# Análisis discriminante

### Daniel Czarnievicz

# Descripción general

El análisis discriminante es una técnica con finalidades de descripción (analizar la existencia de diferencias entre grupos), predicción (clasificar nuevas observaciones) y re-clasificación. El problema consiste en construir un modelo que permita discriminar las observaciones según el grupo poblacional al que pertenecen. A la *i*-ésima observación se le miden p características, las cuales componen el vector  $\mathbf{x}'_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})$ . Se asume que existen k grupos en la población.

# Reglas de decisión

Existen distintas reglas de decisión para la asignación de observaciones a grupos.

## Minimizar la probabilidad de error

La regla de decisión será aquella que minimize la probabilidad total de error. Supongamos que una población P está sub-dividida en k grupos excluyentes. Llamaremos  $f_k(x)$  a la densidad de x, si x pertenece al k-ésimo grupo. El objetivo es encontrar una partición del espacio muestral R, tal que asigne x al grupo  $k \Leftrightarrow x \in r_x$ .

Llamaremos Pr(g'|g) al error de clasificar en el grupo g' una observación perteneciente al grupo g. Entonces:

$$\Pr(g'|g) = \int_{R_{g'}} f_g(x) dx$$

Por lo tanto, la probabilidad de clasificar erróneamente a todas las observaciones provenientes del grupo g está dada por:

$$\Pr(g) = \sum_{\substack{g'=1\\g' \neq g}}^{k} \Pr(g'|g) = 1 - \Pr(g|g)$$

Cluster Analysis Daniel Czarnievicz

De esta forma entonces, la probabilidad total de clasificación errónea está dada por:

$$\Pr(R, f) = \sum_{g=1}^{k} \pi_g \Pr(g)$$

donde  $\pi_g$  es la probabilidad a priori de que *i* pertenzca a al grupo *g*.

#### Principio de máxima verosimilitud

El pricipio de clasificación por máxima verosimilitud consiste en asignar la observación i a la población donde el vector observado  $\mathbf{x}'_i$  tenga mayor verosimilitud de ocurrir. Es decir, se asigna i al grupo g, sí y solo si:

$$f(\mathbf{x}_i|g) > f(\mathbf{x}_i|g') \ \forall g' \neq g \Leftrightarrow \Pr(\mathbf{x}_i|g) > \Pr(\mathbf{x}_i|g') \ \forall g' \neq g \Leftrightarrow \frac{f(\mathbf{x}_i|g)}{f(\mathbf{x}_i|g')} > 1$$

### Principio de probabilidad a posteriori

La regla consiste en asignar la observación i a la población con mayor probabilidad a posteriori (la probabilidad de que i pertenzca a g, dado  $\mathbf{x}_i$ ). Utilizando el Teorema de Bayes, tenemos que la probabilidad a posteriori está dada por:

$$\Pr(i \in g | \mathbf{x} = \mathbf{x}_i) = \frac{\pi_g \Pr(\mathbf{x}_i | g)}{\Pr(\mathbf{x}_i)} = \frac{\pi_g \Pr(\mathbf{x}_i | g)}{\sum\limits_{g'=1}^k \pi'_g \Pr(\mathbf{x}_i | g')} = \frac{\pi_g f(\mathbf{x}_i | g)}{\sum\limits_{g'=1}^k \pi_{g'} f(\mathbf{x}_i | g')}$$

De esta forma, la observación i se asignará al grupo g, sí y solo sí:

$$\Pr(i \in g | \mathbf{x} = \mathbf{x}_i) > \Pr(i \in g' | \mathbf{x} = \mathbf{x}_i) \ \forall g' \neq g$$

### Normalidad

Si  $\mathbf{x}_i \sim N_p(\mu, \Sigma)$  su función de densidad viene dada por:

$$f(\mathbf{x}_i|g) = \frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\mathbf{\Sigma}_g|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{x}_i - \mu_g)' \mathbf{\Sigma}_g^{-1} (\mathbf{x}_i - \mu_g)\right\}$$

La densidad puede estimarse utilizando los estimadores MV de  $\mu_g$  y  $\Sigma_g$ ,  $\bar{\mathbf{x}}_g$  y  $\mathbf{S}_g$  respectivamente, para obtener:

$$\hat{f}(\mathbf{x}_i|g) = \frac{1}{(2\pi)^{p/2}|\mathbf{S}_g|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}}_g)'\mathbf{S}_g^{-1}(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}}_g)\right\}$$

Si aplicamos el supuesto de normalidad a la probabilidad posteriori, obtenemos que:

$$\Pr(i \in g | \mathbf{x} = \mathbf{x}_i) = \frac{\pi_g |\mathbf{\Sigma}_g|^{-1/2} \exp\left\{ (-1/2) D_{ig}^2 \right\}}{\sum_{g'=1}^k \pi_{g'} |\mathbf{\Sigma}_{g'}|^{-1/2} \exp\left\{ (-1/2) D_{ig'}^2 \right\}}$$

Cluster Analysis Daniel Czarnievicz

donde  $D_{ig}^2$  y  $D_{ig'}^2$  son la distancia de Mahalanobis entre la observación i y los grupos g y g' respectivamente. Utilizando los estimadores de  $\mu_g$  y  $\Sigma_g$  mencionadas anteriormente, obtenemos que:

$$\hat{\Pr}(i \in g | \mathbf{x} = \mathbf{x}_i) = \frac{\hat{\pi}_g |\mathbf{S}_g|^{-1/2} \exp\left\{ (-1/2) \, \hat{D}_{ig}^2 \right\}}{\sum\limits_{g'=1}^k \hat{\pi}_{g'} |\mathbf{S}_{g'}|^{-1/2} \exp\left\{ (-1/2) \, \hat{D}_{ig'}^2 \right\}}$$

y la observación i se asignará al grupo g, sí, y solo si se cumple que:

$$\hat{\pi}_g |\mathbf{S}_g|^{-1/2} \exp\left\{ (-1/2) \, \hat{D}_{ig}^2 \right\} > \hat{\pi}_{g'} |\mathbf{S}_{g'}|^{-1/2} \exp\left\{ (-1/2) \, \hat{D}_{ig'}^2 \right\} \; \forall g' \neq g$$

# Referencias

Beygelzimer, Alina, Sham Kakadet, John Langford, Sunil Arya, David Mount, and Shengqiao Li. 2018. FNN: Fast Nearest Neighbor Search Algorithms and Applications. https://CRAN.R-project.org/package=FNN.

James, Gareth, Daniela Witten, Trevor Hastie, and Robert Tibshirani. 2013. An Introduction to Statistical Learning. Vol. 112. Springer.

R Core Team. 2018. R: A Language and Environment for Statistical Computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. https://www.R-project.org/.

Rencher, Alvin C. 1998. *Multivariate Statistical Inference and Applications*. Wiley New York.

Wasserman, Larry. 2007. All of Nonparametric Statistics. Springer, New York.

Wickham, Hadley. 2017. *Tidyverse: Easily Install and Load the 'Tidyverse'*. https://CRAN.R-project.org/package=tidyverse.