Funciones discriminantes para la función de densidad normal

Funciones discriminantes para la función de densidad normal

Tags:Reconocimiento de Patrones, Clasificación, funciones discriminantes y superficies de decision

Funciones discriminantes para la función de densidad normal

A partir de la clasificación de tasa menor mínima

$$g_i(x) = Ln(P(x|w_i)) + Ln(P(w_i))$$
 (2.3.18)

$$g_i(x) = Ln[P(x|w_i)] + Ln[P(w_i)]$$
 (2.3.7)

Si
$$P(x|w_i) pprox N(\mu_i, \sum_i)$$

$$g_i(x) = Ln[rac{1}{(2\pi)^{d/2}|\sum_i|^{-1/2}}e^{1/2[(x-\mu_i)^t\sum_i^{-1}(x-\mu)]}] + Ln(P(w_i)) \hspace{1cm} (2.3.19)$$

$$g_i(x) = Ln[rac{1}{(2\pi)^{d/2}|\sum_i|^{-1/2}}] + Ln[e^{1/2[(x-\mu_i)^t\sum_i^{-1}(x-\mu)]}] + Ln(P(w_i))$$

$$g_i(x) = Ln(1) - Ln[(2\pi)^{d/2}|\sum_i|^{1/2}] + (-1/2)[(x-\mu_i)^t\sum_i^-1(x-\mu_i)] + Ln(P(w_i))$$

$$g_i(x) = (-1/2)[(x-\mu_i)^t \sum_i^- 1(x-\mu_i)] - Ln[(2\pi)^{d/2}] - Ln[|\sum_i|^{1/2}] + Ln(P(w_i))$$

$$/$$
 (2.3.20)

$$g_i(x) = (-1/2)[(x-\mu_i)^t \sum_i^{-1} (x-\mu_i)] - (d/2)Ln(2\pi) - (1/2)Ln(|\sum_i|) + Ln(P(w_i)) \quad (2.3)$$

Cuando las características son estadísticamente independientes y cuando cada característica tiene la misma varianza σ^2 . En este caso, la matriz de covarianzas es:

$$\sum_i = egin{bmatrix} \sigma^2 & \dots & 0 \ 0 & \sigma^2 & \dots \ 0 & \dots & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

Determinante

$$|\sum_i|=(\sigma^2)^d=\sigma^{2d} ext{ y } \Sigma_i^{-1}=rac{1}{\sigma^2}I$$

Ya que $(d/2)Ln(2\pi)$ y el determinante $|\sum_i|$ no dependen de i, estos términos se pueden despreciar.

$$egin{align} g_i(x) &= (-1/2)[(x-\mu_i)^trac{1}{\sigma^2}I(x-\mu_i)] + Ln(P(w_i)) \ & \ g_i(x) &= -rac{(x-\mu_i)^t(x-\mu_i)}{2\sigma^2} + Ln(P(w_i)) \ & \ g_i(x) &= -rac{(x^tx-2\mu_i^t+\mu_i^t\mu_i)}{s\sigma^2} + Ln(P(w_i)) \ & \ \end{array}$$

Ya que x^tx es la misma para toda i, este termino se ignora

$$g_i(x) = rac{2\mu_i^t x - \mu_i^t \mu_i}{s\sigma^2} + Ln(P(w_i))$$

$$g_i(x) = rac{\mu_i^t x}{\sigma^2} - rac{\mu_i^t \mu_i}{2\sigma^2} + Ln(P(w_i) \hspace{1cm} (2.3.21)$$

Caso 2:
$$\sum_{i} = \sum_{j}$$

Matrices idénticas pero arbitrarias, en este caso $|\sum_i|$ y el termino $(d/2)Ln(2\pi)$ son independientes de i, por lo tanto, se ignoran. De esta manera:

$$ho$$
 Caso 2 $(2.3.22)$ $g_i(x) = (-1/2)(x-\mu_i)^t \sum_{i=1}^{-1} (x-\mu_i) + Ln(P(w_i))$ $(2.3.22)$

Si $P(w_i)$ es igual para todas las clases, entonces el termino $Ln(P(w_i))$ se ignora.

Caso 3: \sum_i arbitraria

Solo el termino $(d/2)Ln(2\pi)$ puede omitirse

/ Caso 3 (2.3.23)

$$g_i(x) = (-1/2)(x - \mu_i)^t \sum_{i=1}^{-1} (x - \mu_i) - (1/2)Ln(|\sum_{i=1}^{-1} |) + Ln(P(w_i))$$
 (2.3.23)

Ejemplo:

Suponemos 2 categorías en 2 dimensiones con las siguientes distribuciones de probabilidad:

$$egin{align} P(x|w_i) &pprox N(\mu_i, \Sigma_i) \ &P(x|w_1) pprox N(0,I)
ightarrow Lubina \ &P(x|w_2) pprox N(inom{1}{1},I) \ \end{align}$$

con $p(w_i)$ = 1/2, para i=1,2

ullet Clasificar el punto $x=inom{0.3}{0.3}$ para una probabilidad mínima de error.

Matrices de covarianzas

$$\sum_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, \sum_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} o ext{Matriz de identidad } I. ext{ Caso 2 , mismas matrices}$$

Determinante

$$|\sum_{1}|=|\sum_{2}|=(1)(1)-(0)(0)=1$$

Inversa

$$\sum_{1}^{-1} = \sum_{2}^{-1} = I = \begin{pmatrix} 1 & 0 \ 0 & 1 \end{pmatrix}$$
 $g_i(x) = (-1/2)(x - \mu_i)^t \sum_{1}^{-1} (x - \mu_i) + Ln(P(w_i)) o ext{Caso 2}$ (2.3.22)

Como $P(w_1) = P(w_2)$ se desprecia el termino $Ln(P(w_i))$

• Para i=1

$$g_i(x) = (-1/2)(x - \mu_i)^t \sum_{1}^{-1} (x - \mu_i)$$
 (2.3.22)
 $g_1(x) = (-1/2)[\begin{pmatrix} 0.3 \\ 0.3 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}]^t \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} (\begin{pmatrix} 0.3 \\ 0.3 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix})$
 $g_1(x) = (-1/2)[0.3, 0.3] \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.3 \\ 0.3 \end{pmatrix}$
 $g_1(x) = (-1/2)[0.3, 0.3] \begin{pmatrix} 0.3 \\ 0.3 \end{pmatrix}$
 $g_1(x) = -0.09$

• Para i=2

$$g_2(x) = (-1/2) \begin{bmatrix} 0.3 \\ 0.3 \end{bmatrix} - \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} \end{bmatrix}^t \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} (\begin{pmatrix} 0.3 \\ 0.3 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix})$$
 $g_2(x) = (-1/2) [-0.7, -0.7] \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -0.7 \\ -0.7 \end{pmatrix}$
 $g_2(x) = (-1/2) [-0.7, -0.7] \begin{pmatrix} -0.7 \\ -0.7 \end{pmatrix}$
 $g_2(x) = -0.49$

$$g_i(x) = (-1/2)(x - \mu_i)^t \sum_i^{-1} (x - \mu_i) - (1/2) Ln(|\sum_i|) + Ln(P(w_i))$$

References

Regiones de decision