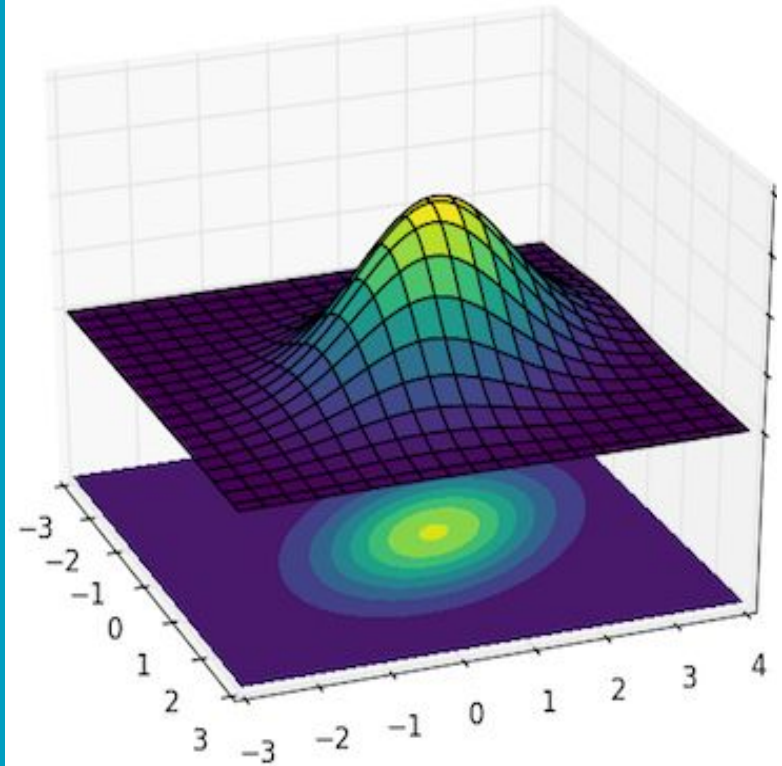


Procesos estocásticos (86.09)

- Vectores Aleatorios Gaussianos
- Transformación afín

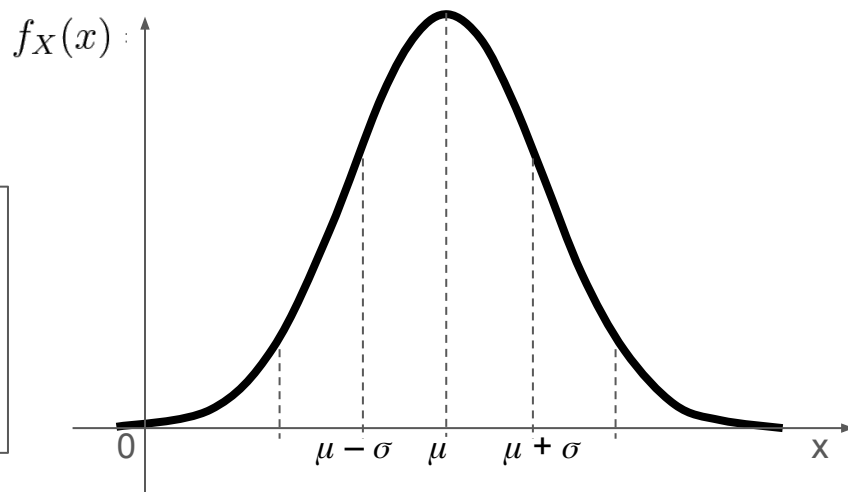


Vectores aleatorios gaussianos

Variable aleatoria con **distribución normal**

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} \exp \left(-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2} \right)$$



Vectores aleatorios gaussianos

Vector aleatorio **gaussiano**

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix}$$

Diagram illustrating the components of a Gaussian random vector \mathbf{X} . The vector is shown as a column of elements X_1, X_2, \dots, X_n . Each component X_i is circled in red, and a red arrow points from it to its corresponding normal distribution: $X_1 \sim \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$, $X_2 \sim \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$, and $X_n \sim \mathcal{N}(\mu_n, \sigma_n^2)$. The entire vector definition is enclosed in a dashed red box.

$$\mathbf{X} \sim \mathcal{N}(\mu_{\mathbf{X}}, C_{\mathbf{X}})$$

Cada una de sus componentes es una VA con distribución normal, cada una con su media y varianza. No necesariamente independientes.

Vectores aleatorios gaussianos

Función de densidad conjunta:

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{N/2} |C_X|^{1/2}} \exp \left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_X)^T C_X^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_X) \right)$$

Donde:

$$\mathbf{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_N \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\mu}_X = \begin{bmatrix} \mu_{X_1} \\ \mu_{X_2} \\ \vdots \\ \mu_{X_N} \end{bmatrix} \quad C_X = \begin{bmatrix} \text{Var}(X_1) & \text{Cov}(X_1, X_2) & \cdots & \text{Cov}(X_1, X_N) \\ \text{Cov}(X_2, X_1) & \text{Var}(X_2) & \cdots & \text{Cov}(X_2, X_N) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(X_N, X_1) & \text{Cov}(X_N, X_2) & \cdots & \text{Var}(X_N) \end{bmatrix}$$

Vectores aleatorios gaussianos (N=2)

Caso particular $\mathbf{x} = [x \ y]^T \in \mathbb{R}^2$

Sin perder generalidad, veamos el caso **normal bivariado** de media nula y covarianza C_X .

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = \frac{1}{2\pi |C_X|^{1/2}} \exp \left(-\frac{1}{2} \mathbf{x}^T C_X^{-1} \mathbf{x} \right)$$

Podemos expresar la matriz de covarianza $C_X \in \mathbb{R}^{2 \times 2}$ y su inversa C_X^{-1} en términos de las varianzas y coeficiente de correlación:

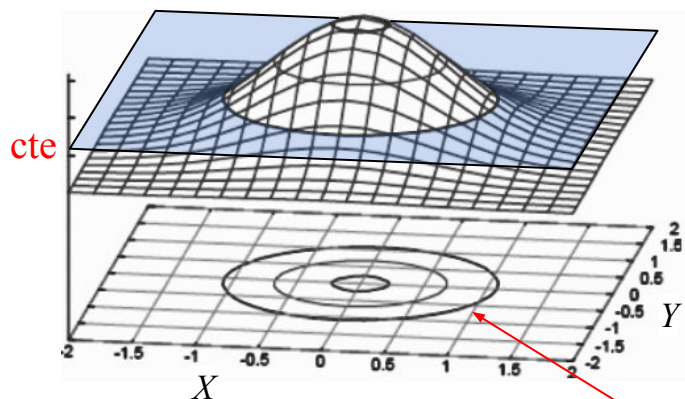
$$C_X = \begin{bmatrix} \sigma_X^2 & \rho\sigma_X\sigma_Y \\ \rho\sigma_X\sigma_Y & \sigma_Y^2 \end{bmatrix} \quad C_X^{-1} = \frac{1}{\sigma_X^2\sigma_Y^2(1-\rho^2)} \begin{bmatrix} \sigma_Y^2 & -\rho\sigma_X\sigma_Y \\ -\rho\sigma_X\sigma_Y & \sigma_X^2 \end{bmatrix}$$

Veamos qué pasa con el exponente:

$$\mathbf{x}^T C_X^{-1} \mathbf{x} = \frac{1}{1-\rho^2} \left(\frac{x^2}{\sigma_X^2} - \frac{2\rho xy}{\sigma_X\sigma_Y} + \frac{y^2}{\sigma_Y^2} \right)$$

Vectores aleatorios gaussianos (N=2)

Caso particular $\mathbf{x} = [x \ y]^T \in \mathbb{R}^2$



Elipses

Evaluando los puntos de la superficie que tienen una $f_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}) = \text{cte}$, obtenemos las curvas de nivel (Elipses para la normal bivariada)

$$\frac{1}{2\pi |C_X|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \mathbf{x}^T C_X^{-1} \mathbf{x}\right) = \text{cte}$$

$$\exp\left(-\frac{1}{2} \mathbf{x}^T C_X^{-1} \mathbf{x}\right) = \text{cte} 2\pi |C_X|^{1/2}$$

$$\mathbf{x}^T C_X^{-1} \mathbf{x} = -2 \ln\left(\text{cte} 2\pi |C_X|^{1/2}\right) = \text{cte}'$$

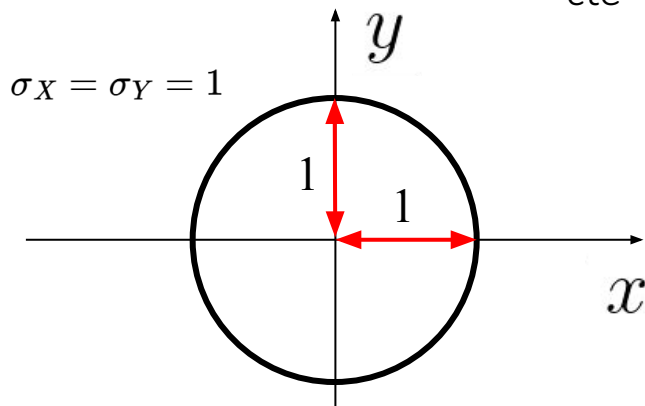
$$\frac{x^2}{\sigma_X^2} - \frac{2\rho xy}{\sigma_X \sigma_Y} + \frac{y^2}{\sigma_Y^2} = \text{cte}'(1 - \rho^2) = \text{cte}''$$

Curvas de nivel – Gaussiana multivariada

Vector descorrelacionado
y normalizado

$$C_X = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

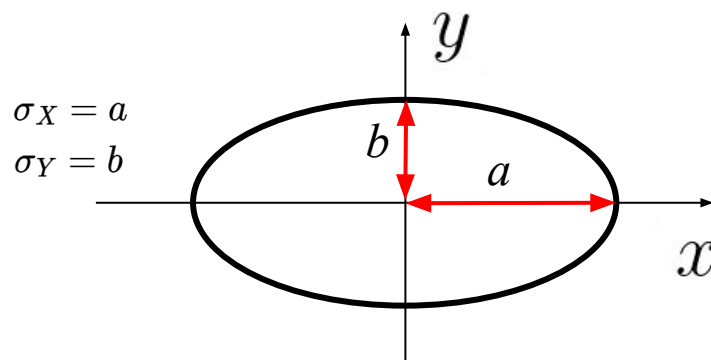
$$x^2 + y^2 = 1 \quad \leftarrow \text{Suponer cte} = 1$$



Vector descorrelacionado

$$C_X = \begin{bmatrix} \sigma_X^2 & 0 \\ 0 & \sigma_Y^2 \end{bmatrix}$$

$$\frac{x^2}{\sigma_X^2} + \frac{y^2}{\sigma_Y^2} = 1$$

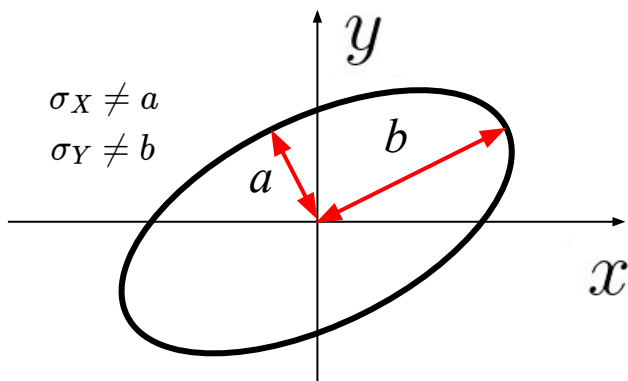


Curvas de nivel – Gaussiana multivariada

Vector correlacionado

$$C_X = \begin{bmatrix} \sigma_X^2 & \rho\sigma_X\sigma_Y \\ \rho\sigma_X\sigma_Y & \sigma_Y^2 \end{bmatrix}$$

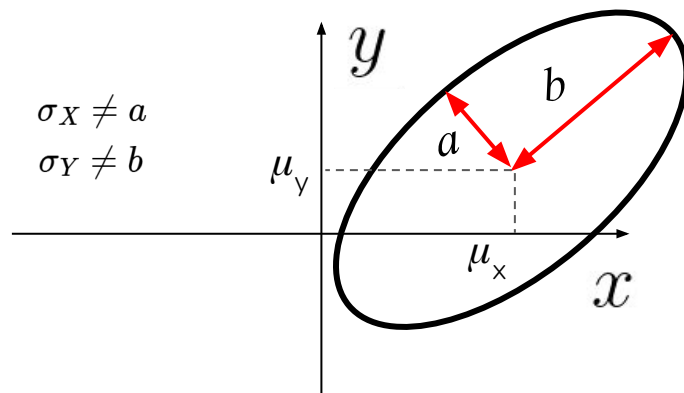
$$\frac{x^2}{\sigma_X^2} - \frac{2\rho xy}{\sigma_X\sigma_Y} + \frac{y^2}{\sigma_Y^2} = 1$$



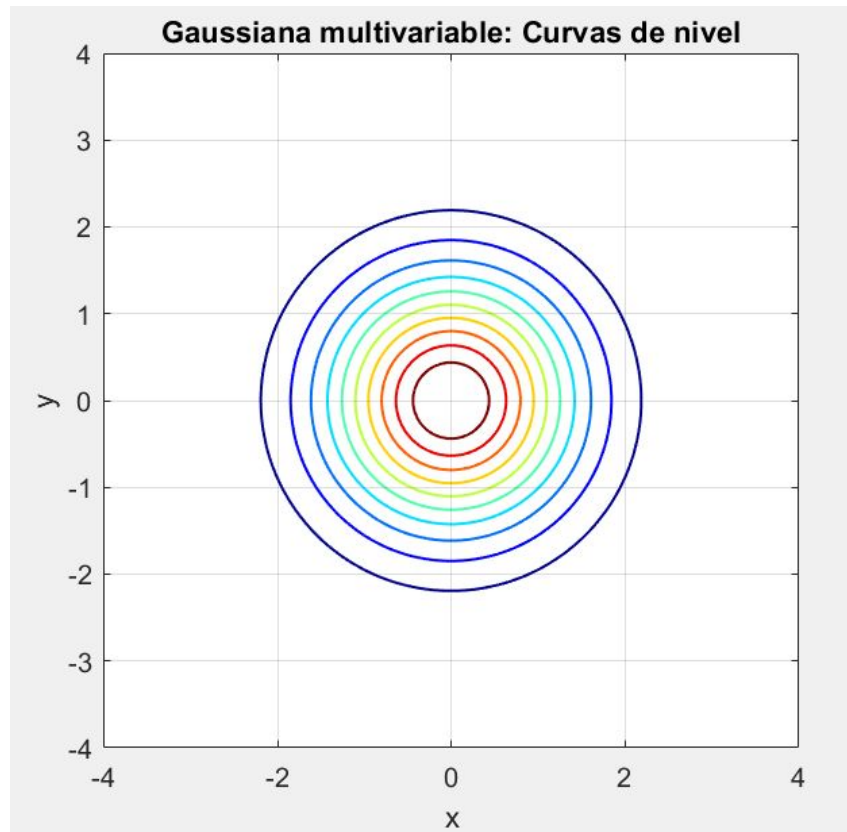
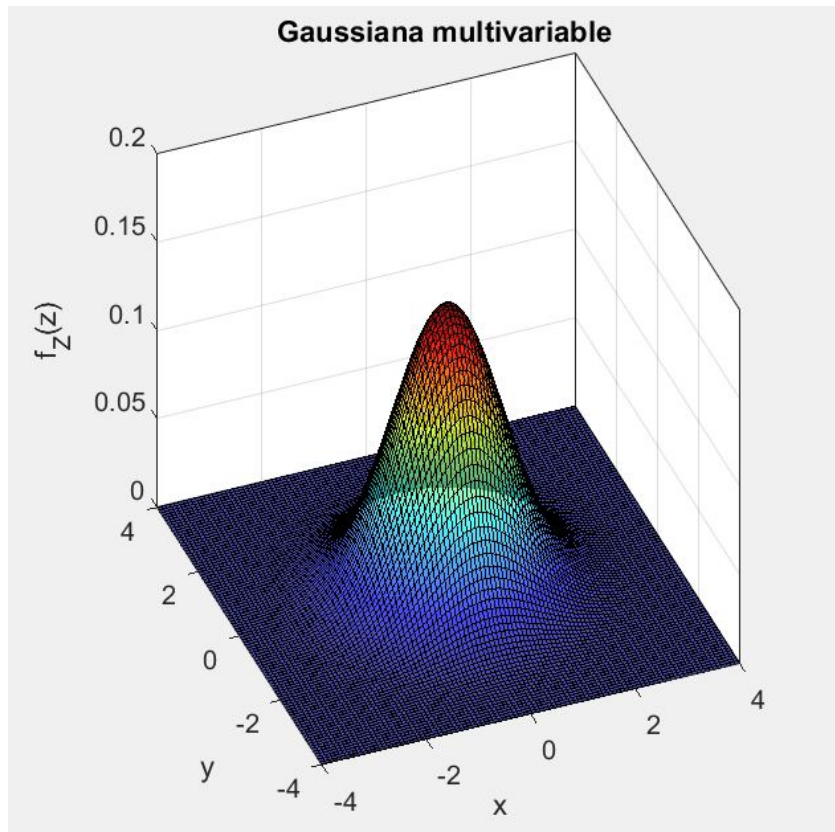
Vector correlacionado y desplazado

$$C_X = \begin{bmatrix} \sigma_X^2 & \rho\sigma_X\sigma_Y \\ \rho\sigma_X\sigma_Y & \sigma_Y^2 \end{bmatrix} \quad \mu = \begin{bmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{bmatrix}$$

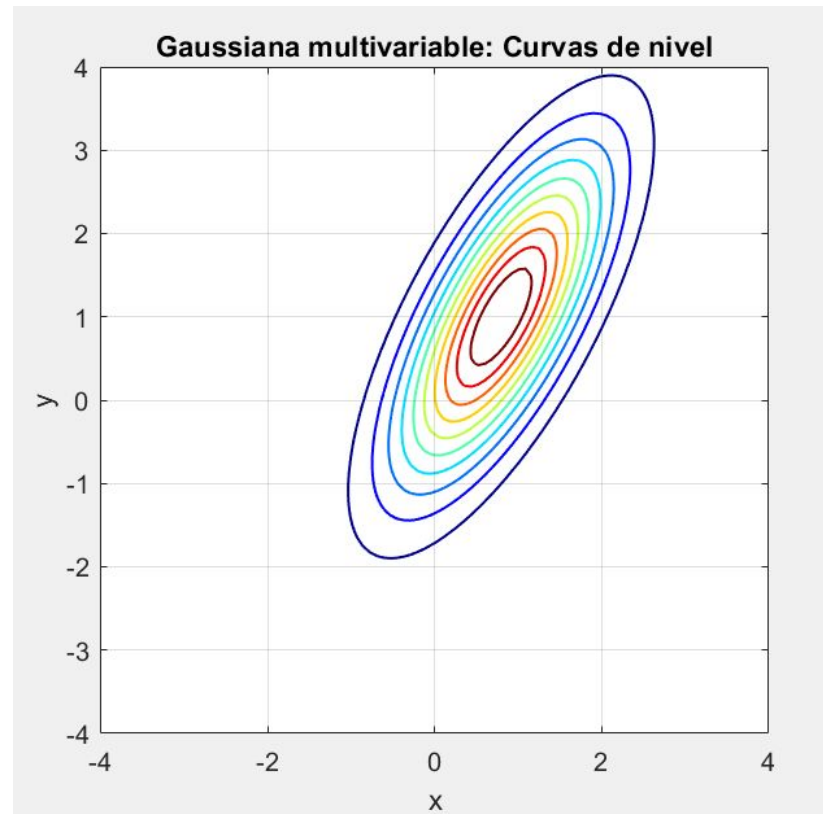
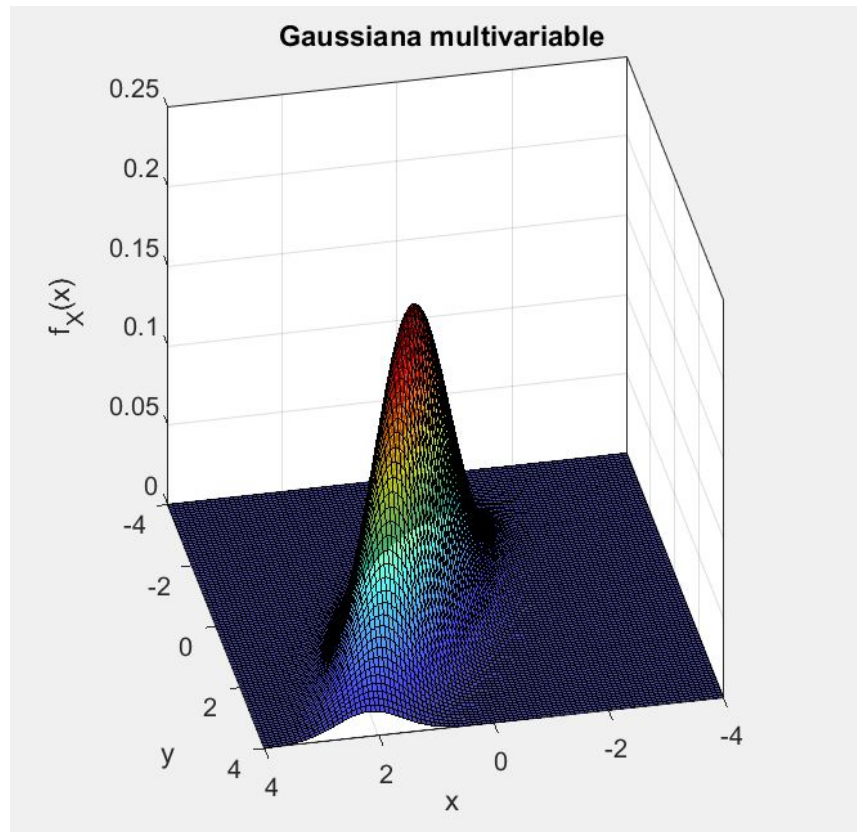
$$\frac{(x - \mu_x)^2}{\sigma_X^2} - \frac{2\rho(x - \mu_x)(y - \mu_y)}{\sigma_X\sigma_Y} + \frac{(y - \mu_y)^2}{\sigma_Y^2} = 1$$



Vectores aleatorios gaussianos (N=2)



Vectores aleatorios gaussianos (N=2)



Vector aleatorio normal estándar

Vector aleatorio

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} Z_1 \\ \vdots \\ Z_N \end{bmatrix} \in \mathbb{R}^N$$

VeA normal estándar

$$\mathbf{Z} \sim N(\mathbf{0}, I)$$

$$\mathbf{0} \in \mathbb{R}^N$$

$$I \in \mathbb{R}^{N \times N}$$

VAs normales estándar

$$Z_i \sim N(0, 1) ; i = 1, \dots, N$$

$$\text{Cov}(Z_i Z_j) = 0 ; \forall i \neq j$$

Función de densidad normal estándar multivariada

$$f_{\mathbf{Z}}(\mathbf{z}) = \frac{1}{(2\pi)^{N/2}} \exp \left(-\frac{1}{2} \mathbf{z}^T \mathbf{z} \right)$$

Vector aleatorio normal estándar

$$\mu_{\mathbf{Z}} = \mathbb{E}[\mathbf{Z}] = \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$C_Z = \begin{bmatrix} \text{Var}(Z_1) & \text{Cov}(Z_1, Z_2) & \cdots & \text{Cov}(Z_1, Z_N) \\ \text{Cov}(Z_2, Z_1) & \text{Var}(Z_2) & \cdots & \text{Cov}(Z_2, Z_N) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(Z_N, Z_1) & \text{Cov}(Z_N, Z_2) & \cdots & \text{Var}(Z_N) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

Transformación Afín

Transformación Afín

Una transformación afín es un caso más general que una transformación lineal, ya que incluye también una traslación de la media en un vector constante \mathbf{b} .

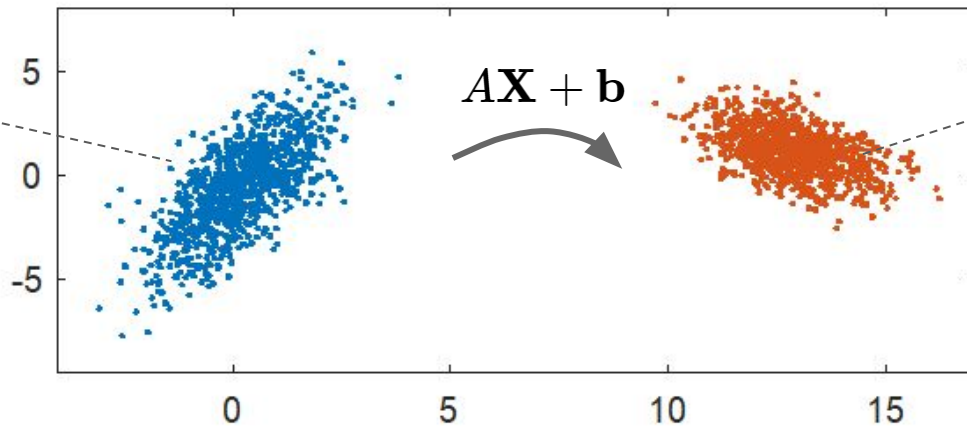
$$\mathbf{Y} = \mathbf{A}\mathbf{X} + \mathbf{b}$$

Constantes
determinísticas: $\mathbf{A} \in \mathbb{R}^{M \times N}$ $\mathbf{b} \in \mathbb{R}^M$

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix}$$

$$\mathbb{E}[\mathbf{X}] \in \mathbb{R}^N$$

$$\mathbf{C}_X \in \mathbb{R}^{N \times N}$$



$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix}$$

$$\mathbb{E}[\mathbf{Y}] \in \mathbb{R}^M$$

$$\mathbf{C}_Y \in \mathbb{R}^{M \times M}$$

Transformación Afín

Resultado 1

Sea un VeA $\mathbf{X} \in \mathbb{R}^N$ de media $\boldsymbol{\mu}_X \in \mathbb{R}^N$ y covarianza C_X (conocidas) y una transformación afín $\mathbf{Y} = A\mathbf{X} + \mathbf{b}$. La media $\boldsymbol{\mu}_Y$ y covarianza C_Y resultan:

$$\boldsymbol{\mu}_Y = A\boldsymbol{\mu}_X + \mathbf{b}$$

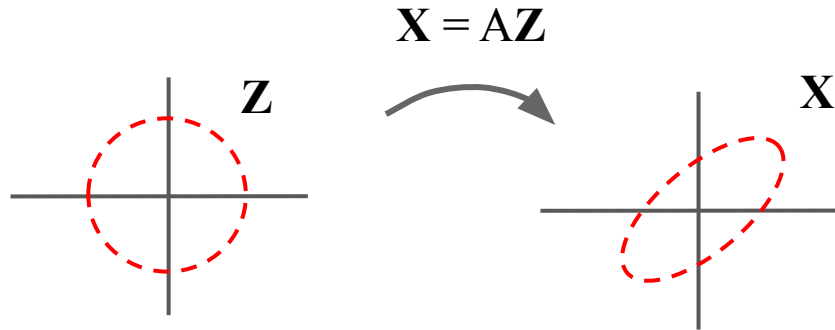
$$C_Y = AC_XA^T$$

Transformación lineal “coloreado”

Resultado 2

A partir de un vector descorrelacionado y normalizado se puede generar otro con una matriz de covarianza arbitraria C_X

Interpretación geométrica



$$\mathbf{A} = \mathbf{P}_X \Lambda_X^{1/2}$$

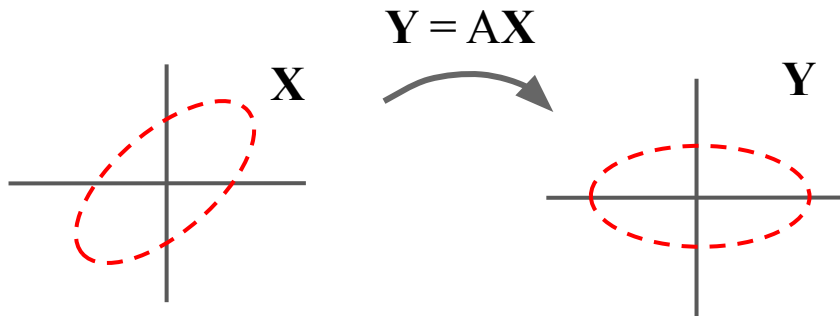
Se suele denominar “coloreado” el proceso de correlacionar un vector descorrelacionado.

Transformación lineal “blanqueo”

Resultado 3

Proyectamos el vector correlacionado \mathbf{X} en el espacio de direcciones principales (autovectores) para generar el vector \mathbf{Y} (descorrelacionado).

Interpretación geométrica



$$A = P_X^T$$

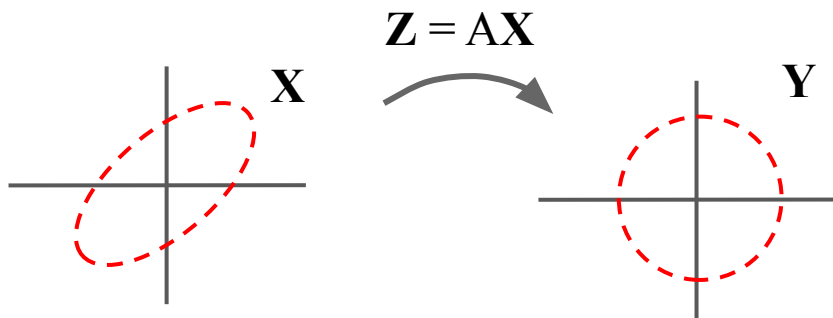
Se suele denominar “blanqueo” el proceso de descorrelacionar un vector aleatorio..

Transformación lineal “blanqueo y normalización”

Resultado 4

Si además de descorrelacionar un vector \mathbf{X} , necesitamos normalizar para que todas sus componentes tengan varianza unitaria, la transformación resulta:

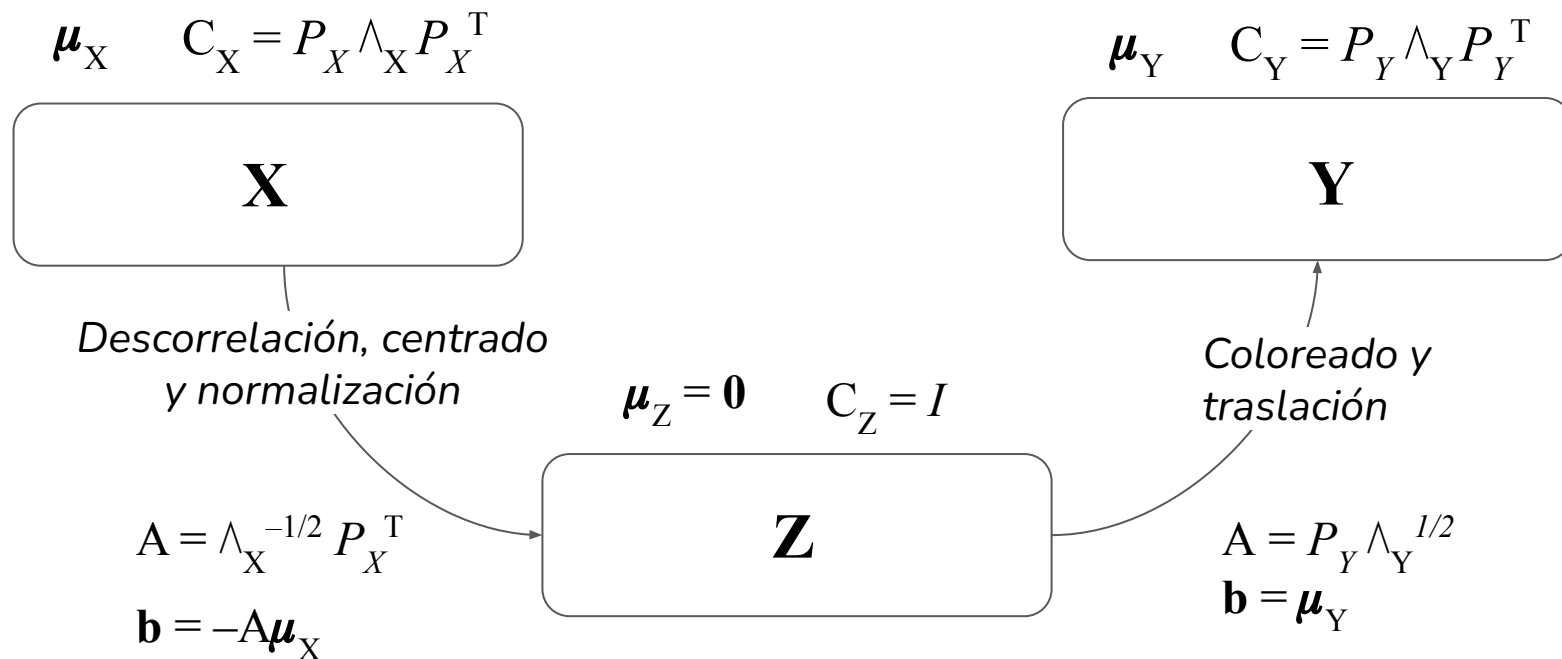
Interpretación geométrica



$$\mathbf{A} = \mathbf{\Lambda}_X^{-1/2} \mathbf{P}_X^T$$

blanqueamos y normalizamos

Resumen



Actividad 1

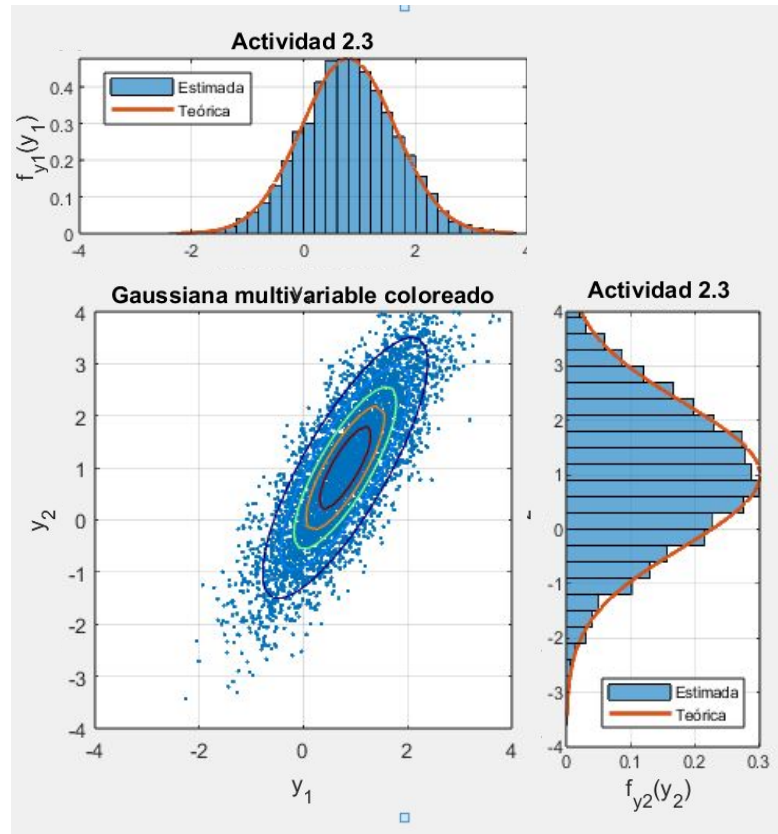
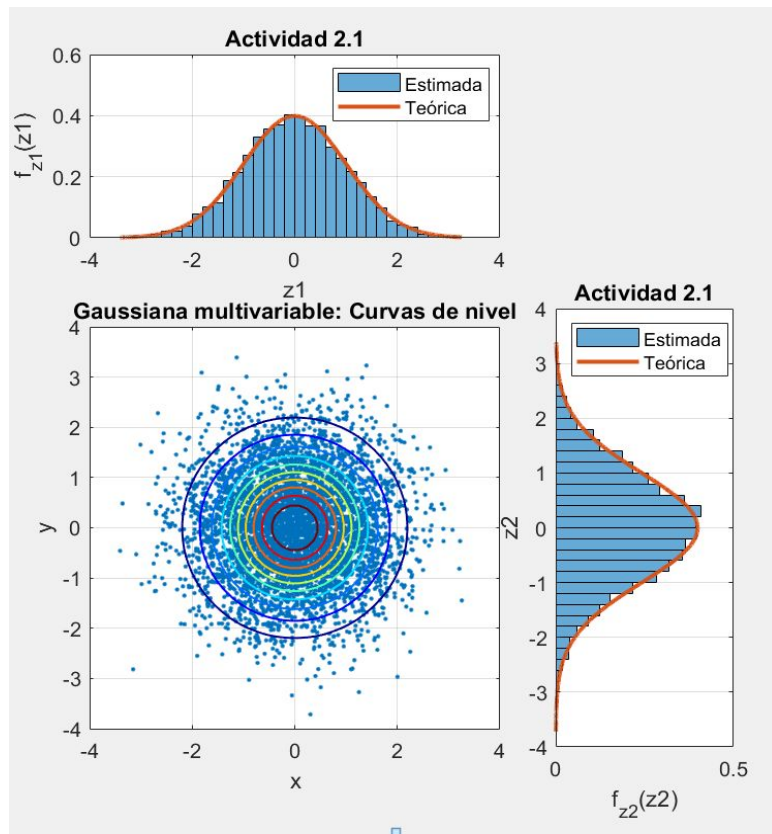
Se quiere utilizar una transformación afín $\mathbf{Y} = \mathbf{A} \mathbf{Z} + \mathbf{b}$ que permita convertir un vector aleatorio con parámetros C_Z y $\mu_Z=0$ en otro vector con parámetros C_Y y μ_Y .

1. Genere un vector normal estándar $\mathbf{Z} = [Z_1 \ Z_2]^T$ de 5000 realizaciones. Grafique el histograma de cada componente y el gráfico de dispersión de \mathbf{Z} .
2. Encuentre los parámetros de la transformación \mathbf{A} y \mathbf{b} para que cumpla lo pedido.
3. Con la transformación definida, genere 5000 realizaciones de la variable \mathbf{Y} transformando las muestras del vector \mathbf{Z} . Para cada componente del vector \mathbf{Y} generado grafique el histograma.. También haga un gráfico de dispersión.

$$C_X = \begin{bmatrix} 0.70 & 0.90 \\ 0.90 & 1.75 \end{bmatrix}$$

$$\mu_X = \begin{bmatrix} 0.80 \\ 1.90 \end{bmatrix}$$

Actividad 1



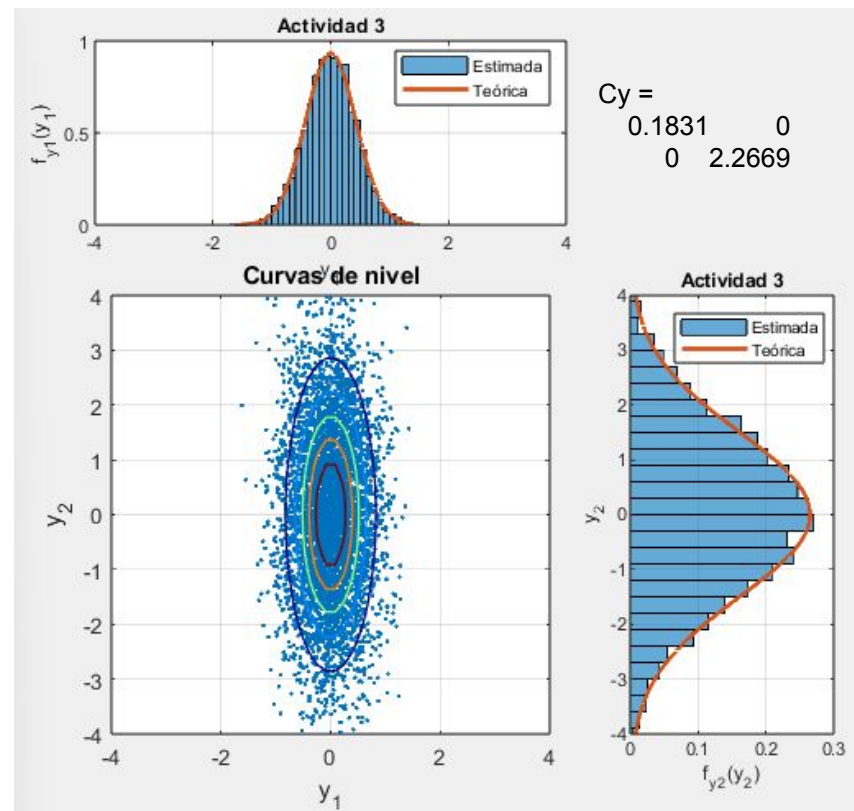
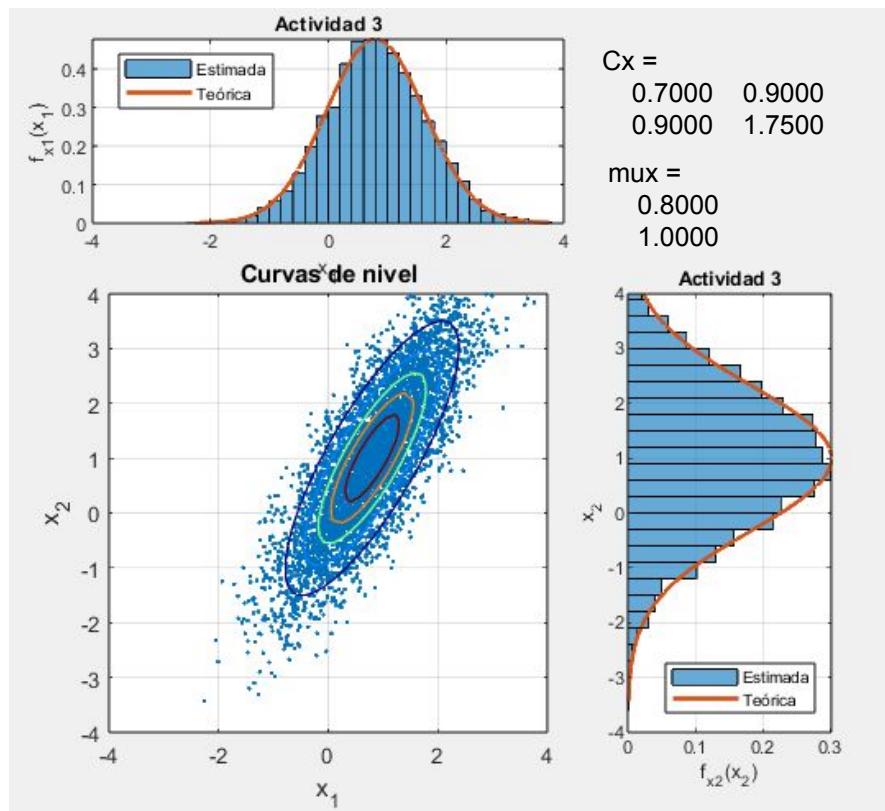
Actividad 2

Genere un vector aleatorio normal de media μ_X y covarianza C_X . Luego aplique una transformación para generar un nuevo vector Y descorrelacionado (si normalizar) y de media nula. Haga los gráficos de dispersión de ambos vectores (X e Y) y sus histogramas de cada componente. También grafique la superficie de la función de densidad teórica para Y .

$$C_X = \begin{bmatrix} 0.70 & 0.90 \\ 0.90 & 1.75 \end{bmatrix}$$

$$\mu_X = \begin{bmatrix} 0.80 \\ 1.90 \end{bmatrix}$$

Actividad 2



¿Preguntas?

Transformación Afín

Resultado 1

Calculamos la media:

$$\mathbf{Y} = A\mathbf{X} + \mathbf{b} \implies \mathbb{E}[\mathbf{Y}] = A\mathbb{E}[\mathbf{X}] + \mathbf{b} \implies \mu_Y = A\mu_X + \mathbf{b}$$

Calculamos la covarianza:

$$\begin{aligned} C_Y &= \mathbb{E}[(\mathbf{Y} - \mathbb{E}[\mathbf{Y}])(\mathbf{Y} - \mathbb{E}[\mathbf{Y}])^T] = \mathbb{E}[A(\mathbf{X} - \mathbb{E}[\mathbf{X}])\{A(\mathbf{X} - \mathbb{E}[\mathbf{X}])\}^T] = \\ &= \mathbb{E}[A(\mathbf{X} - \mathbb{E}[\mathbf{X}])(\mathbf{X} - \mathbb{E}[\mathbf{X}])^T A^T] = A\mathbb{E}[(\mathbf{X} - \mathbb{E}[\mathbf{X}])(\mathbf{X} - \mathbb{E}[\mathbf{X}])^T] A^T = AC_X A^T \end{aligned}$$

$$C_Y = AC_X A^T$$

Transformación lineal “coloreado”

Resultado 2

$$C_X = \mathbb{E}[(\mathbf{X} - \mathbb{E}[\mathbf{X}])(\mathbf{X} - \mathbb{E}[\mathbf{X}])^T]$$

De la transformación $\mathbf{X} = \mathbf{A}\mathbf{Z}$ sabemos que C_X resulta:

$$C_X = \mathbb{E}[(\mathbf{A}\mathbf{Z})(\mathbf{A}\mathbf{Z})^T] = \mathbf{A}C_Z\mathbf{A}^T = \mathbf{A}\mathbf{I}\mathbf{A}^T$$

Podemos hacer la descomposición espectral de C_X y ver que se puede expresar como el producto de una matriz \mathbf{A} por su traspuesta ($\mathbf{A}\mathbf{A}^T$):

$$C_X = P_X \Lambda_X P_X^T = P_X \Lambda_X^{1/2} \Lambda_X^{1/2} P_X^T = P_X \Lambda_X^{1/2} (\Lambda_X^{1/2})^T P_X^T = \underbrace{(P_X \Lambda_X^{1/2})(P_X \Lambda_X^{1/2})^T}_{\mathbf{A}} = \mathbf{A}\mathbf{A}^T$$

Transformación lineal “blanqueo”

Resultado 3

Sabemos de resultados anteriores que:

$$C_Y = AC_X A^T = AP_X \Lambda_X P_X^T A^T$$

Viendo la diagonalización de la ecuación anterior, si elegimos que $AP_X = I$, entonces $A = P_X^T$ y C_Y será igual a una matriz diagonal.

$$C_Y = \underbrace{P_X^T P_X}_I \Lambda_X \underbrace{P_X^T P_X}_I = \Lambda_X$$

Esto implica que la matriz A que descorrelaciona el vector \mathbf{X} resulta P_X^T .

Transformación lineal “blanqueo” y normalización

Resultado 4

Buscamos que $C_Z = I$:

$$C_Z = AC_X A^T = AP_X \Lambda_X P_X^T A^T = AP_X \Lambda_X^{1/2} (\Lambda_X^{1/2})^T P_X^T A^T = \underbrace{AP_X \Lambda_X^{1/2} (AP_X \Lambda_X^{1/2})^T}_{I} = I$$

Entonces:

I Imponemos esta condición

$$AP_X \Lambda_X^{1/2} = I$$

$$AP_X \Lambda_X^{1/2} \Lambda_X^{-1/2} = \Lambda_X^{-1/2} \rightarrow AP_X = \Lambda_X^{-1/2}$$

$$AP_X P_X^T = \Lambda_X^{-1/2} P_X^T \rightarrow$$

$$A = \Lambda_X^{-1/2} P_X^T$$