

UNIVERSIDAD La Salle
Facultad de Negocios
Estadística Multivariada

1. EJERCICIOS

Ejercicio 1. Suponga que $Y \in \{0, \dots, K-1\}$ con $K \geq 2$. Si $f(x)$ es gaussiano: $X | Y = k \sim N(\mu_k, \Sigma_k)$, la regla de Bayes se escribe como

$$h^*(x) = \arg \max_k \delta_k(x),$$

donde

$$\delta_k = -\frac{1}{2} \log |\Sigma_k| - \frac{1}{2} (x - \mu_k)^T \Sigma_k^{-1} (x - \mu_k) + \log(\pi_k).$$

Sea $n_k = \sum_i \mathbf{1}_{\{y_i=k\}}$ para $k = 0, \dots, K-1$. Demuestra que los estimadores puntuales de π_k , μ_k , Σ_k , y Σ son:

$$\hat{\pi}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{1}_{\{y_i=k\}}, \quad \hat{\mu}_k = \frac{1}{n_k} \sum_{\{i:y_i=k\}} X_i, \quad \hat{\Sigma}_k = \frac{1}{n_k - 1} \sum_{\{i:y_i=k\}} (X_i - \hat{\mu}_k)(X_i - \hat{\mu}_k)^T$$

y

$$\hat{\Sigma} = \frac{\sum_{k=0}^{K-1} (n_k - 1) \hat{\Sigma}_k}{n - K}.$$

Toma un conjunto de puntos y calcula tales valores estimados.

Ejercicio 2. Bajo el supuesto de que las observaciones en la k -ésima clase se toma a partir de una distribución normal, el clasificador de Bayes asigna una observación a la clase para la cual se maximiza la función discriminante. ¿Cuál es la función discriminante en este caso?

Ejercicio 3. Sean $\mu_1 = (1, 0)$. Considere la siguiente matriz:

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

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

Ejercicio 4. Sea $u \in (1, \infty)$ y (X_1, X_2, X_3) un vector aleatorio con densidad:

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

con $(x_1, x_2, x_3) \in \mathbb{R}^3$. Calcula la distribución de (X_1, X_2, X_3) .

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

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

- ¿Existe un vector gaussiano bivariado con media μ_1 y matriz de covarianza Σ_1 ?
- Si $\pi_k = 0.5$ para $k = 1, 2$ y si $f_1(x_1, x_2) \sim N(\mu_1, \Sigma_1)$ y $f_2(x_1, x_2) \sim N(\mu_2, \Sigma_2)$; calcule

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

Recuerda que asignamos (x_1, x_2) a Π_1 si: $L(x_1, x_2) > 0$.

- ¿A qué grupo asignas $(2, 1)$?

- Si $\pi_k = 0.5$ para $k = 1, 2$; calcule

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

Recuerda que asignamos (x_1, x_2) a Π_1 si: $Q(x_1, x_2) > 0$.

- ¿A qué grupo asignas $(2, 1)$?

Ejercicio 1. Suponga que $Y \in \{0, \dots, K-1\}$ con $K \geq 2$. Si $f(x)$ es gaussiano: $X | Y = k \sim N(\mu_k, \Sigma_k)$, la regla de Bayes se escribe como

$$h^*(x) = \arg \max_k \delta_k(x),$$

donde

$$\delta_k = -\frac{1}{2} \log |\Sigma_k| - \frac{1}{2} (x - \mu_k)^T \Sigma_k^{-1} (x - \mu_k) + \log(\pi_k).$$

Sea $n_k = \sum_i \mathbf{1}_{\{y_i=k\}}$ para $k = 0, \dots, K-1$. Demuestra que los estimadores puntuales de π_k , μ_k , Σ_k , y Σ son:

$$\hat{\pi}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{1}_{\{y_i=k\}}, \quad \hat{\mu}_k = \frac{1}{n_k} \sum_{\{i:y_i=k\}} X_i, \quad \hat{\Sigma}_k = \frac{1}{n_k - 1} \sum_{\{i:y_i=k\}} (X_i - \hat{\mu}_k)(X_i - \hat{\mu}_k)^T$$

y

$$\hat{\Sigma} = \frac{\sum_{k=0}^{K-1} (n_k - 1) \hat{\Sigma}_k}{n - K}.$$

Toma un conjunto de puntos y calcula tales valores estimados.

Tenemos

$$\hat{\gamma}_x = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

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

$$\sum_k = \frac{1}{n_k - 1} \sum (x_i - \gamma_x)^2 \Rightarrow \frac{1}{n_k - 1} \sum (x_i - \hat{\gamma}_k)(y_i - \gamma_x)$$

ahora

$$\pi^k = \pi(x \in \pi_k) = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}$$

entonces

$$\hat{\pi}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \pi_{y_k}(x)$$

Ejercicio 2. Bajo el supuesto de que las observaciones en la k -ésima clase se toma a partir de una distribución normal, el clasificador de Bayes asigna una observación a la clase para la cual se maximiza la función discriminante. ¿Cuál es la función discriminante en este caso?

Solución.

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{f_k(x) \pi_k}{f_k(x) \pi_k} \right) &= -\frac{1}{2} (x - \mu_k)^T \sum_k^{-1} (x - \mu_k)^T + \log(\pi_k) \\ &= -\frac{1}{2} \log \left(\frac{|\Sigma_k|}{|\Sigma_k|} \right) - \frac{1}{2} \left((x - \mu_k)^T \sum_k^{-1} (x - \mu_k)^T - (x - \mu_k)^T \right. \\ &\quad \left. \sum_k^{-1} (x - \mu_k)^T \right) + \log \left(\frac{\pi_k}{\pi_k} \right) \end{aligned}$$

Ejercicio 3. Sean $\mu_1 = (1, 0)$. Considere la siguiente matriz:

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

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

Solución.

① La matriz tiene que ser simétrica, entonces

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 4 & 8 \\ 8 & 4 \end{bmatrix} \Rightarrow \Sigma^T = \begin{bmatrix} 4 & 8 \\ 8 & 4 \end{bmatrix}$$

cambiamos filas por columnas

es la misma •• podemos continuar. Sustituimos en

$$\begin{aligned} \det(\Sigma - \lambda I) &= \begin{vmatrix} 4 & 8 \\ 8 & 4 \end{vmatrix} - \lambda \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} \\ &= \begin{vmatrix} 4 & 8 \\ 8 & 4 \end{vmatrix} - \begin{vmatrix} \lambda & 0 \\ 0 & \lambda \end{vmatrix} \end{aligned}$$

$$= \begin{bmatrix} 4-\lambda & 8 \\ 8 & 4-\lambda \end{bmatrix}$$

para sacar el determinante hacemos

$$\begin{bmatrix} 4-\lambda & 8 \\ 8 & 4-\lambda \end{bmatrix} \rightarrow (4-\lambda)(4-\lambda) - 64 = 0$$

$$16 - 8\lambda + \lambda^2 - 64 = 0$$

$$\lambda^2 - 8\lambda - 48 = 0$$

$$\begin{matrix} \pm & x \end{matrix}$$

$$\begin{array}{l|l} (\lambda-12) & (\lambda+4) \\ \lambda-12=0 & \lambda+4=0 \\ \boxed{\lambda=12} & \boxed{\lambda=-4} \end{array}$$

! no es positiva definida ∴ no existe el vector Gaussiano

ejercicio #5

$\mu_1 = (1, 0)$ y $\mu_2 = (-2, 2)$. Considere las siguientes matrices:

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

- ¿Existe un vector gaussiano bivariado con media μ_1 y matriz de covarianza?

Sabemos que

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{f_1(x)\pi_1}{f_2(x)\pi_2}\right) &= \log\left(\frac{e^{-\frac{1}{2}(x-\mu_1)^{\text{tr}} \Sigma_1^{-1}(x-\mu_1)}}{e^{-\frac{1}{2}(x-\mu_2)^{\text{tr}} \Sigma_2^{-1}(x-\mu_2)}}\right) \\ &= \frac{1}{2}(x-\mu_2)^{\text{tr}} \Sigma_2^{-1}(x-\mu_2) - \frac{1}{2}(x-\mu_1)^{\text{tr}} \Sigma_1^{-1}(x-\mu_1) \quad \text{①} \end{aligned}$$

Tenemos que la inversa de sigma es

$$\Sigma^{-1} = \begin{bmatrix} 1/3 & -2/3 \\ -2/3 & 7/3 \end{bmatrix} \quad \wedge$$

y

$$\begin{aligned} x - \mu_1 &= x - (1, 0) \\ &= (x-1, x) \end{aligned} \quad // \quad \begin{aligned} x - \mu_2 &= x - (-2, 2) \\ &= (x+2, x-2) \end{aligned}$$

substituyendo en ① tenemos

$$= \frac{1}{2} (x+2, x-2) \begin{bmatrix} 1/3 & -2/3 \\ -2/3 & 7/3 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x+2 \\ x-2 \end{pmatrix} - \frac{1}{2} (x-1, x) \begin{bmatrix} 1/3 & -2/3 \\ -2/3 & 7/3 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x-1 \\ x \end{pmatrix}$$

$$= \frac{2(x^2 - 6x + 12)}{3} - \left(\frac{4x^2 + 12x - 1}{6} \right)$$