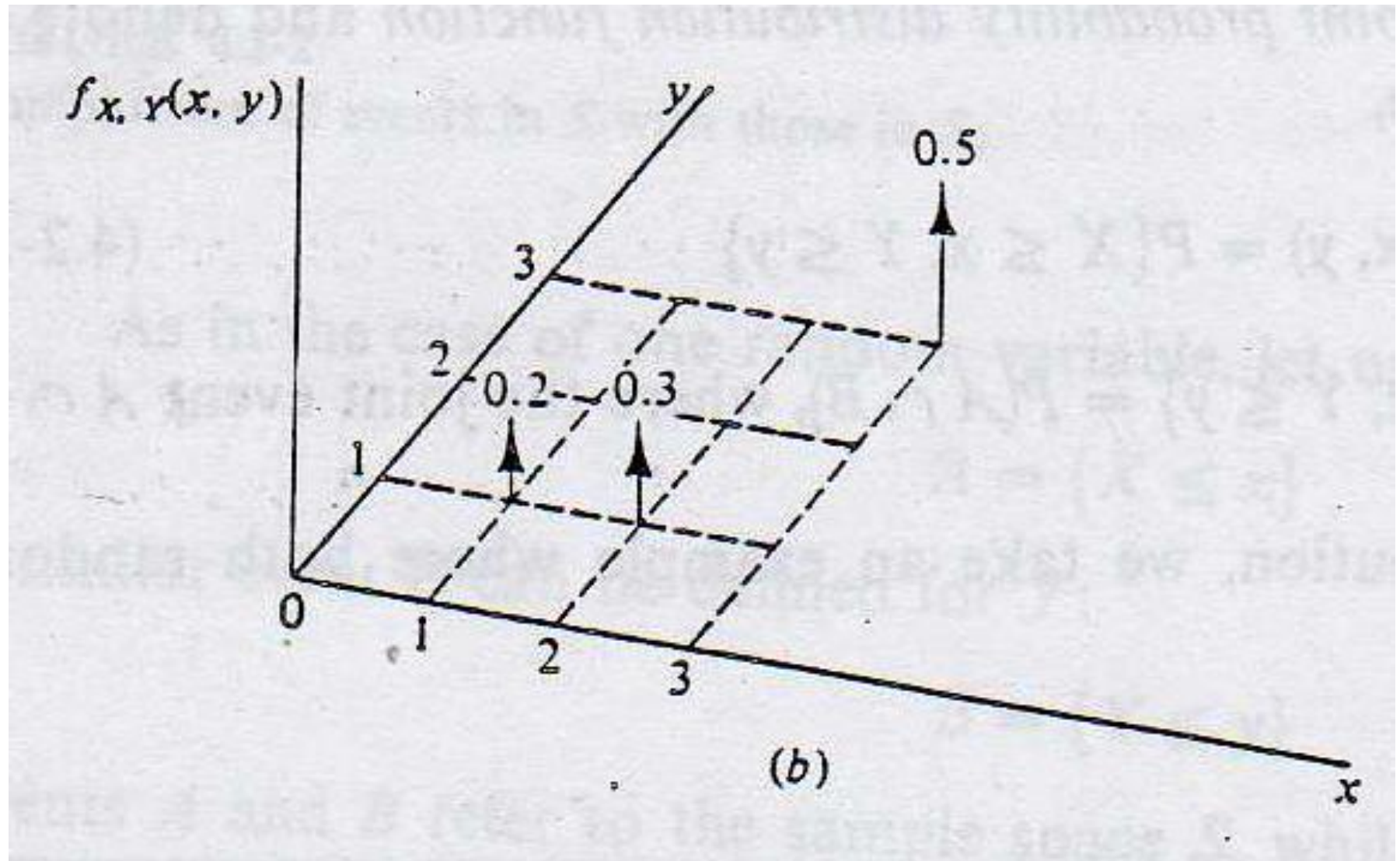
La función de densidad conjunta se define como

$$f_{XY}(x, y) = \frac{\partial^2 F_{XY}(x, y)}{\partial x \partial y}$$

Para el caso discreto, se tiene:

$$f_{XY}(x, y) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M P(x_i, y_j) \delta(x - x_i) \delta(y - y_j)$$

DENSIDAD CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES



Gráfica de la función de densidad conjunta del problema 1

DENSIDAD CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES

Propiedades de la función de densidad conjunta

$$(1) \quad 0 \leq f_{XY}(x, y)$$

$$(2) \quad \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, y) dx dy = 1$$

$$(3) \quad F_{XY}(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f_{XY}(p, s) dp ds$$

$$(4) \quad P(x_1 < X \leq X_2, y_1 < Y \leq y_2) = \int_{y_1}^{y_2} \int_{x_1}^{x_2} f_{XY}(x, y) dx dy$$

$$(5) \quad F_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^x f_{XY}(p, y) dp dy$$

$$(6) \quad F_Y(y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, s) dx ds$$

DENSIDAD CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES

Propiedades de la función de densidad conjunta

$$(7) f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, y) dy$$

$$(8) f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, y) dx$$

DENSIDAD CONJUNTA Y SUS PROPIEDADES

Ejemplo 3

En el desarrollo de un nuevo receptor para la transmisión de información digital, cada bit recibido se clasifica como aceptable, dudoso o inaceptable dependiendo de la calidad de la señal recibida, con probabilidades 0.9, 0.08 y 0.02, respectivamente. Suponga que la clasificación de cada bit es independiente.

En los primeros cuatro bits transmitidos, sea que X denote el número de bits aceptables y Y el número de bits dudosos.

Graficar la función de densidad conjunta de “ X ” e “ Y ”

INDEPENDENCIA ESTADÍSTICA

Dos variables aleatorias son independientes si se cumple:

$$f_{XY}(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$$

$$F_{XY}(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$$

INDEPENDENCIA ESTADÍSTICA

Ejemplo 4

Sea la función de densidad conjunta

$$f_{XY}(x, y) = \frac{1}{12} u(x)u(y)e^{-(x/4)-(y/3)}$$

Determinar

- a. $P\{2 < X \leq 4, -1 < Y \leq 5\}$
- b. si son independientes

INDEPENDENCIA ESTADÍSTICA

Ejemplo 5

Una función de densidad de probabilidad conjunta es dada por

$$f_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{ab} & 0 < x < a \quad \wedge \quad 0 < y < b \\ 0 & \text{otra forma} \end{cases}$$

Determinar

- a. $F_{XY}(xy)$
- b. si son independientes

INDEPENDENCIA ESTADÍSTICA

SUMA DE DOS VARIABLES ALEATORIAS

Se define “X” e “Y” dos variables aleatorias independientes

$$W = X + Y$$

La función de distribución seria

$$F_W(w) = P\{W \leq w\} = P\{X + Y \leq w\}$$

Así mismo:

$$F_W(w) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{w-y} f_{XY}(x, y) dx dy$$

INDEPENDENCIA ESTADÍSTICA

Debido a que “X” y “Y” son independientes se tiene:

$$F_W(w) = \int_{-\infty}^{\infty} f_Y(y) \int_{x=-\infty}^{w-y} f_X(x) dx dy$$

La función de densidad sería

$$f_W(w) = \int_{-\infty}^{\infty} f_Y(y) f_X(w-y) dy$$

INDEPENDENCIA ESTADÍSTICA

Ejemplo 6

Hallar la función de densidad de $W = X + Y$, donde las funciones de densidad de X e Y son

$$f_X(x) = \frac{1}{a}[u(x) - u(x - a)]$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{b}[u(y) - u(y - b)]$$

A demás se sabe que $0 < a < b$

TEOREMA DE LÍMITE CENTRAL

Sean “N” variables aleatorias independientes:

$$X_1, X_2, \dots, X_n$$

Se define

$$W = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

Luego se tiene que

$$f_W(w) = f_{X_1}(x_1) * f_{X_2}(x_2) * \dots * f_{X_N}(x_N)$$

Si $N \rightarrow \infty$ entonces $f_W(w)$ es Gaussiana

OPERACIONES CON MÚLTIPLES VARIABLES ALEATÓRIAS

CORRELACIÓN

Sean 2 variables aleatorias “X” e “Y”, entonces

$$R_{XY} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{XY}(x, y) dx dy = E[XY]$$

Si la correlación es

$$R_{XY} = E[X]E[Y]$$

entonces se dice que “X” e “Y” son no correlacionados.

Dos variables aleatorias independientes son **NO** correlacionadas.

CORRELACIÓN

Dos variables aleatorias no correlacionadas no necesariamente son independientes (excepción Gaussiana)

Para el caso discreto la correlación es

$$R_{XY} = E[XY] = \sum_{i=0}^M \sum_{j=0}^N x_i y_j f_{XY}(x_i, y_j)$$

CORRELACIÓN

Si para dos variables aleatorias “X” e “Y”

$$R_{XY} = 0$$

Se dice que son ortogonales

Ejemplo 7

Sea X una variable aleatoria que tiene $\bar{X} = 3$ y $\sigma_x^2 = 2$

Se define “Y” como $Y = -6X + 22$

Determinar R_{XY}

COVARIANZA

Si para dos variables aleatorias “X” e “Y”

$$C_{XY} = E\left[(X - \bar{X})(Y - \bar{Y})\right] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \bar{x})(y - \bar{y})f_{XY}(x, y)dxdy$$

Así mismo se tiene que

$$C_{XY} = R_{XY} - E[X]E[Y]$$

COEFICIENTE DE CORRELACIÓN

$$\rho_{XY} = \frac{C_{XY}}{\sigma_x \sigma_y}, \quad -1 \leq \rho_{XY} \leq 1$$

VARIABLES ALEATORIAS CONJUNTAMENTE GAUSSIANAS

Se dice que dos variables aleatorias “X” e “Y” son conjuntamente gaussianas si su función de densidad conjunta tiene la forma

$$f_{XY}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_X\sigma_Y\sqrt{1-\rho_{XY}^2}} e^{\frac{-1}{2(1-\rho_{XY}^2)} \left[\frac{(x-\bar{X})^2}{\sigma_X^2} - \frac{2\rho_{XY}(x-\bar{X})(y-\bar{Y})}{\sigma_X\sigma_Y} + \frac{(y-\bar{Y})^2}{\sigma_Y^2} \right]}$$

VARIABLES ALEATORIAS CONJUNTAMENTE GAUSSIANAS

Sean 2 variables aleatorias “X” e “Y” Gaussianas con coeficiente de correlación ρ_{XY} .

Se definen las siguientes variables obtenidas por rotación de “X” e “Y”

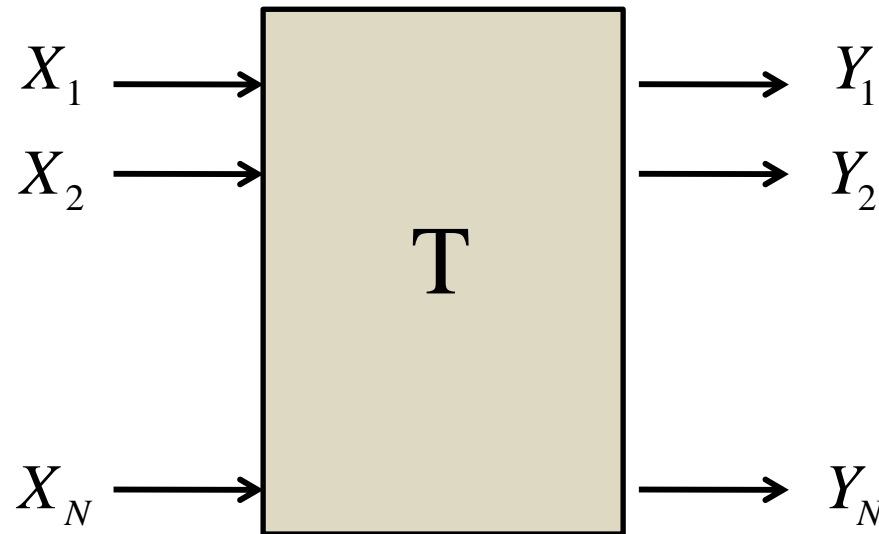
$$\begin{aligned}Y_1 &= X \cos(\theta) + Y \sin(\theta) \\Y_2 &= -X \sin(\theta) + Y \cos(\theta)\end{aligned}$$

Si

$$\theta = \frac{1}{2} \operatorname{tg}^{-1} \left(\frac{2\rho_{XY}\sigma_X\sigma_Y}{\sigma_X^2 - \sigma_Y^2} \right)$$

Entonces “Y1” e “Y2” son no correlacionadas e independientes

TRANSFORMACIÓN LINEAL DE VARIABLES GAUSSIANAS



$$Y_1 = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \dots + a_{1N}X_N$$

$$Y_2 = a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + \dots + a_{2N}X_N$$

$$Y_N = a_{N1}X_1 + a_{N2}X_2 + \dots + a_{NN}X_N$$

$a_{ij}, i \text{ y } j = 1, 2, \dots, N$
son números reales

TRANSFORMACIÓN LINEAL DE VARIABLES GAUSSIANAS

Se definen las siguientes matrices

$$[Y] = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} \quad [\bar{Y}] = \begin{bmatrix} \bar{Y}_1 \\ \bar{Y}_2 \\ \vdots \\ \bar{Y}_N \end{bmatrix} \quad [X] = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \quad [\bar{X}] = \begin{bmatrix} \bar{X}_1 \\ \bar{X}_2 \\ \vdots \\ \bar{X}_N \end{bmatrix}$$

$$[T] = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{1N} \\ a_{21} & a_{22} & \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{N1} & a_{N2} & a_{NN} \end{bmatrix}$$

TRANSFORMACIÓN LINEAL DE VARIABLES GAUSSIANAS

Se cumple que:

$$[Y] = [T][X]$$

$$[X] = [T]^{-1}[Y]$$

$$[Y - \bar{Y}] = [T][X - \bar{X}]$$

$$[X - \bar{X}] = [T]^{-1}[Y - \bar{Y}]$$

TRANSFORMACIÓN LINEAL DE VARIABLES GAUSSIANAS

Se define la matriz de covarianza como:

$$[C_X] = \begin{bmatrix} \sigma_{X_1}^2 & C_{X_1 X_2} & C_{X_1 X_N} \\ C_{X_2 X_1} & \sigma_{X_2}^2 & \\ C_{X_N X_1} & C_{X_N X_2} & \sigma_{X_N}^2 \end{bmatrix}$$

$C_{X_i X_j}$: covarianza *entre* X_i y X_j

$$C_{X_i X_j} = \overline{(X_i - \bar{X}_i)(X_j - \bar{X}_j)}$$

TRANSFORMACIÓN LINEAL DE VARIABLES GAUSSIANAS

Se define la matriz de covarianza como:

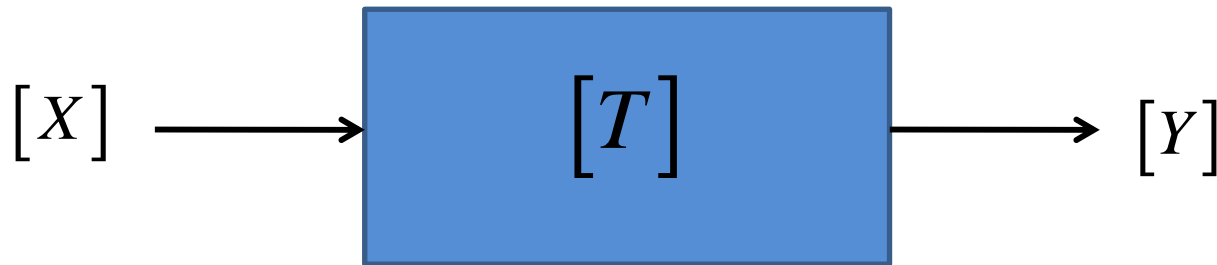
$$[C_Y] = \begin{bmatrix} \sigma_{Y_1}^2 & C_{Y_1 Y_2} & C_{Y_1 Y_N} \\ C_{Y_2 Y_1} & \sigma_{Y_2}^2 & \\ C_{Y_N Y_1} & C_{Y_N Y_2} & \sigma_{Y_N}^2 \end{bmatrix}$$

$C_{Y_i Y_j}$: covarianza *entre* Y_i y Y_j

$$C_{Y_i Y_j} = \overline{(Y_i - \bar{Y}_i)(Y_j - \bar{Y}_j)}$$

FUNCIÓN DE DENSIDAD GAUSSIANA CONJUNTA DE N-ESIMO ORDEN

$$f_{X_1, X_2, \dots, X_N}(x_1, x_2, \dots, x_N) = \frac{|[C_X]^{-1}|^{1/2}}{(2\pi)^{N/2}} e^{-\left[\frac{(X - \bar{X})^T (C_X)^{-1} (X - \bar{X})}{2} \right]}$$



FUNCIÓN DE DENSIDAD GAUSSIANA CONJUNTA DE N-ESIMO ORDEN

$$f_{Y_1, Y_2, \dots, Y_N}(y_1, y_2, \dots, y_N) = \frac{|[C_Y]^{-1}|^{1/2}}{(2\pi)^{N/2}} e^{-\left[\frac{(Y - \bar{Y})^T (C_Y)^{-1} (Y - \bar{Y})}{2} \right]}$$

$$[C_Y] = [T][C_X][T]^T$$

$$[\bar{Y}] = [T][\bar{X}]$$

FUNCIÓN DE DENSIDAD GAUSSIANA CONJUNTA DE N-ESIMO ORDEN

Ejemplo 8

Dos variables aleatorias X_1 y X_2 tienen media cero y varianzas 4 y 9 respectivamente. Su covarianza es 3. Si X_1 y X_2 son linealmente transformadas a nuevas variables Y_1 e Y_2 de acuerdo a:

$$Y_1 = X_1 - 2X_2$$

$$Y_2 = 3X_1 + 4X_2$$

Determinar la matriz de covarianza $[C_Y]$

FUENTE:

PEYTON Z. PEEBLES, Jr. “Principios de probabilidad, variables aleatorias y señales aleatorias” McGraw-Hill/INTERAMERICANA DE ESPAÑA, 4ª ed., 2006