

Ejercicio 1.

- Para $\hat{\mu}_K$, sabemos que existe un estimador para la media muestral:

$$\bar{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

Por lo cual, en este caso se tiene para cada K :

$$\mu_K = \frac{1}{n_K} \sum_{i: y_i=K} x_i$$

- Para $\hat{\Sigma}_K$, partimos del estimador para la covarianza

$$\hat{\Sigma}_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

$$\hat{\Sigma}_{xx} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Así, un estimador para Σ_K , es:

$$\hat{\Sigma}_K = \frac{1}{n_K-1} \sum (x_i - \mu_K)^2 = \frac{1}{n_K-1} \sum (x_i - \mu_K)(x_i - \mu_K)^T$$

- Para $\hat{\Pi}_K$, utilizando la probabilidad frecuentista y pensando en la función clasificadora, que solo toma 1 y 0. Tomamos los casos totales n_K , y obtenemos el sig estimador

$$\hat{\Pi}_K = \frac{1}{n_K} \sum_{i=1}^{n_K} 1(y_i=K) //$$

- Para $\hat{\Sigma}$, nos basamos en el caso del estimador para cada K , pero ahora al incluir todas las K posibles, las incluimos en una sumatoria, donde el denominador es $n-K$ al cambiar los grados de libertad

$$\hat{\Sigma} = \frac{\sum_{K=0}^{K-1} \sum (x_i - \mu_K)(x_i - \mu_K)^T}{n-K} = \frac{\sum_{K=0}^{K-1} (n_K-1) \hat{\Sigma}_K}{n-K}$$

Ejercicio 2.

Su discriminante es

$$\log \left(\frac{f_1(x) \pi_1}{f_k(x) \pi_k} \right) = \log(f_1(x) \pi_1) - \log(f_k(x) \pi_k)$$

~~En la~~
Usando la función d_k del ejercicio anterior

$$\begin{aligned} &= -\frac{1}{2} \log(\Sigma_1) - \frac{1}{2} (x - \mu_1)^T \Sigma_1^{-1} (x - \mu_1) + \log(\pi_1) \\ &\quad + \frac{1}{2} \log(\Sigma_k) + \frac{1}{2} (x - \mu_k)^T \Sigma_k^{-1} (x - \mu_k) - \log(\pi_k) \\ &= -\frac{1}{2} \log\left(\frac{\Sigma_1}{\Sigma_k}\right) - \frac{1}{2} \left((x - \mu_1)^T \Sigma_1^{-1} (x - \mu_1) - (x - \mu_k)^T \Sigma_k^{-1} (x - \mu_k) \right) \\ &\quad + \log\left(\frac{\pi_1}{\pi_k}\right) \end{aligned}$$

Dónde $-\frac{1}{2} \left[(x - \mu_1)^T \Sigma_1^{-1} (x - \mu_1) - (x - \mu_k)^T \Sigma_k^{-1} (x - \mu_k) \right]$
es la función discriminante. //

Ejercicio 3

Sean $\mu_1 = \{(1, 0)\}$ considere la sig. matriz:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 4 & 8 \\ 8 & 4 \end{pmatrix}$$

¿Existe un vector gaussiano con media μ_1 y covarianza Σ ?

Σ es simétrica. \checkmark $\Sigma = \Sigma^T$

Valores Propios

$$\det(\Sigma - \lambda I) = 0$$

$$(4 - \lambda)^2 - 16 = 0 \Rightarrow 16 - 8\lambda + \lambda^2 - 16 = \lambda^2 - 8\lambda = 0$$

$$\Rightarrow \lambda(\lambda - 8) = 0 \quad \begin{matrix} \lambda_1 = 0 \\ \lambda_2 = 8 \end{matrix}$$

Tenemos que no todos los eigenvalores son mayores que

0, por lo tanto, no es positiva definida.

BACK 2 SCHOOL

no existe un vector gaussiano con media μ_1 y covarianza Σ //

Ejercicio 4.

$$f(x_1, x_2, x_3) = \frac{\sqrt{u^2 - 1}}{(2\pi)^{3/2}} e^{-\frac{1}{2}(ux_1^2 + x_2^2 + ux_3^2 + 2x_1x_2)}$$

Podemos notar que tiene la forma de una multinormal con media $\vec{0}$, así, utilizando formas cuadráticas nos interesa descomponer la función que se encuentra dentro de la exponencial.

$$P(\vec{x}) = ux_1^2 + x_2^2 + ux_3^2 + 2x_1x_2$$

Se puede descomponer de la sig forma $X^T A X$, donde

$$X = (x_1, x_2, x_3) \text{ y } A = \Sigma^{-1}$$

Se sigue que A tiene la sig forma:

$$\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \rightarrow \begin{matrix} a_{11} = u, & a_{12} = a_{21} & a_{13} = 0 \\ a_{21} = a_{12} & a_{22} = 1 & a_{23} = 0 \\ a_{31} = 0 & a_{32} = 0 & a_{33} = u \end{matrix}$$

$$\text{Así: } (a_{12} + a_{21})x_1x_2 = 2x_1x_2$$

$$2a_{12} = 2 \Rightarrow a_{12} = 1$$

$$\Sigma^{-1} = \begin{pmatrix} u & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & u \end{pmatrix} \rightarrow \Sigma = \begin{pmatrix} \frac{1}{u-1} & -\frac{1}{u-1} & 0 \\ -\frac{1}{u-1} & \frac{u}{u-1} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{u} \end{pmatrix}$$

Así, concluimos que $X \sim \text{Norm}(\vec{0}, \Sigma)$

BACK 2 SCHOOL®

Ejercicio 5. $\mu_1 = (1, 0)$ y $\mu_2 = (-2, 2)$. Considere

$$\Sigma_1 = \begin{pmatrix} 7 & 2 \\ 2 & 1 \end{pmatrix}, \quad \Sigma_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 3 \end{pmatrix}$$

• ¿Existe un vector gaussiano bivariado con media μ_i y matriz de covarianza Σ_i ?

Σ_i es simétrica y def. positiva, por lo tanto, sí

Positiva definida:

$$\text{Det}(\Sigma_i - \lambda I) = (7 - \lambda)(1 - \lambda) - 4 = 0$$

$$= 7 - \lambda - 7\lambda + \lambda^2 - 4 = \lambda^2 - 8\lambda + 3 = 0$$

$$\frac{8 \pm \sqrt{64 - 12}}{2} = \lambda_1 = \frac{8 + \sqrt{32}}{2} \quad \lambda_2 = \frac{8 - \sqrt{32}}{2}$$

$$\lambda_2 = \frac{8 - 2\sqrt{8}}{2}$$

$$\lambda_2 = \frac{8 - 4\sqrt{2}}{2}$$

Tanto λ_1 como λ_2 tienen son mayores que cero, así, es positiva definida, existe v.g.

• Si $\pi_k = 0.5$ para $k=1, 2$, sea $f_1(x_1, x_2) \sim N(\mu_1, \Sigma_1)$ y $f_2(x_1, x_2) \sim N(\mu_2, \Sigma_2)$ calcule

$$L(x_1, x_2) = \log \left(\frac{f_1(x_1, x_2) \pi_1}{f_2(x_1, x_2) \pi_2} \right)$$

Asignamos (x_1, x_2) a Π_1 si $L(x_1, x_2) > 0$.

Ejercicio

Sea $X = (X_1, X_2)$

$$\Sigma^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & -2 \\ -2 & 7 \end{pmatrix} \frac{1}{3}$$

$$L(X) = \log \left(\frac{f_1(X) \pi_1}{f_2(X) \pi_2} \right) = b_0 + b^T X$$

$$b_0 = -\frac{1}{2} \left(\cancel{(1,0)} \begin{pmatrix} 1/3 & -2/3 \\ -2/3 & 7/3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} - (-2,2) \begin{pmatrix} 1/3 & -2/3 \\ -2/3 & 7/3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2 \\ 1 \end{pmatrix} \right) + \log(1)$$

$$b_0 = -\frac{1}{2} \left(\frac{1}{3} - 16 \right) = -\frac{1}{2} \left(-\frac{47}{3} \right) = \frac{47}{6}$$

$$b = \Sigma^{-1} (\mu_1 - \mu_2) = \left(\frac{7}{3}, -\frac{20}{3} \right)$$

Así

$$L(X) = \frac{47}{6} + \frac{7}{3} X_1 - \frac{20}{3} X_2$$

A que grupo asignas $(2,1)$

$$L(2,1) = \frac{35}{6}, \quad \frac{35}{6} > 0, \text{ se asigna a } \pi_1$$