

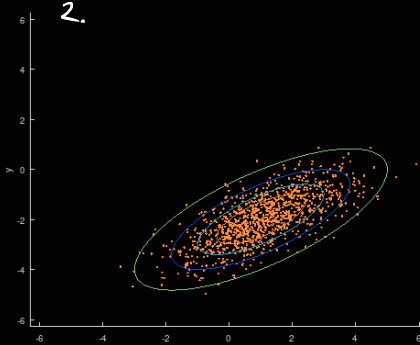
## Ejercicio 1

Sea  $\mathbf{X}$  un vector aleatorio gaussiano cuya media y matriz de covarianza son:

$$\mu_{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} 1 \\ -2 \end{bmatrix} \quad C_{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$$

1. Obtenga las curvas de nivel  $\mathcal{C}_{\alpha} = \{(x, y) : f_{\mathbf{X}}(x) = \alpha\}$ .
2. Grafique en el plano  $(x, y)$   $N = 10^3$  realizaciones del vector  $\mathbf{X}$  junto con las curvas de nivel anteriores.

$$\begin{aligned} 1. \quad \mathcal{C}_{\alpha} &= \{(x, y) : f_{\mathbf{X}}(x) = \alpha\} = \left\{ (x, y) : \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2} (x-1 \quad y+2) \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ -1 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x-1 \\ y+2 \end{pmatrix}} = \alpha \right\} \\ &= \left\{ (x, y) : e^{-\frac{1}{2} (x^2 + 2y^2 - 2xy - 6x + 10y + 13)} = 2\pi\alpha \right\} \\ &= \left\{ (x, y) : x^2 + 2y^2 - 2xy - 6x + 10y + 13 = -2\ln(2\pi\alpha) \right\} \\ \mathcal{C}_{\alpha} &= \left\{ (x, y) : x^2 - 6x - 2xy + 10y + 2y^2 = c \right\} \end{aligned}$$

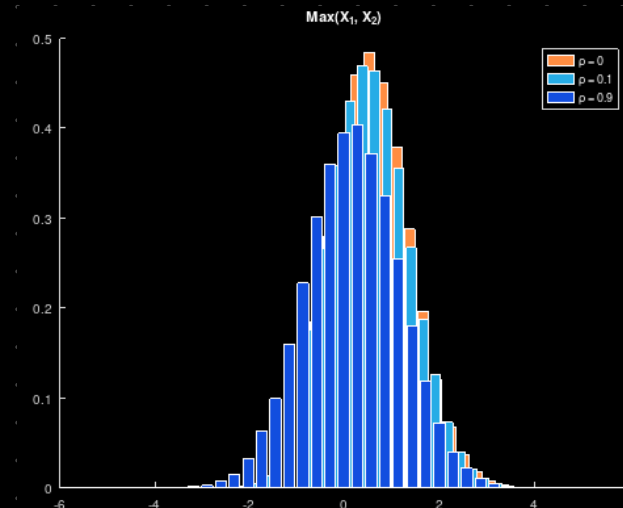


## Ejercicio 2

Sean  $X$  e  $Y$  dos variables aleatorias Gaussianas. Se necesita caracterizar a  $Z = \max(X, Y)$  en los siguientes casos:

1.  $X$  e  $Y$  son independientes e idénticamente distribuidas con media nula y varianza unitaria.
2.  $X$  e  $Y$  tiene ambas media nula, varianza unitaria, y coeficiente de correlación 0,1.
3.  $X$  e  $Y$  tiene ambas media nula, varianza unitaria, y coeficiente de correlación 0,9. Discuta los resultados obtenidos.

A medida que las variables están más correlacionadas, el máximo tiende a ser más chico y se parece más a simplemente una normal de media 0 y varianza 1.  
A medida que rho tiende a uno, las variables  $X_1$  y  $X_2$  tienden a ser la misma y  $\max(X_1, X_2) = X_1 = X_2$ .  
Para las descorrelacionadas, el máximo tiende a ser más grande porque es más probable que alguna de las dos sea grande.



## Ejercicio 3

Se tiene un vector aleatorio  $\mathbf{X} = [X_1 \ X_2]^T$  cuya distribución es Gaussiana con media  $\mu_{\mathbf{X}}$  y matriz de covarianza  $C_{\mathbf{X}}$ .

1. Utilizando un cambio de variables, genere un vector aleatorio  $\mathbf{Y} = [Y_1 \ Y_2]^T$  de componentes descorrelacionadas y media nula.

a) Hay que blanquear  $\mathbf{X}$ .  
 $\mathbf{Y} = \mathbf{A}\mathbf{X} + \mathbf{b}$ , con  $\mathbf{A} = \mathbf{P}^T$  y  $\mathbf{b} = -\mathbf{A}\mu_{\mathbf{X}}$ ,  
donde  $\mathbf{P}$  es la matriz de autovectores de  $C_{\mathbf{X}}$ .

$$\therefore \mathbf{Y} = \mathbf{P}^T (\mathbf{X} - \mu_{\mathbf{X}})$$

Ortogonal  $\Rightarrow \mathbf{P}^T \mathbf{P} = \mathbf{I}$

Esto funciona porque  $C_{\mathbf{Y}} = \mathbf{P}^T C_{\mathbf{X}} (\mathbf{P}^T)^T = \mathbf{P}^T C_{\mathbf{X}} \mathbf{P} = \mathbf{P}^T (\mathbf{P} \Lambda_{\mathbf{X}} \mathbf{P}^T) \mathbf{P} = \Lambda_{\mathbf{X}}$ ,

entonces  $\rho_{\mathbf{Y}} = 0$  y además  $\mu_{\mathbf{Y}} = \mathbf{P}^T (\mathbf{E}[\mathbf{X}] - \mu_{\mathbf{X}}) = 0$ . ✓

2. Demuestre que los autovalores de la matriz  $C_Y$  son proporcionales a la longitud de los ejes mayores y menores de la elipse que contiene a los puntos del plano con igual función de densidad de probabilidad, es decir,  $f_Y(y) = \alpha$ .

$$\{y = [y_1, y_2] : \frac{y_1^2}{a_1^2} + \frac{y_2^2}{a_2^2} = 1\},$$

$$\frac{1}{2\pi \sqrt{|C_Y|}} \exp\left(-\frac{1}{2}(y^T C_Y^{-1} y)\right) = k_1 \quad y^T C_Y^{-1} y = k_1 \quad C_Y = A_x = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

$$\exp\left(-\frac{1}{2}(y^T C_Y^{-1} y)\right) = k_2 \quad [y_1 \ y_2] \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} \begin{bmatrix} \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = k_3$$

$$-\frac{1}{2} y^T C_Y^{-1} y = k_3 \quad \frac{1}{\sigma_1^2 \sigma_2^2} [y_1 \ y_2] \begin{bmatrix} \sigma_2^2 y_1 \\ \sigma_1^2 y_2 \end{bmatrix} = k_4$$

$$\frac{1}{\sigma_1^2} y_1^2 + \frac{1}{\sigma_2^2} y_2^2 = k_4$$

$$\frac{y_1^2}{\sigma_1^2} + \frac{y_2^2}{\sigma_2^2} = k \Leftrightarrow \frac{y_1^2}{(\sqrt{k} \sigma_1)^2} + \frac{y_2^2}{(\sqrt{k} \sigma_2)^2} = 1$$

Los semiejes son  $\sqrt{k} \sigma_1$  y  $\sqrt{k} \sigma_2$  con  $\sigma_1^2$  y  $\sigma_2^2$  los autovalores. Es decir, son proporcionales a la raíz cuadrada de los autovalores.

### Ejercicio 6 Secuencia Gaussiana

Considere una sucesión de variables aleatorias  $\{U_1, U_2, U_3, \dots\}$  independientes uniformes en  $(0, 1)$ . A continuación se arma la siguiente secuencia:

$$\begin{cases} X_{2j} &= \sqrt{-\ln(U_{2j})} \cos(2\pi U_{2j-1}) \\ X_{2j-1} &= \sqrt{-\ln(U_{2j})} \sin(2\pi U_{2j-1}) \end{cases} \quad j = 1, 2, 3, \dots$$

1. Halle la densidad conjunta del vector  $[X_{2j-1}, X_{2j}]$ , para  $j \in \mathbb{N}$ .

Sugerencia: considere la transformación Box-Muller.

$$J = \begin{vmatrix} -\sqrt{-\ln(U_{2j})} \sin(2\pi U_{2j-1}) 2\pi & \frac{-\frac{1}{U_{2j}}}{2 \sqrt{-\ln(U_{2j})}} \cos(2\pi U_{2j-1}) \\ \sqrt{-\ln(U_{2j})} \cos(2\pi U_{2j-1}) 2\pi & \frac{-\frac{1}{U_{2j}}}{2 \sqrt{-\ln(U_{2j})}} \sin(2\pi U_{2j-1}) \end{vmatrix} = \frac{\pi}{U_{2j}}$$

$$U_{2j} = e^{-(x_{2j}^2 + x_{2j-1}^2)}$$

$$f_{X_{2j}, X_{2j-1}}(x) = \frac{1}{\pi / e^{-(x_{2j}^2 + x_{2j-1}^2)}} = \frac{1}{\pi} e^{-(x_{2j}^2 + x_{2j-1}^2)}$$

$$C_{X_{2j}, X_{2j-1}} = \begin{bmatrix} 1/2 & 0 \\ 0 & 1/2 \end{bmatrix}$$

$$\mu_{X_{2j}, X_{2j-1}} = 0$$

2. Utilizando la secuencia  $X$  se arma una nueva secuencia:

$$\begin{cases} Y_{2j} = X_{2j} + 0.5X_{2j-1} \\ Y_{2j-1} = 0.5X_{2j} + X_{2j-1} \end{cases} \quad j = 1, 2, 3, \dots$$

Halle la densidad conjunta del vector  $[Y_1, \dots, Y_{2j}]$  para  $j \in \mathbb{N}$ .

Ahora,  $\begin{bmatrix} Y_{2j}, Y_{2j-1} \end{bmatrix}$  es Gaussiano con  $C_{Y_{2j}, Y_{2j-1}} = A C_{X_{2j}, X_{2j-1}} A^T$ ,  $\mu_{Y_{2j}, Y_{2j-1}} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$

donde  $A = \begin{bmatrix} 1/2 & 1 \\ 1 & 1/2 \end{bmatrix}$

$$C_{Y_{2j}, Y_{2j-1}} = \begin{bmatrix} 1/2 & 1 \\ 1 & 1/2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1/2 & 0 \\ 0 & 1/2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1/2 & 1 \\ 1 & 1/2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1/2 & 1 \\ 1 & 1/2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1/4 & 1/2 \\ 1/2 & 1/4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5/8 & 1/2 \\ 1/2 & 5/8 \end{bmatrix} \quad \downarrow \det$$

$$f_{Y_{2j}, Y_{2j-1}}(y) = \frac{1}{2\pi \cdot 9/8} \exp\left(-\frac{1}{2} (y_{2j} \ y_{2j-1}) \begin{bmatrix} 40/9 & -32/9 \\ -32/9 & 40/9 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_{2j} \\ y_{2j-1} \end{pmatrix}\right)$$

$$f_{Y_{2j}, Y_{2j-1}}(y) = \frac{4}{3\pi} \exp\left(-\frac{20}{9} (y_{2j}^2 + y_{2j-1}^2) - \frac{8}{9} y_{2j} y_{2j-1}\right)$$

Para  $Y = [Y_1, Y_2, \dots, Y_{2j-1}, Y_{2j}]^T$  tenemos que

$\text{cov}(Y_i, Y_k) = 0$  salvo cuando  $i=k$  o  $i=2j, k=2j-1$ .

$$\therefore C_Y = \begin{bmatrix} 5/8 & 1/2 & & & 0 \\ 1/2 & 5/8 & & & \\ & & 5/8 & 1/2 & \\ & & 1/2 & 5/8 & \\ 0 & & & & \ddots & 5/8 & 1/2 \\ & & & & & 1/2 & 5/8 \end{bmatrix}, \quad \mu_Y = 0$$