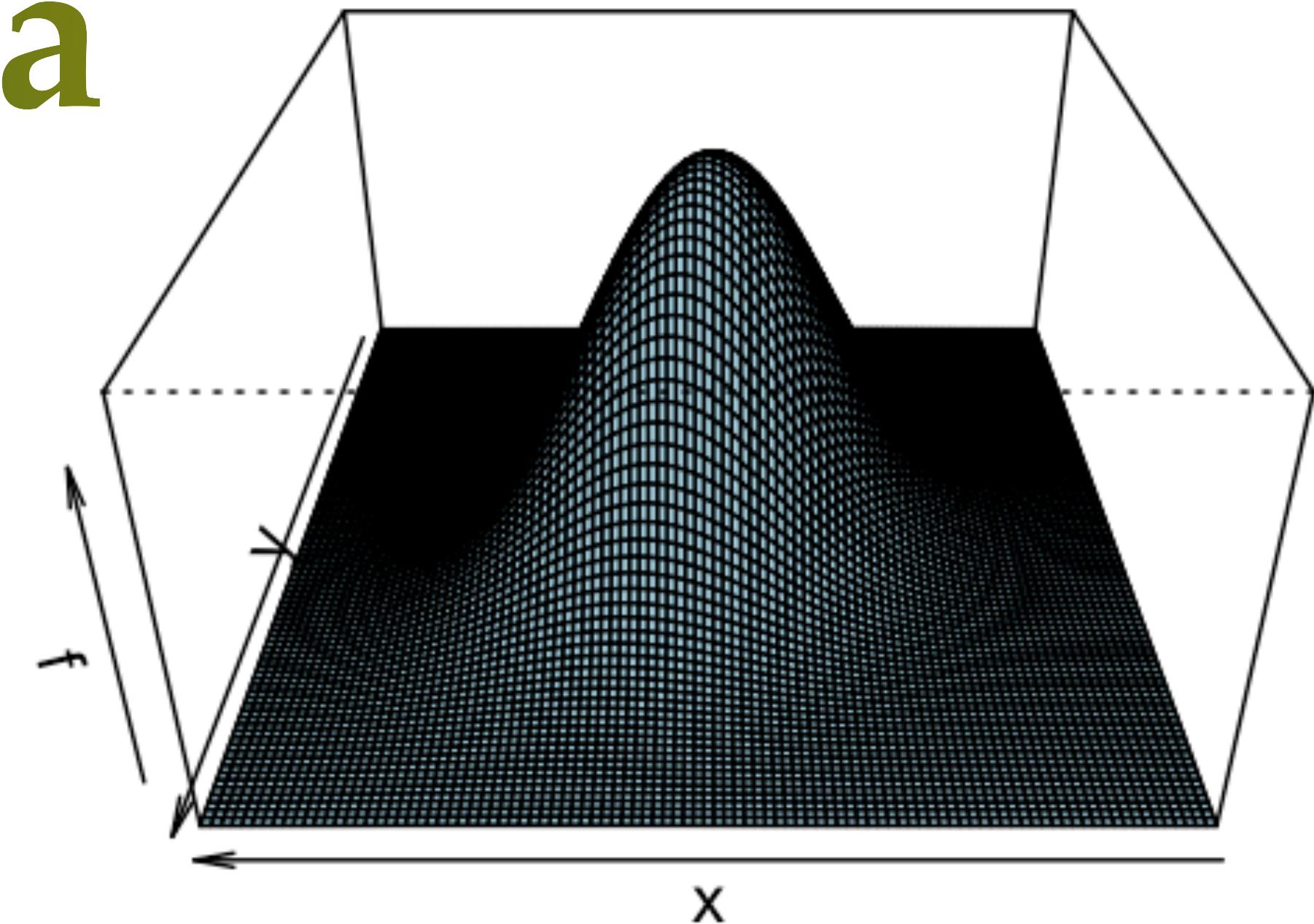


Distribución normal multivariada



Distribución normal multivariada

Definición 1

Se dice que $\mathbf{x}_{p \times 1}$ un vector aleatorio sigue una distribución normal multivariada no singular y denotado por $\mathbf{x} \sim N_p(\mu, \Sigma)$, si su densidad está dada por:

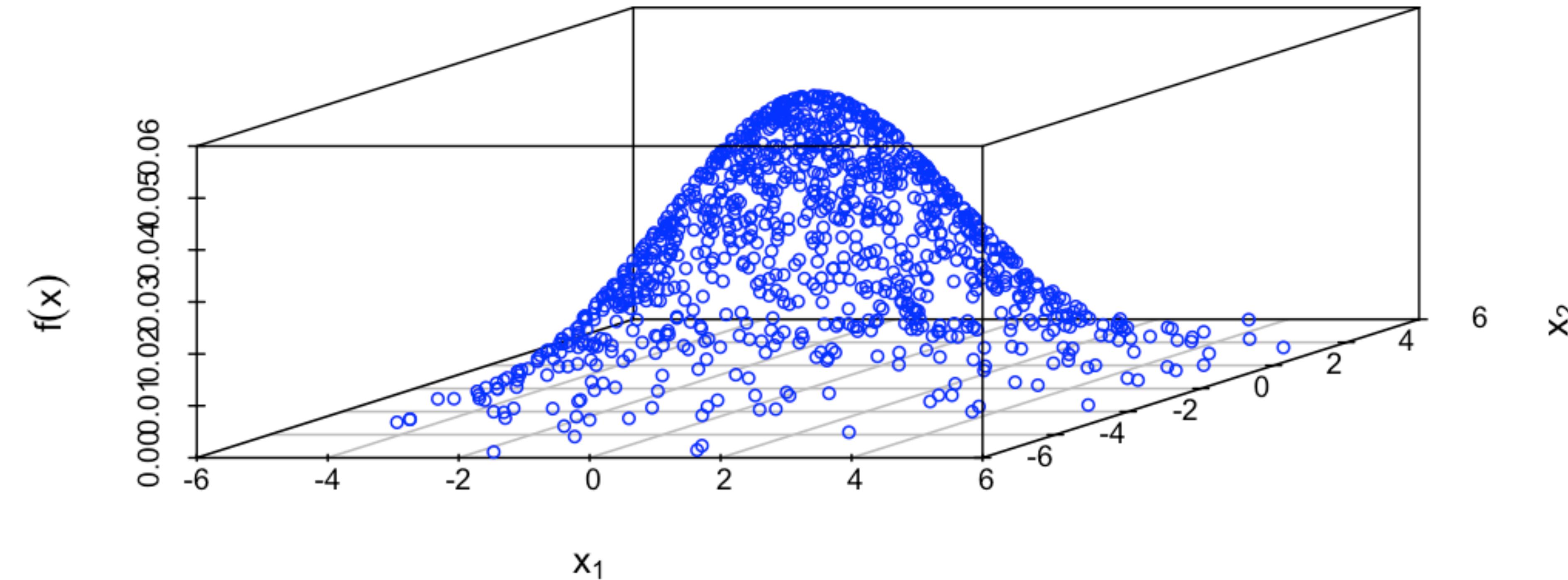
$$f(\mathbf{x}) = \frac{1}{|2\pi\Sigma|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \mu)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \mu) \right],$$

donde

- $\mathbb{E}(\mathbf{x}) = \mu$
- $\text{Var}(\mathbf{x}) = \Sigma > 0$ (positiva definida)

Diagrama de dispersión

Para vectores bivariados se puede obtener un diagrama de dispersión 3D con la librería `scatterplot3d`



Distribución normal multivariada

Observación 1

Si $\text{ran}(\Sigma) = k < p$ se define la densidad de la distribución normal multivariada singular como

$$f(\mathbf{x}) = \frac{(2\pi)^{-\frac{k}{2}}}{(\lambda_1 \cdots \lambda_k)^{\frac{1}{2}}} \exp \left[-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \boldsymbol{\Sigma}^{-} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \right],$$

donde

- \mathbf{x} vive en el híper-plano $\mathbf{N}'(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) = \mathbf{0}$ y \mathbf{N} es una matriz de tamaño $p \times (p - k)$ tal que:

$$1. \mathbf{N}^T \boldsymbol{\Sigma} = \mathbf{0}$$

$$2. \mathbf{N}^T \mathbf{N} = \mathbf{I}_{p-k}$$

- $\boldsymbol{\Sigma}^{-}$ es la inversa generalizada y $\lambda_1, \dots, \lambda_k$ son los eigenvalores diferentes de cero.

Caracterizaciones

Definición 2

Decimos que el vector aleatorio $\mathbf{x}_{p \times 1}$ sigue una distribución normal p -variada si y solo si $\mathbf{a}^T \mathbf{x}$ tiene una distribución normal univariada para todos los vectores p -variados (no triviales) \mathbf{a}

Proposición 1

Sea \mathbf{x} un vector normal p -variado. Si se define a $\mathbf{y}_{q \times 1} = \mathbf{A}_{q \times p} \mathbf{x} + \mathbf{b}_{q \times 1}$ entonces el vector aleatorio \mathbf{y} tiene una distribución normal q -variada con esperanza y varianza dadas por:

$$\mathbb{E}(\mathbf{y}) = \mathbf{A}\mu + \mathbf{b} \quad \text{Var}(\mathbf{y}) = \mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}^T$$

Caracterizaciones

Corolario 1

Sean $\mathbf{x} \sim N_p(\mathbf{0}, \mathbf{I}_p)$, $\mu_{p \times 1}$ un vector real y $\Sigma_{p \times p}$ una matriz semidefinda positiva y simétrica. Entonces $\mathbf{y} = \Sigma^{\frac{1}{2}}\mathbf{x} + \mu \sim N_p(\mu, \Sigma)$

Corolario 2

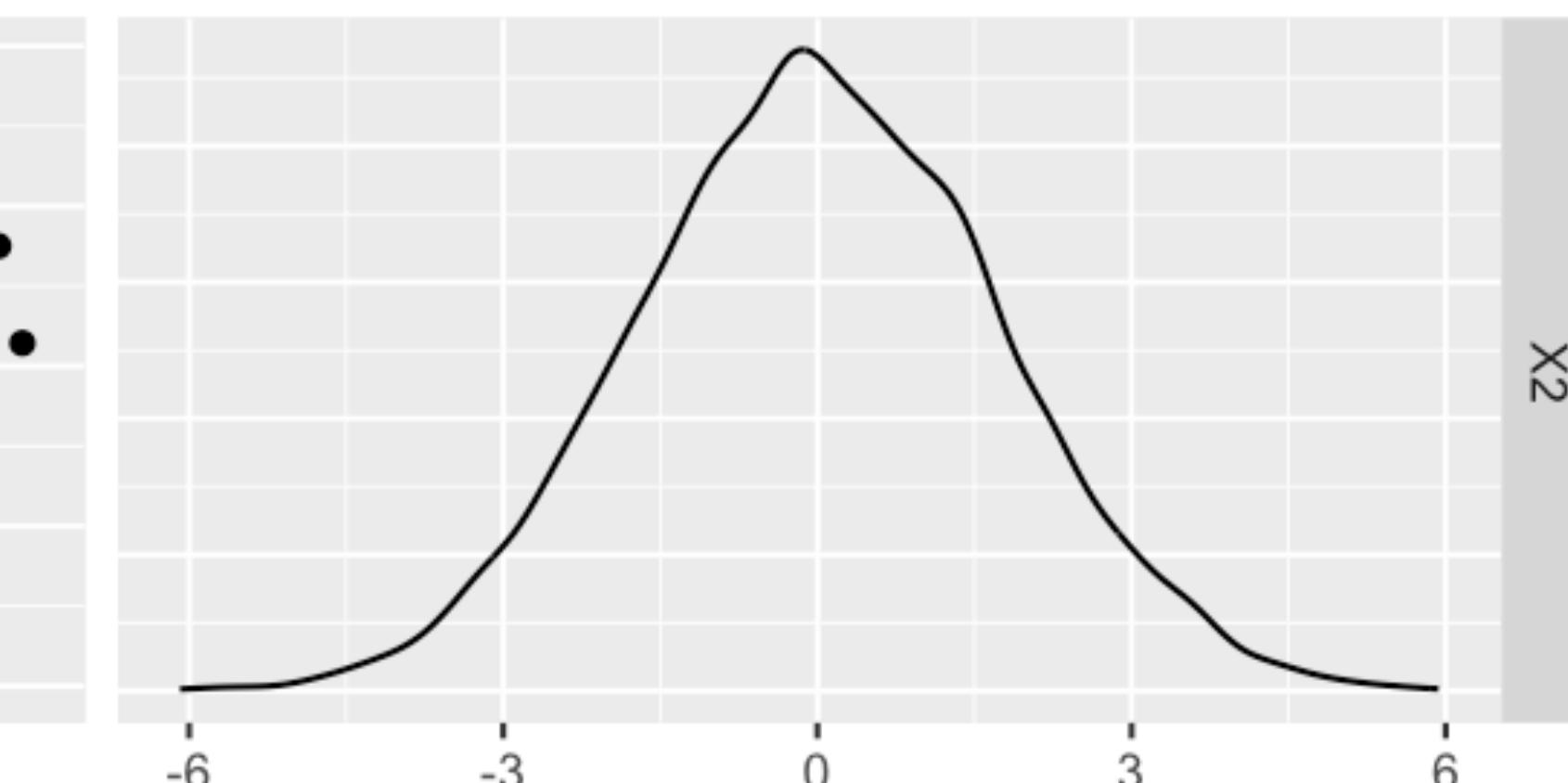
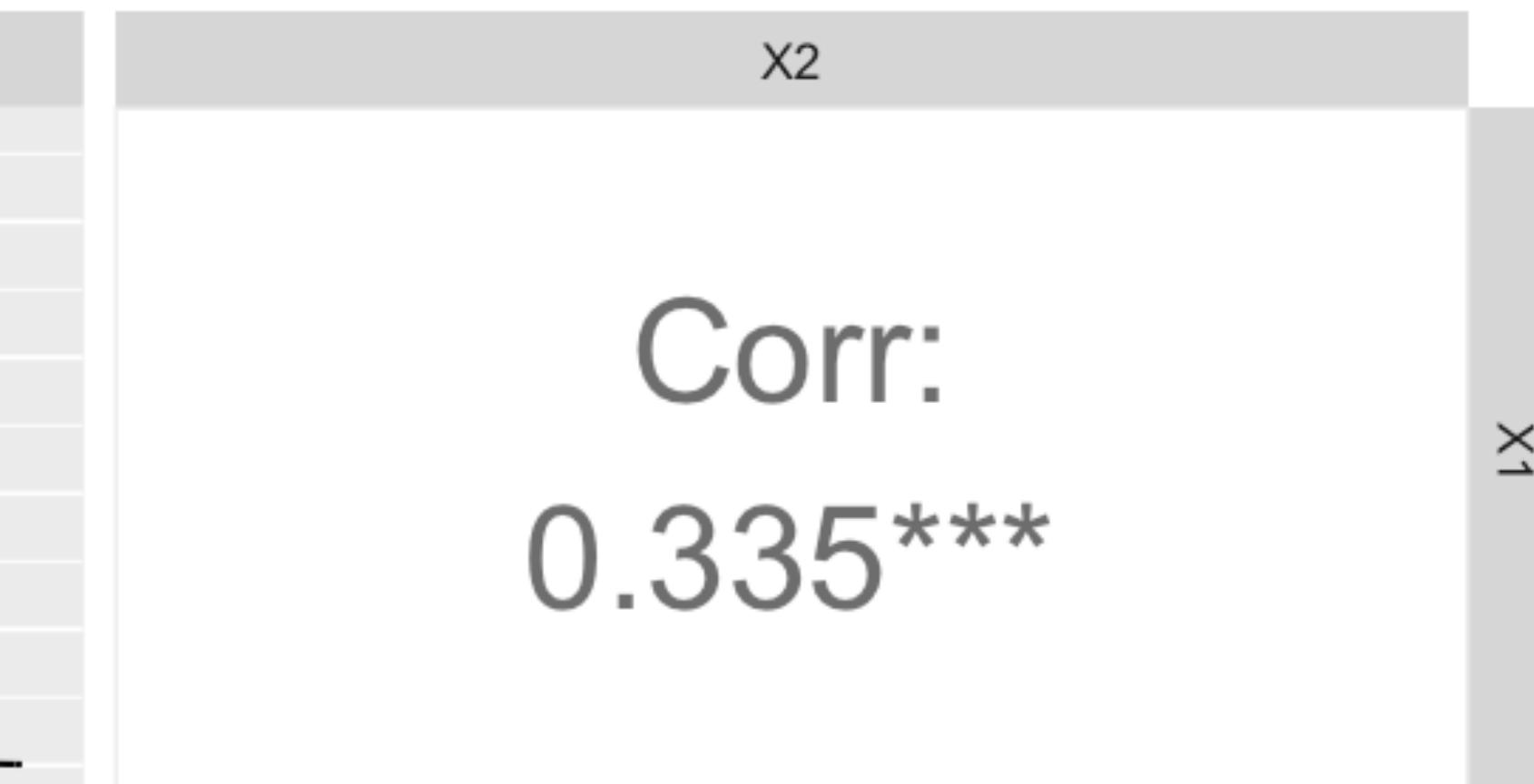
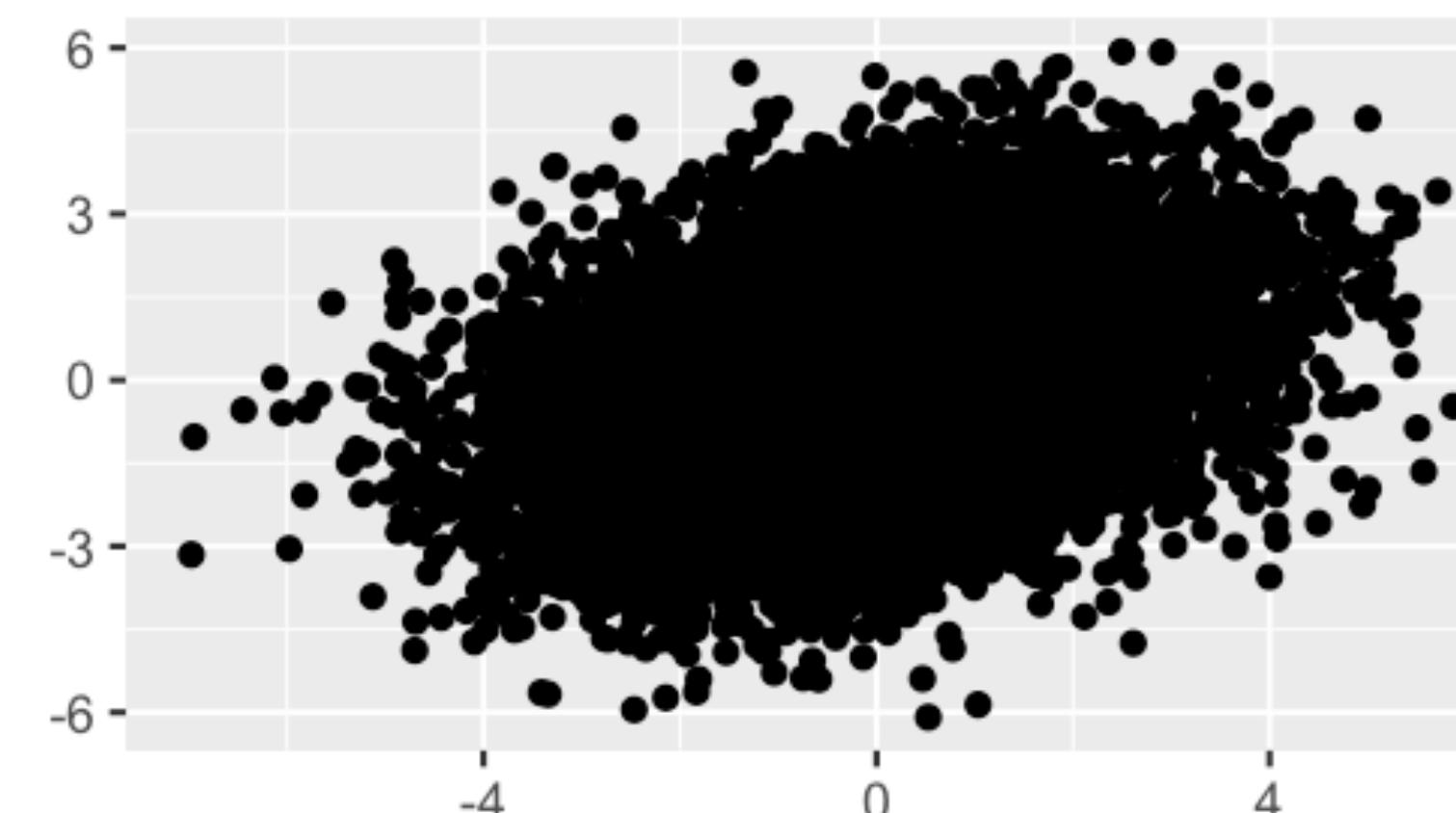
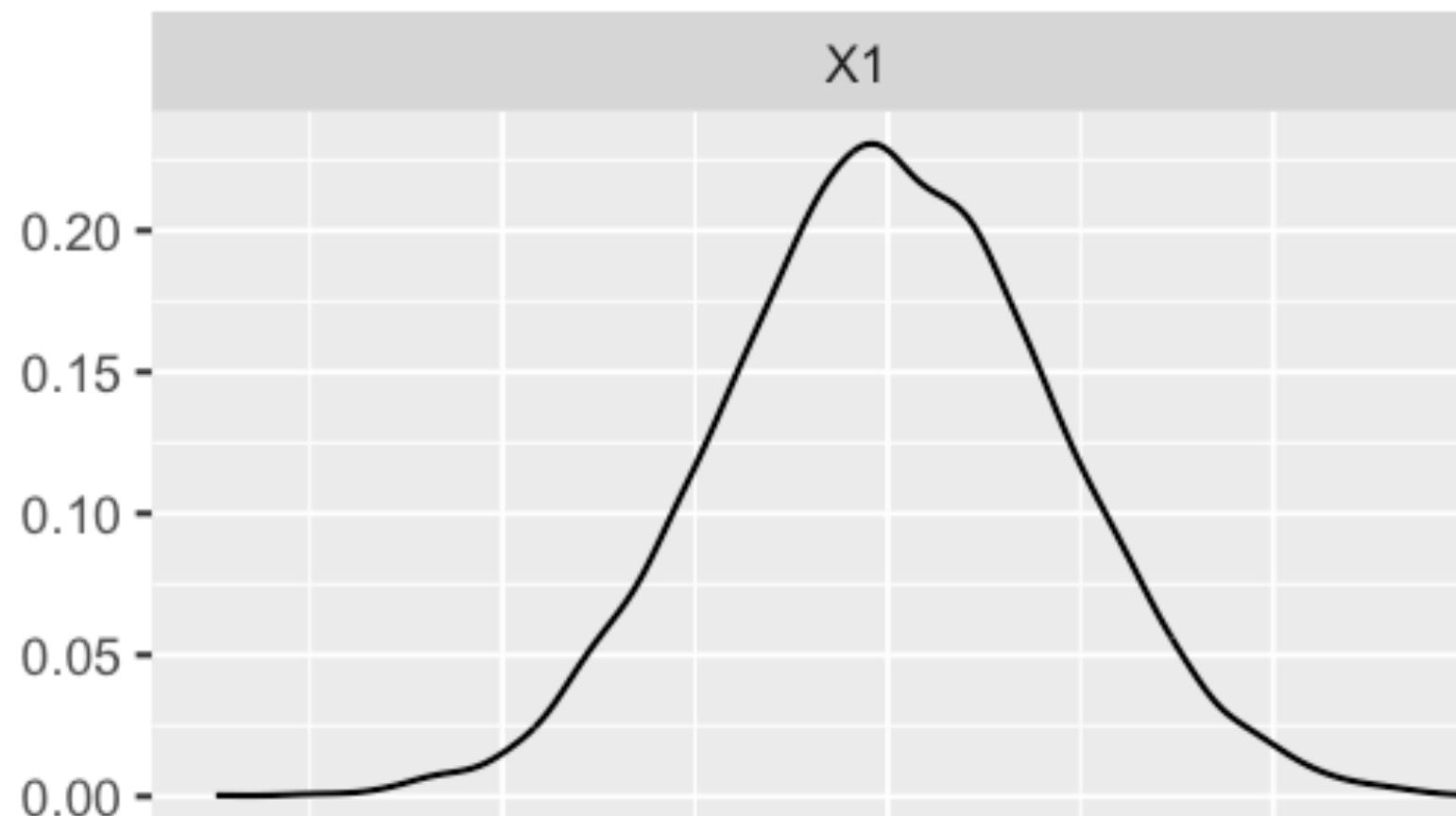
Sean $\mathbf{x} \sim N_p(\mu, \Sigma)$ con $\Sigma > 0$ y $\mathbf{y} = \Sigma^{-\frac{1}{2}}(\mathbf{x} - \mu)$, donde $\Sigma^{-\frac{1}{2}}$ es la matriz raíz cuadrada de Σ^{-1} . Entonces, y_1, y_2, \dots, y_p son variables aleatorias iid $N(0, 1)$.

- En **R** la librería **expm** proporciona la función requerida para obtener $\Sigma^{-\frac{1}{2}}$ con **sqrtm**

Simulación

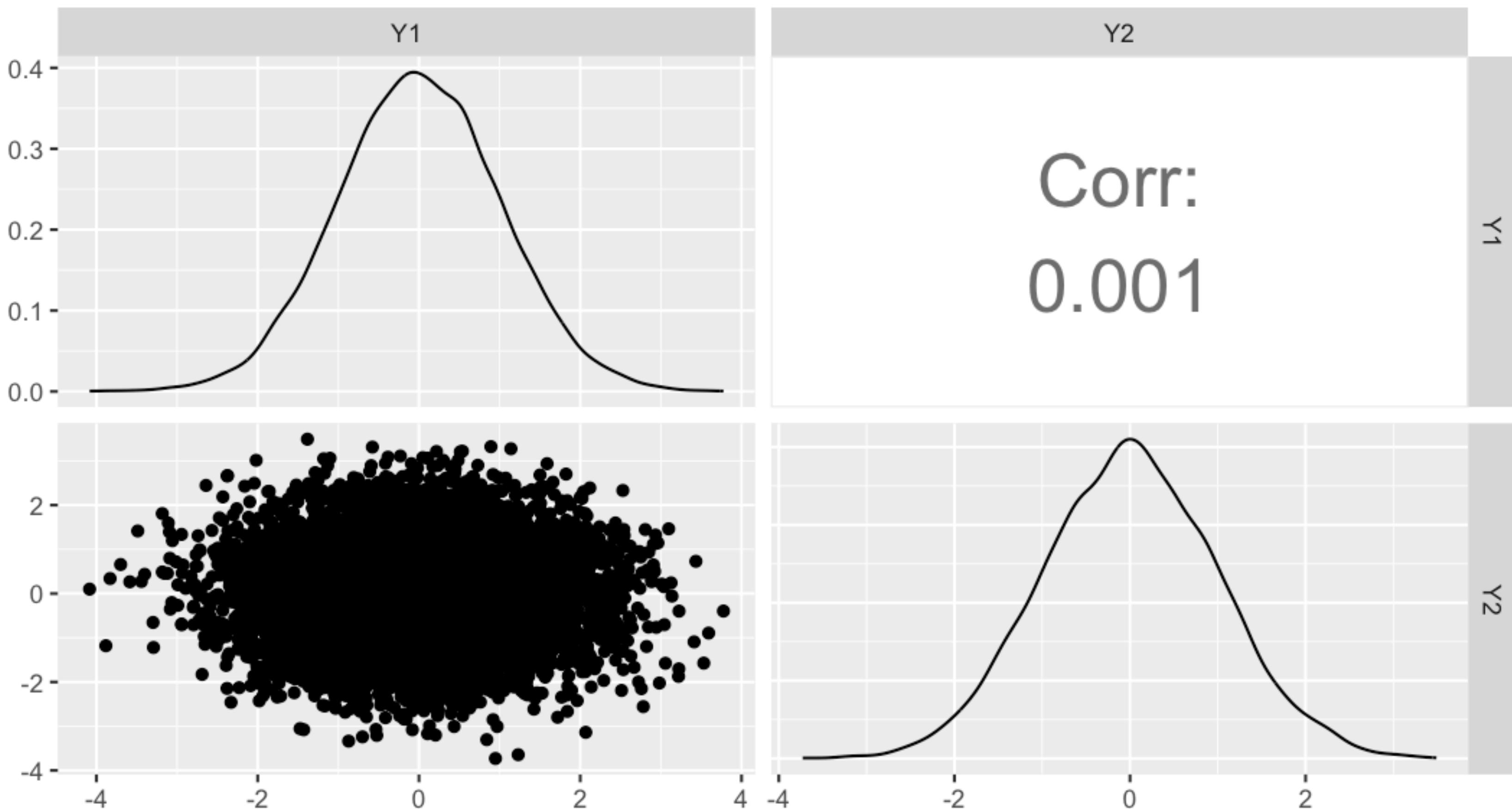
- ¿Cómo se ven las densidades univariadas y las curvas de nivel de $\mathbf{x} \sim N_2(\mu, \Sigma)$? Donde

$$\mu = \begin{pmatrix} 3 \\ 3 \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 3 & 1 \\ 1 & 3 \end{pmatrix}$$



Simulación

- ▶ ¿Qué pasa si hacemos $\mathbf{y} = \Sigma^{-\frac{1}{2}}(\mathbf{x} - \mu)$?

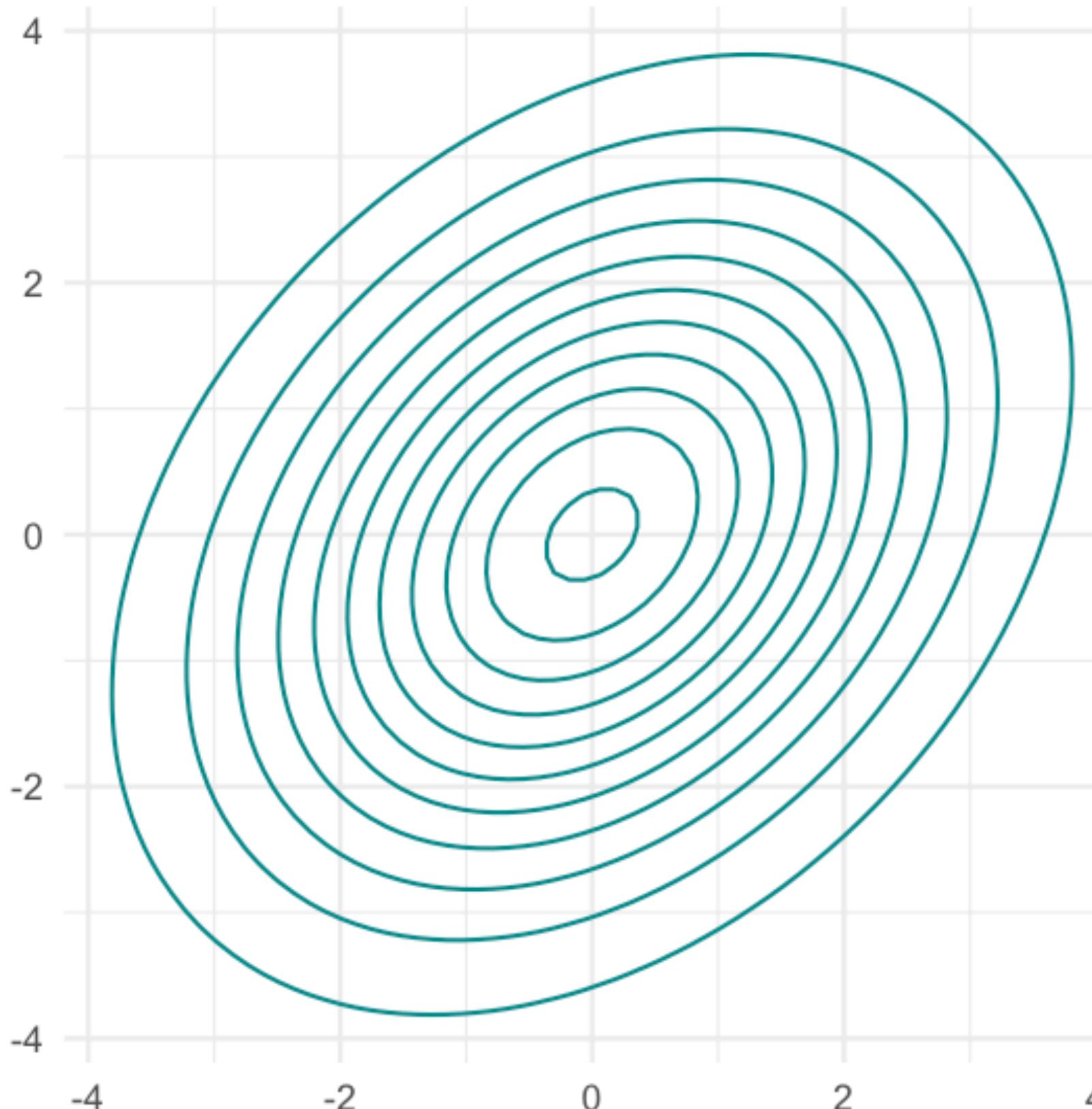


Propiedades

Observación 2

La distribución normal multivariada tiene densidad constante en elipses (elipsoides)

$$(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) = k$$



Propiedades

Proposición 2

Sea $\mathbf{x} \sim N_p(\mu, \Sigma)$ entonces, $U = (\mathbf{x} - \mu)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \mu) \sim \chi_p^2$.

Observación 3

Se puede fácilmente evaluar la probabilidad de que \mathbf{x} este en un elipsoide, i.e.

$$\mathbb{P} [(\mathbf{x} - \mu)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \mu) < k]$$

Propiedades

Proposición 3

Sea $\mathbf{x} \sim N_p(\mu, \Sigma)$, entonces los coeficientes de asimetría y curtosis están dados respectivamente por,

$$\beta_{1,p} = \mathbb{E} \left[((\mathbf{x} - \mu)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{y} - \mu))^3 \right] = 0$$

$$\beta_{2,p} = \mathbb{E} \left[((\mathbf{x} - \mu)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \mu))^2 \right] = p(p + 2)$$

Proposición 4

Sea $\mathbf{x} \sim N_p(\mu, \Sigma)$, entonces la función característica de \mathbf{x} está dada por,

$$\phi(\mathbf{t}) = \exp \left(i \mathbf{t}^T \mu - \frac{1}{2} \mathbf{t}^T \Sigma \mathbf{t} \right)$$

Propiedades

Proposición 5

Sea $\mathbf{x} \sim N_p(\mu, \Sigma)$ y considere la partición

$$\mathbf{x} = \begin{pmatrix} \mathbf{x}^{(1)} \\ \mathbf{x}^{(2)} \end{pmatrix} \quad \mu = \begin{pmatrix} \mu^{(1)} \\ \mu^{(2)} \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

donde $\mathbf{x}^{(1)}$ es de dimensión k y $\mathbf{x}^{(2)}$ es de dimensión $p - k$, entonces:

1. $\mathbf{x}^{(1)} \sim N_k(\mu^{(1)}, \Sigma_{11})$

2. $\mathbf{x}^{(1)}$ y $\mathbf{x}^{(2)}$ son independientes si y solo si $\text{Cov}(\mathbf{x}^{(1)}, \mathbf{x}^{(2)}) = \Sigma_{12} = \mathbf{0}$

3. $\mathbf{x}^T \Sigma^{-1} \mathbf{x} \sim \chi_p^2(\mu^T \Sigma^{-1} \mu)$

4. $\mathbf{x}^{(2)} | \mathbf{x}^{(1)} \sim N_{p-k}(\mu^{(2)} + \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} [\mathbf{x}^{(1)} - \mu^{(1)}], \Sigma_{22} - \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{12})$