

# Tema 4 - Variables aleatorias continuas multidimensionales

Ricardo Alberich, Juan Gabriel Gomila y Arnau Mir

**Variables aleatorias  
bidimensionales continuas**

# Variables aleatorias bidimensionales continuas

## Introducción

### DEFINICIÓN DE VARIABLE ALEATORIA BIDIMENSIONAL CONTINUA.

Recordemos que una v.a. bidimensional **continua** cuando su conjunto de valores en  $\mathbb{R}^2$ ,  $(X, Y)(\Omega)$  es un producto de intervalos.

### DEFINICIÓN FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN CONJUNTA

La función de distribución acumulada conjunto o simplemente distribución conjunta se define como

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

# Función de distribución acumulada, función de densidad

## DEFINICIÓN FUNCIÓN DE DENSIDAD CONJUNTA

Sea  $f_{XY} : \mathbb{R} \times \mathbb{R} \mapsto [0, +\infty)$  diremos que es una densidad bidimensional del vector aleatorio bidimensional  $(X, Y)$  si

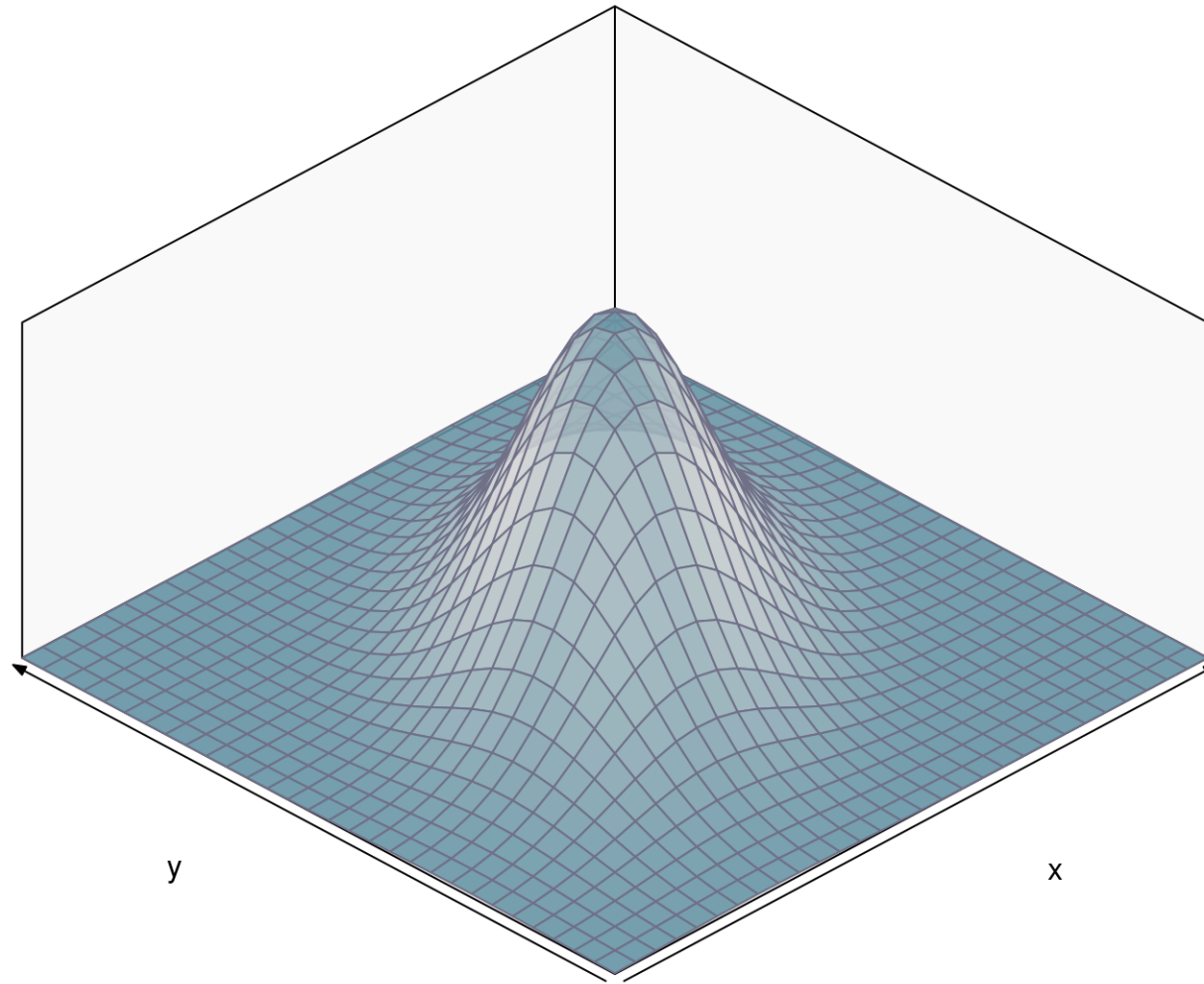
$$F_{XY}(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f_{XY}(t_x, t_y) dt_x dt_y.$$

Llamaremos dominio de la variable conjunta a

$$D_{XY} = \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid f_{XY}(x, y) > 0\}.$$

Es decir es el conjunto de valores posibles que toma la v.a.  $(X, Y)$ .

# Gráfica de una función de densidad



## Gráfica

```
library(tidyverse)
```

# Propiedades de la función de densidad conjunta

Sea  $(X, Y)$  una variable aleatoria bidimensional continua con dominio  $D_{XY} \subset \mathbb{R}^2$ .

Su función de densidad conjunta verifica las siguientes propiedades:

- $$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x, y) \, dx dy = 1.$$
- Sea  $B$  un subconjunto cualquiera del dominio  $D_{XY}$ . El valor de la probabilidad  $P((X, Y) \in B)$  se puede calcular de la forma siguiente:

$$P((X, Y) \in B) = \int \int_B f_{XY}(x, y) \, dx dy.$$

Es decir, la probabilidad de que la variable bidimensional tome valores en  $B$  es igual al volumen que genera la densidad conjunta sobre el recinto  $B$ .

# Distribuciones marginales

# Variables aleatorias marginales y su distribución

Consideremos una variable aleatoria **bidimensional continua**  $(X, Y)$  con **función de densidad conjunta**  $f_{XY}(x, y)$  y con dominio  $D_{XY}$ .

La **función de densidad conjunta** contiene suficiente información para obtener las **funciones de densidad** de las variables  $X$  e  $Y$ .

Dichas variables  $X$  e  $Y$  se denominan **variables marginales** y sus correspondientes **funciones de densidad**, **funciones de densidad marginales**  $f_X$  de la variable  $X$  con dominio  $D_X$  y  $f_Y$  de la variable  $Y$  con dominio  $D_Y$ .

Veamos cómo obtener  $f_X$  y  $f_Y$  a partir de la densidad conjunta  $f_{XY}$ .



# Funciones de probabilidad marginales

PROPOSICIÓN. CÁLCULO DE LAS FUNCIONES DE DENSIDAD MARGINALES.

Sea  $(X, Y)$  una variable aleatoria **bidimensional continua** con **función de densidad conjunta**  $f_{XY}(x, y)$ , con  $(x, y) \in D_{XY}$ .

Las **funciones de densidad marginales**  $f_X(x)$  y  $f_Y(y)$  se calculan usando las expresiones siguientes:

- $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x, y) \, dy.$
- $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x, y) \, dx.$

# Independencia de variables aleatorias continuas

Recordemos que dos sucesos  $A$  y  $B$  son independientes si

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B).$$

¿Cómo trasladar dicho concepto al caso de variables aleatorias continuas?

Dada una variable aleatoria bidimensional continua  $(X, Y)$  con dominio  $D_{XY}$

Así que al menos todos los sucesos de la forma  $P(X \leq x, Y \leq y)$  deberán ser independientes.

Esto implicará que cualesquiera dos sucesos de cada variables con independientes.

# Independencia de variables aleatorias continuas

## CONDICIONES PARA INDEPENDENCIA DE VARIABLES ALEATORIAS BIDIMENSIONALES CONTINUAS

Dada  $(X, Y)$  una variable aleatoria bidimensional continua con función de densidad  $f_{XY}$  y funciones de probabilidad marginales  $f_X$  y  $f_Y$ .

Diremos que  $X$  e  $Y$  son independientes si se cumple al menos una de las siguientes condiciones:

- $f_{XY}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$  para todo  $(x, y) \in D_{XY}$
- $F_{XY}(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$  para todo  $(x, y) \in D_{XY}$

# Esperanza y varianza de las distribuciones marginales

- $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_X(x) \, dx.$
- $E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y \cdot f_Y(y) \, dy.$
- $\sigma_X^2 = Var(X) = E((X - E(X))^2) = E(X^2) - E(X)^2.$
- $\sigma_Y^2 = Var(Y) = E((Y - E(Y))^2) = E(Y^2) - E(Y)^2.$

# Distibuciones condicionales

- Dado un valor fijo  $y \in D_Y$  definimos la distribución condicional de la v.a.  $X$  condicionada a que  $Y = y$  como

$$f_{X|Y=y}(x) = \frac{f_{XY}(x, y)}{f_Y(y)}, \text{ para todo } x \in D_X.$$

- Dado un valor fijo  $x \in D_X$  definimos la distribución condicional de la v.a.  $Y$  condicionada a que  $X = x$  como

$$f_{Y|X=x}(y) = \frac{f_{XY}(x, y)}{f_X(x)}, \text{ para todo } Y \in D_Y.$$

# Distibuciones condicionales e independencia

## PROPIEDAD

Si las variables  $X$  e  $Y$  son independientes se cumple que

- $f_{X|Y=y}(x) = f_X(x)$
- $f_{Y|X=x}(y) = f_Y(y)$

# Esperanzas condicionales

$$E(X|Y = y) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_{X|Y=y}(x) \, dx.$$

$$E(Y|X = x) = \int_{-\infty}^{+\infty} y \cdot f_{Y|X=x}(y) \, dy.$$

## PROPIEDAD

Si las variables  $X$  e  $Y$  son independientes se cumple que

1.  $E(X|Y = y) = E(X)$
2.  $E(Y|X = x) = E(Y)$

Esperanzas de funciones de v.a.  
continuas bidimensionales.  
Covarianza y correlación



# Esperanzas de funciones de v.a. continuas bidimensionales

## DEFINICIÓN:

Sea  $(X, Y)$  una variable aleatoria bidimensional continua y  $g(X, Y) : \mathbb{R}^2 \mapsto \mathbb{R}$  una función de esa variable bidimensional entonces

$$E(g(X, Y)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) \cdot f_{XY}(x, y) \, dx dy.$$

# Esperanzas de funciones de v.a. continuas bidimensionales

PROPIEDAD: En particular:

$$E(X + Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x + y) \cdot f_{XY}(x, y) \, dx dy = \mu_X + \mu_Y.$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X + Y) &= E \left( (X + Y - E(X + Y))^2 \right) \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x + y - (\mu_X + \mu_Y))^2 \cdot f_{XY}(x, y) \, dx dy. \end{aligned}$$

# Esperanzas de funciones de v.a. continuas bidimensionales

**PROPIEDAD:** Sea  $(X, Y)$  una variable aleatoria bidimensional entonces se cumple que:

- $E(X + Y) = E(X) + E(Y) = \mu_X + \mu_Y.$
- Si  $X$  e  $Y$  son independientes entonces  
 $E(X \cdot Y) = E(X) \cdot E(Y) = \mu_X \cdot \mu_Y.$
- Si  $X$  e  $Y$  son independientes entonces  
 $Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y) = \sigma_X^2 + \sigma_Y^2.$

# Covarianza y correlación

# Medida de la variación conjunta: covarianza

Se denomina **covarianza** entre las variables  $X$  e  $Y$ :

$$\sigma_{XY} = Cov(X, Y) = E((X - \mu_X)(Y - \mu_Y)).$$

La covarianza puede calcularse también con:

$$Cov(X, Y) = E(X \cdot Y) - E(X) \cdot E(Y) = E(X \cdot Y) - \mu_X \cdot \mu_Y,$$

**PROPIEDAD.** Si las variables  $X$  e  $Y$  son **independientes**, entonces  $Cov(X, Y) = 0$ .

Es una consecuencia de que si  $X$  e  $Y$  son independientes entonces que vimos que  $E(X \cdot Y) = E(X) \cdot E(Y) = \mu_X \cdot \mu_Y$ .

# Covarianza entre las variables

La **covarianza** es una medida de lo relacionadas están las variables  $X$  e  $Y$ :

- Si cuando  $X \geq \mu_X$ , también ocurre que  $Y \geq \mu_Y$  o viceversa, cuando  $X \leq \mu_X$ , también ocurre que  $Y \leq \mu_Y$ , el valor  $(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)$  será positivo y la **covarianza** será positiva.
- Si por el contrario, cuando  $X \geq \mu_X$ , también ocurre que  $Y \leq \mu_Y$  o viceversa, cuando  $X \leq \mu_X$ , también ocurre que  $Y \geq \mu_Y$ , el valor  $(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)$  será negativo y la **covarianza** será negativa.
- En cambio, si a veces ocurre una cosa y a veces ocurre otra, la **covarianza** va cambiando de signo y puede tener un valor cercano a 0.

# Propiedades de la covarianza

- Sea  $(X, Y)$  una variable aleatoria bidimensional. Entonces la **varianza de la suma/resta** se calcula usando la expresión siguiente:

$$Var(X \pm Y) = Var(X) + Var(Y) \pm 2 \cdot Cov(X, Y).$$

- Sea  $(X, Y)$  una variable aleatoria bidimensional donde las variables  $X$  e  $Y$  son **independientes**. Entonces:

$$Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y).$$

# Coeficiente de correlación entre las variables

**DEFINICIÓN DEL COEFICIENTE DE CORRELACIÓN.** Sea  $(X, Y)$  una variable aleatoria bidimensional. Se define el **coeficiente de correlación** entre las variables  $X$  e  $Y$  como:

$$\rho_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)} \cdot \sqrt{Var(Y)}} = \frac{E(X \cdot Y) - \mu_X \cdot \mu_Y}{\sqrt{E(X^2) - \mu_X^2} \cdot \sqrt{E(Y^2) - \mu_Y^2}}.$$



# Coeficiente de correlación entre las variables

**OBSERVACIÓN:** Si las variables  $X$  e  $Y$  son independientes, su **coeficiente de correlación**  $\rho_{XY} = 0$  es nulo ya que su **covarianza** lo es.

Notemos también que la **correlación** no tiene unidades y es invariante a cambios de escala.

Además, la **covarianza** de las **variables tipificadas**  $\frac{X - \mu_X}{\sigma_X}$  y  $\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y}$  coincide con la **correlación** de  $X$  e  $Y$ .

El **coeficiente de correlación** es un valor normalizado ya que siempre está entre -1 y 1:  $-1 \leq \rho_{XY} \leq 1$ .

# Coeficiente de correlación entre las variables

**OBSERVACIÓN.** Si las variables  $X$  e  $Y$  tiene dependencia lineal, por ejemplo si  $Y = a \cdot X + b$  para algunas constantes  $a, b \in \mathbb{R}$ , entonces su **coeficiente de correlación**  $\rho_{XY} = \pm 1$ , es decir toma el valor 1 si la pendiente  $a > 0$  y  $-1$  si  $a < 0$ .

De forma similar:

- si  $Cor(X, Y) = +1$   $X$  e  $Y$  tienen relación lineal con pendiente positiva.
- si  $Cor(X, Y) = -1$   $X$  e  $Y$  tienen relación lineal con pendiente negativa.

# Matriz de varianzas-covarianzas y matriz de correlaciones

Sea  $(X, Y)$  una variable bidimensional Notemos que

- $Cov(X, X) = \sigma_{XX} = \sigma_X^2$ .
- $Cov(Y, Y) = \sigma_{YY} = \sigma_Y^2$ .
- $\sigma_{XY} = Cov(X, Y) = Cov(Y, X) = \sigma_{YX}$ .

Se denomina matriz de varianzas-covarianzas y se suele denotar como  $\Sigma$  a

$$\Sigma = \begin{pmatrix} Cov(X, X) & Cov(X, Y) \\ Cov(Y, X) & Cov(Y, Y) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{XX} & \sigma_{XY} \\ \sigma_{YX} & \sigma_{YY} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_X^2 & \sigma_{XY} \\ \sigma_{YX} & \sigma_Y^2 \end{pmatrix}$$

# Matriz de varianzas-covarianzas y matriz de correlaciones

Sea  $(X, Y)$  una variable bidimensional Notemos que

- $Cor(X, X) = \rho_{XX} = 1.$
- $Cor(Y, Y) = \rho_{YY} = 1.$
- $\rho_{XY} = Cor(X, Y) = Cor(Y, X) = \rho_{YX}.$

# Matriz de varianzas-covarianzas y matriz de correlaciones

Se denomina matriz de correlaciones a

$$R = \begin{pmatrix} \text{Cor}(X, X) & \text{Cor}(X, Y) \\ \text{Cor}(Y, X) & \text{Cor}(Y, Y) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{XY} \\ \rho_{YX} & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{XY} \\ \rho_{XY} & 1 \end{pmatrix}.$$

# La distribución normal bivariante

# Definición de distribución normal bivalente

Sea  $(X, Y)$  una variable continua bidimensional con  $E(X) = \mu_X$ ,  
 $E(Y) = \mu_Y$

$$\sigma_X^2 = \text{Var}(X), \sigma_Y^2 = \text{Var}(Y), \sigma_{XY} = \text{Cov}(X, Y).$$

Y si denotamos por

$$\mu = \begin{pmatrix} \mu_X \\ \mu_Y \end{pmatrix}$$

y por

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_X^2 & \sigma_{XY} \\ \sigma_{XY} & \sigma_Y^2 \end{pmatrix}.$$

# Definición de distribución normal bivalente

Diremos que el vector  $\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix}$  sigue una ley normal o gaussiana bidimensional

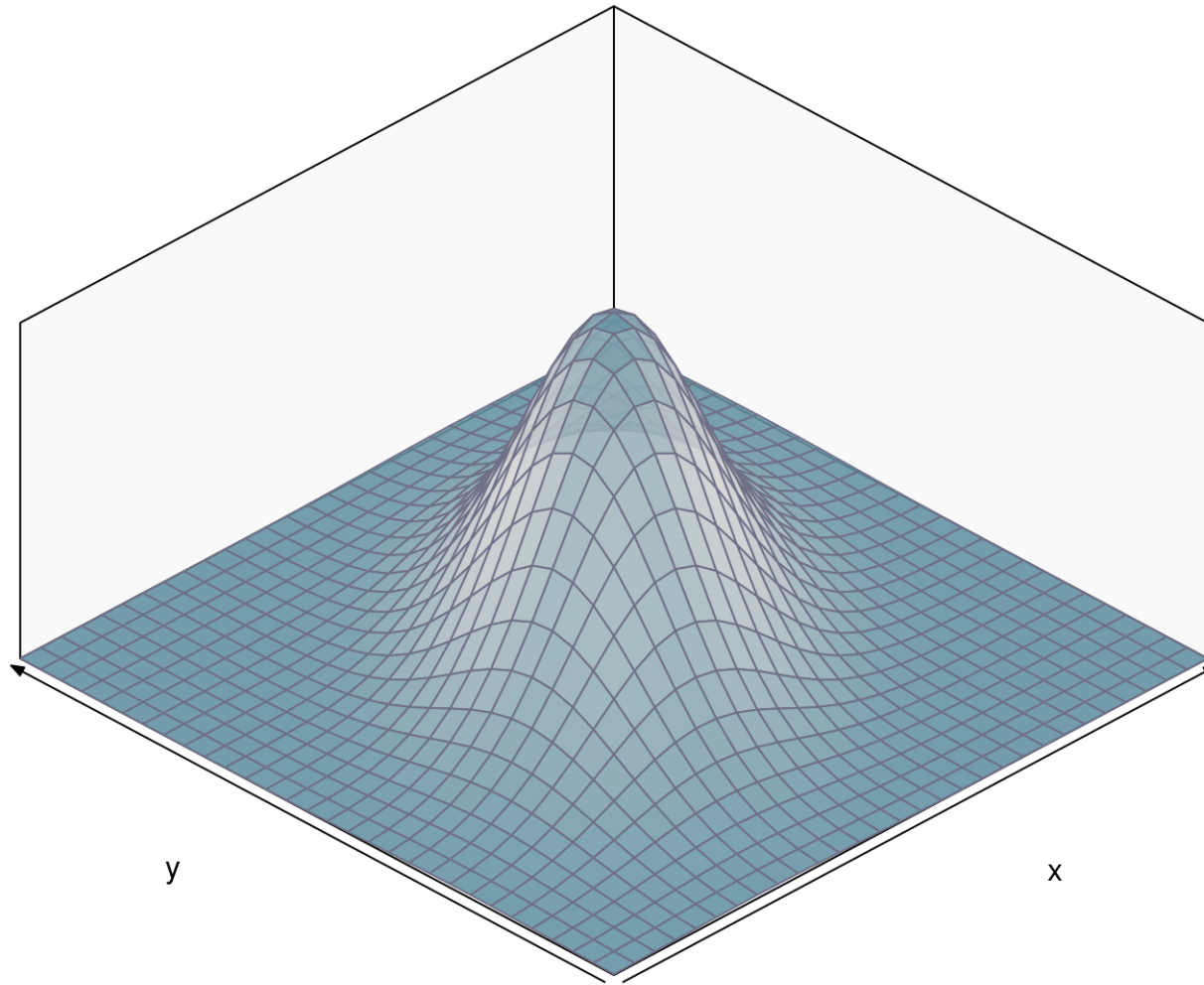
$$N \left( \mu = \begin{pmatrix} \mu_X \\ \mu_Y \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_X^2 & \sigma_{XY} \\ \sigma_{XY} & \sigma_Y^2 \end{pmatrix} \right)$$

si su densidad es

$$f_{XY}(x, y) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^2 \cdot \det(\Sigma)}} \cdot e^{-\frac{1}{2}((x,y)-\mu)^t \cdot \Sigma^{-1} \cdot ((x,y)-\mu)}.$$



# Gráfica de la distribución gaussiana $(X, Y)$ .



# Distribuciones multidimensionales

# Conceptos básicos. Función de probabilidad y de distribución.

Consideremos un vector compuesto de  $n$  variables aleatorias continuas  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$

Su función de densidad de probabilidad es una función  $f_{X_1, X_2, \dots, X_n} : \mathbb{R}^n \mapsto [0, +\infty)$  tal que

$$\begin{aligned} F_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) &= P(X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n) \\ &= \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \cdots \int_{-\infty}^{x_n} f(t_1, t_2, \dots, t_n) \, dt_1 dt_2 \cdots dt_n. \end{aligned}$$

# Independencia

## DEFINICIÓN INDEPENDENCIA

Diremos que las variables continuas  $X_1, X_2, \dots, X_n$  son **INDEPENDIENTES** cuando

$$f_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) = f_{X_1}(x_1) \cdot f_{X_2}(x_2) \cdot \dots \cdot f_{X_n}(x_n).$$

## PROPIEDAD

Las variables  $X_1, X_2, \dots, X_n$  son **INDEPENDIENTES** si y solo si

$$F_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_{X_1}(x_1) \cdot F_{X_2}(x_2) \cdot \dots \cdot F_{X_n}(x_n).$$

# Conceptos básicos

## VECTOR DE MEDIAS

Si denotamos  $E(X_i) = \mu_i$  para  $i = 1, 2, \dots, n$  el **vector de medias** es

$$E(X_1, X_2, \dots, X_n) = (E(X_1), E(X_2), \dots, E(X_n)) = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n).$$

## COVARIANZA Y VARIANZAS

Si denotamos  $\sigma_{ij} = \text{Cov}(X_i, X_j)$  para todo  $i, j$  en  $1, 2, \dots, n$  entonces tenemos que

- $\sigma_{ii} = \text{Cov}(X_i, X_i) = \sigma_{ii} = \sigma_i^2.$
- $\sigma_{ij} = \text{Cov}(X_i, X_j) = \text{Cov}(X_j, X_i) = \sigma_{ji}.$

# Conceptos básicos

Si denotamos  $\rho_{ij} = \text{Cor}(X_i, X_j)$  para todo  $i, j$  en  $1, 2, \dots, n$  entonces tenemos que

- $\rho_{ii} = \text{Cor}(X_i, X_i) = 1.$
- $\rho_{ij} = \text{Cor}(X_i, X_j) = \text{Cor}(X_j, X_i) = \rho_{ji}.$

# Matrices de varianzas-covarianzas y de correlaciones

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \dots & \sigma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \dots & \sigma_n^2 \end{pmatrix}, \quad R = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \dots & \rho_{1n} \\ \rho_{21} & 1 & \dots & \rho_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n1} & \rho_{n2} & \dots & 1 \end{pmatrix}.$$