Suan Manuel Rodríguez Gónez 49 55 94 94 2

PAGINA 1

sup phosp is goneral (

ESTAPÍSTICA MULTIVARIANTE

TAREA VOLUNTARIA 5

1 Deducir la ecuación del clasificador discriminante lineal con n>1 predictores. Dada Y una variable aleatoria de respuesta categórica con k > 2 niveles $y = (X_1, ..., X_n)$, $n \in \mathbb{N}$, un vector aleatorio continuo de variables explicativas, se pretende clasificar en los diferentes niveles de y para valores específicos de X. De con distribución multivariante Gaussiana y varianza homogénea

Para el caso n=1 ya se tiene la ecuación del clasificador discriminante lineal gracias al Teorema de Bayes: Teniendo en cuenta que $f(x) = \frac{1}{J2TL}e^{\frac{(x-\mu_k)^2}{2\sigma^2}}$ es una densidad Gaussiana toon media μ_k y varianza homogénea, σ^2 , en los k niveles, aplicando logaritmo para linealizar se tiene que, el registro es asignado al nivel $i \in \{1,...,k\}$ si, y solo si,

$$\log\left(\frac{f_i(x)}{f_j(x)}\right) > \log\left(\frac{\pi_j}{\pi_i}\right) \iff \frac{\mu_i - \mu_j}{\sigma^2} \propto -\frac{\mu_i^2 - \mu_j^2}{2\sigma^2} - \log\left(\frac{\pi_j}{\pi_i}\right) > 0$$

- Desarrollemos el caso n > 1:

 P($Y = i \mid X = x$)

 P(Y = i, X = x)

 P(Y = i, X = x)
- De acuerdo con la expresión general del Teorema de Bayes y la notación de la diapositiva 8 se tiene que, $\frac{P(Y=i \mid X=x)}{P(Y=j \mid X=x)} = \frac{Tti P(X=x \mid Y=i)}{Ttj P(X=x \mid Y=j)} = \frac{Tti P(X=x \mid Y=j)}{Ttj P_j(x)}$

- el registro se asigna a la clase o nivel de respuesta i.
- •) Teniendo en cuenta que $f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{N/2}} \frac{1}{|\Sigma|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(x-\mu_k)^{\frac{1}{2}} \sum^{-1}(x-\mu_k)^{\frac{1}{2}}\right\}$ es una densidad Gaussiana (multivariante) con vector de medias μ_k y matriz de covarianzas homogénea, Σ , en los k niveles, aplicando logaritmo para linealizar se tiene que, el registro es asignado al nivel $i \in \{1,...,k\}$ si, y solo si,

$$|\log\left(\frac{f_{i}(x)}{f_{j}(x)}\right) > |\log\left(\frac{\pi_{j}}{\pi_{i}}\right) \Leftrightarrow -\frac{1}{2}(x-\mu_{i})^{t} \Sigma^{-1}(x-\mu_{i}) + \frac{1}{2}(x-\mu_{j})^{t} \Sigma^{-1}(x-\mu_{j}) - \log\left(\frac{\pi_{j}}{\pi_{i}}\right) > 0$$

$$\Leftrightarrow -\frac{1}{2}x^{t} \Sigma^{-1}x + \frac{1}{2}x^{t} \Sigma^{-1}\mu_{i} + \frac{1}{2}\mu_{i}^{t} \Sigma^{-1}x - \frac{1}{2}\mu_{i}^{t} \Sigma^{-1}\mu_{i} + \frac{1}{2}x^{t} \Sigma^{-1}x - \frac{1}{2}x^{t} \Sigma^{-1}\mu_{j} - \frac{1}{2}\mu_{j}^{t} \Sigma^{-1}x + \frac{1}{2}\mu_{j}^{t} \Sigma^$$

$$(=) \left(x^{t} \Sigma^{-1} (\mu_{i} - \mu_{j}) + \frac{1}{2} \left[\mu_{j}^{t} \Sigma^{-1} \mu_{j} - \mu_{i}^{t} \Sigma^{-1} \mu_{i} \right] - \log \left(\frac{TC_{j}}{TC_{i}} \right) > 0 \right)$$
Ecuación del clasificador discriminante lineal con n>1 predictores



2 Deducir la ecuación de un clasificador discriminante si la varianza es heterogénea (clasificador discriminante cuadrático).

Deolezcamos la ecuación del clasificador discriminante cuadrático con n=1 predictor (para n>1 predictores se procedería de igual forma que en O_n sob que abora se tendría matriz de opvarianzas heterogénea, Σ_k , en los kuniveles. The production Σ_k una variable aleatoria de respuesta categórica con Σ_k inveles y Σ_k una variable aleatoria continua explicativa con distribución univariante Σ_k una varianza heterogénea (antes, cuando la varianza era homogénea, Σ_k se tenía que Σ_k = Σ_k = Σ_k = Σ_k = Σ_k = Σ_k es decir, todas las clases tenían la misma varianza, Σ_k antenía que tener la misma varianza), se pretende clasificar en los diferentes niveles de Σ_k para valores específicos de Σ_k

- •) Se necesita estimar, $\frac{P(Y=i/X=x)}{P(Y=j/X=x)} = \frac{P(Y=i,X=x)}{P(Y=j,X=x)}, \quad i,j \in \{1,...,k\}.$
- o) De acuerdo con el Teorema de Bayes y la notación de la diapositiva 8 se tiene que, $\frac{P(Y=i/X=x)}{P(Y=j/X=x)} = \frac{\pi_i P(X=x/Y=i)}{\pi_j P(X=x/Y=j)} = \frac{\pi_i f_i(x)}{\pi_j f_i(x)}$
- el registro se asigna a la clase o nivel de respuesta i.

La ecuación resultante $\frac{1}{2}\log\left(\frac{|\Sigma_j|}{|\Sigma_i|}\right) + \frac{1}{2}\left[(x-\mu_j)^{\frac{1}{2}}\sum_{j=1}^{-1}(x-\mu_j) - (x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}(x-\mu_i)^{\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{-1}$

o) Teniendo en cuenta que $f(x) = \frac{1}{\sigma_k \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu_k)^2}{2\sigma_k^2}}$ es una densidad Gaussiana (univariante) con media Mk y varianza heterogénea, oz, en los k niveles, aplicando logaritmo para linealizar se tiene que, el registro es asignado al nivel i e {1,..., k} si, y solo si, $\log\left(\frac{f_i(x)}{f_i(x)}\right) > \log\left(\frac{T_i}{T_i}\right) \iff \log\left(\frac{\sigma_i}{\sigma_i}\right) - \frac{(x-\mu_i)^2}{2\sigma_i^2} + \frac{(x-\mu_i)^2}{2\sigma_i^2} - \log\left(\frac{T_i}{T_i}\right) > 0$ $|\log(\frac{\sigma_{j}}{\sigma_{i}}) + \frac{(-x^{2} - \mu_{i}^{2} + 2x\mu_{i})\sigma_{j}^{2} + (x^{2} + \mu_{j}^{2} - 2x\mu_{j})\sigma_{i}^{2}}{2\sigma_{i}^{2}\sigma_{i}^{2}} - \log(\frac{\pi t_{j}}{\pi t_{i}}) > 0$ $(=) \left\{ \frac{\sigma_{i}^{2} - \sigma_{j}^{2}}{2\sigma_{i}^{2}\sigma_{j}^{2}} \chi^{2} + \frac{\mu_{i}\sigma_{j}^{2} - \mu_{j}\sigma_{i}^{2}}{\sigma_{i}^{2}\sigma_{j}^{2}} \chi - \frac{\mu_{i}^{2}\sigma_{j}^{2} - \mu_{j}^{2}\sigma_{i}^{2}}{2\sigma_{i}^{2}\sigma_{j}^{2}} + \log\left(\frac{\sigma_{j}}{\sigma_{i}}\right) - \log\left(\frac{Tt_{j}}{Tt_{i}}\right) > 0 \right\}$ Ecuación del clasificador discriminante cuadrático con n=1 predictor

a straight to their or was at the papers of the papers of