判别分析

TUTU

判别分析基本概念

♣ 基本思想:

根据已知类别的样本所提供的信息,总结出分类的规律性,建立判别公式和判别准则,判别新的样本点所属类型,是判别个体所属群体的一种统计方法。

♣ 判别分析与聚类分析的区别与联系:

- 判别分析: 已知研究对象分为若干个类别,并且已经取得每一类别的一批观测数据,在此基础上寻求出分类的规律性,建立判别准则,然后对未知类别的样品进行判别分类。
 - 将共性的聚类结果,作为已知类别的样本的信息 (训练样本),对未知类别的样品 (测试样本)进行判别分类。
- 聚类分析:一批样品划分为几类事先并不知道,正需要通过聚类分析来给 以确定类型。

用不同的聚类方法可能得到不同的结果,保留共性的聚类结果;对于用不同方法归类不同的少数样品,再结合判别分析加以判断归类。

♣ 基本思想:

计算样品 x 到第 i 个类的距离 $d^2(x,G_i)$, 哪个距离最小, 就将它判归哪个总体。

- **\$** 马氏距离: $d^2(\mathbf{x}, G_i) = (\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}_i)^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_i^{-1} (\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}_i)$, 不受变量间的相关性和量纲的影响
- ♣ 总体协差阵相等时 ($\Sigma_i = \Sigma$):
 - 判別函数: $f_i(\boldsymbol{x}) = \boldsymbol{x}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_i^{-1} \boldsymbol{\mu}_i \frac{1}{2} \boldsymbol{\mu}_i^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_i^{-1} \boldsymbol{\mu}_i$
 - 判别规则: 若 $f_l(\boldsymbol{x}) = \max_{1 \leq i \leq k} f_i(\boldsymbol{x}), \ \boldsymbol{x} \in G_l$
 - 两个总体的错判概率: $P(2|1) = 1 \Phi\left(\frac{\mu_2 \mu_1}{2\sigma}\right)$

 \clubsuit 两个总体的距离判别:设 $G_1(n_1 \land)$ 和 $G_2(n_2 \land)$ 为两个不同的 p 元 总体, $G_1(G_2)$ 的均值向量为 $\mu_1(\mu_2)$,协方差阵为 $\Sigma_1(\Sigma_2)$,

$$m{x}^{\mathrm{T}}=(x_1,x_2,\cdots,x_p)$$
 是待判样品, $m{\Sigma}_1=m{\Sigma}_2=m{\Sigma}$ 且已知

• x 到 G_1, G_2 的距离的平方 (二次判别函数) 分别为

$$d^{2}(\boldsymbol{x},G_{i}) = (\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}_{i})^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_{i}^{-1} (\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}_{i}), \quad (i = 1,2)$$

判别准则为

$$\begin{cases} \boldsymbol{x} \in G_1, & d^2(\boldsymbol{x}, G_1) < d^2(\boldsymbol{x}, G_2), \\ \boldsymbol{x} \in G_2, & d^2(\boldsymbol{x}, G_1) > d^2(\boldsymbol{x}, G_2), \end{cases}$$

待判, $d^2(\boldsymbol{x}, G_1) = d^2(\boldsymbol{x}, G_2).$

- ♣ 两个总体的距离判别: (相等协差阵)
 - 令 $\bar{\boldsymbol{\mu}} = \frac{1}{2}(\boldsymbol{\mu}_1 + \boldsymbol{\mu}_2),$ 则 $d^2(\boldsymbol{x}, G_2) d^2(\boldsymbol{x}, G_1) = 2(\boldsymbol{x} \bar{\boldsymbol{\mu}})^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{\mu}_1 \boldsymbol{\mu}_2),$ 令 $W(\boldsymbol{x}) = (\boldsymbol{x} \bar{\boldsymbol{\mu}})^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{\mu}_1 \boldsymbol{\mu}_2),$ 则判别准则为

$$egin{cases} m{x} \in G_1, & W(m{x}) > 0, \ m{x} \in G_2, & W(m{x}) < 0. \end{cases}$$

• 若 p=1,两个总体是 $N(\mu_i, \sigma^2)$,则 $W(x) = (x - \bar{\mu}) \frac{1}{\sigma^2} (\mu_1 - \mu_2)$,判别准则为

$$\begin{cases} x \in G_1, & x < \bar{\mu}, \\ x \in G_2, & x > \bar{\mu}. \end{cases}$$

- \clubsuit 总体协差阵不相等时: $d^2(\boldsymbol{x}, G_i) = (\boldsymbol{x} \boldsymbol{\mu}_i)^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_i^{-1} (\boldsymbol{x} \boldsymbol{\mu}_i)$
- ♣ 两个总体的距离判别: (不等协差阵)
 - $W(\mathbf{x}) = (\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}_2)^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1} (\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}_2) (\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}_1)^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} (\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}_1)$
 - 判别准则:

$$\left\{egin{aligned} oldsymbol{x} \in G_1, & W(oldsymbol{x}) > 0, \ oldsymbol{x} \in G_2, & W(oldsymbol{x}) < 0. \end{aligned}
ight.$$

• 若 p = 1, 两个总体是 $N(\mu_i, \sigma_i^2)$, 则 $W(x) = -\frac{\sigma_1 + \sigma_2}{\sigma_1 \sigma_2} \left(x - \frac{\sigma_1 \mu_2 + \sigma_2 \mu_1}{\sigma_1 + \sigma_2} \right)$, 令 $\mu^* = \frac{\sigma_1 \mu_2 + \sigma_2 \mu_1}{\sigma_1 + \sigma_2}$, 判別准则为

$$\begin{cases} x \in G_1, & x < \mu^*, \\ x \in G_2, & x > \mu^*. \end{cases}$$

Bayes 判别

- ♣ 距离判别与 Bayes 判别:
 - 距离判别方法简单实用,但没有考虑到每个总体出现的机会大小,即先验概率.没有考虑错判的损失
 - Bayes 判别解决了这两个问题
- \clubsuit 总体 G_i 的概率密度为 $f_i(\boldsymbol{x})$, G_i 出现的概率为 q_i ,

则
$$P(G_i|\boldsymbol{x}_0) = \frac{q_i f_i(\boldsymbol{x})}{\sum q_i f_i(\boldsymbol{x})}$$

 \clubsuit 判别准则: 若 $q_lf_l(m{x}) = \max_{1 \leq i \leq k} q_if_i(m{x})$, 则 $m{x}_0 \in G_l$

Bayes 判别

♣ 两个总体的 Bayes 判别:

若
$$f_i(\boldsymbol{x}) = \frac{1}{[(2\pi)^k |\boldsymbol{\Sigma}|]^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}^{(i)})^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma} (\boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}^{(i)})\right]$$
,则

- 判別函数: $z_i(\boldsymbol{x}) = \ln q_i \frac{1}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_i| \frac{1}{2} (\boldsymbol{x} \boldsymbol{\mu}^{(i)})^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma} (\boldsymbol{x} \boldsymbol{\mu}^{(i)})$
- 判别准则: 若 $Z_l(\boldsymbol{x}) = \max_{1 \leq i \leq k} Z_i(\boldsymbol{x}), \ \boldsymbol{x} \in G_l$
- 协差阵相等时, $z_i(\mathbf{x}) = \ln q_i \frac{1}{2}(\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}^{(i)})^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma} (\mathbf{x} \boldsymbol{\mu}^{(i)})$
- 当先验概率相等时, 完全成为距离判别法

♣ 基本思想:

其基本思想是投影,将k组p维数据投影到某一个方向,使其投影的组与组之间尽可能地分开。

- \clubsuit 两个总体 Fisher 判别的判别函数: $y = c_1x_1 + c_2x_2 + \cdots + c_px_p$
 - 组间离差平方和最大, 组内离差平方和最小
 - $\bullet \ \bar{y}^{(i)} = \frac{1}{n_i} \sum y_i = \sum c_k \bar{x}_k$
 - max $Q = (\bar{y}^{(1)} \bar{y}^{(2)})^2$; min $R = \sum_{i} (y_i^{(j)} \bar{y}^{(j)})^2$; max $I = \frac{Q}{R}$
 - $\Leftrightarrow d_i = \bar{x}_i^{(1)} \bar{x}_i^{(2)},$ $s_{kl} = \sum_{i=1}^{n_1} (x_{ik}^{(1)} \bar{x}_k^{(1)})(x_{il}^{(1)} \bar{x}_l^{(1)}) + \sum_{i=1}^{n_2} (x_{ik}^{(2)} \bar{x}_k^{(2)})(x_{il}^{(2)} \bar{x}_l^{(2)}),$ $E = (s_{kl})_{p \times p}, \quad \mathbb{N} c = E^{-1} d$

♣ 两个总体 Fisher 判别:定义临界判别点为

$$y_c = \begin{cases} rac{ar{y}^{(1)} + ar{y}^{(2)}}{2}, & \text{两总体方差相等} \\ rac{\hat{\sigma}_2 ar{y}^{(1)} + \hat{\sigma}_1 ar{y}^{(2)}}{\hat{\sigma}_1 + \hat{\sigma}_2}, & \text{两总体方差不等} \end{cases}$$
,且 $ar{y}^{(1)} > ar{y}^{(2)}$,则判别准则为

$$\begin{cases} x \in G_1, & y(x) > y_c, \\ x \in G_2, & y(x) < y_c. \end{cases}$$

- \clubsuit 多个总体 Fisher 判别的判别函数: $m{X} = (x_1, x_2, \cdots, x_p)^{\mathrm{T}}$,从 G_i 中取 n_i 个样本 $m{X}^{(i)}$,样本均值向量为 $ar{m{X}}_i = rac{1}{n_i} \sum_{i=1}^{n_i} m{X}_j^{(i)}$,协方差阵为 $m{\Sigma}_i$
 - 综合的样本均值向量: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum n_i \bar{X}_i$
 - 第 i 个总体样本组内离差平方和:

$$\boldsymbol{V}_i = \sum_{j=1}^{n_i} n_i (\boldsymbol{X}_j^{(i)} - \bar{\boldsymbol{X}}_i) (\boldsymbol{X}_j^{(i)} - \bar{\boldsymbol{X}}_i)^{\mathrm{T}}$$

- 综合的组内离差平方和: $E = \sum V_i$
- 组间离差平方和: $m{B} = \sum_{i=1}^k n_i (ar{m{X}}_i ar{m{X}}) (ar{m{X}}_i ar{m{X}})^{\mathrm{T}}$
- $\max \Delta^2(C) = \frac{C^{\mathrm{T}}BC}{C^{\mathrm{T}}EC}$, 则求 B 相对于 E 的特征根

- \clubsuit 多个总体 Fisher 判别的判别函数:设 $E^{-1}B$ 的非零特征值为 $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \cdots \geq \lambda_p > 0$,相应的特征向量为 c_1, c_2, \cdots, c_p
 - 取 $c=c_1$ 时,得到一个 Fisher 判别函数: $\hat{Y}_1(\boldsymbol{x})=\hat{c}_{11}x_1+\cdots+\hat{c}_{p1}x_p$,此时, $\Delta^2(\boldsymbol{C})$ 达到最大值 λ_1
 - 如果判别函数不够,可建立更多的判别函数,则前 k 个线性判别函数为 $\hat{Y}_i(\boldsymbol{x}) = \boldsymbol{c}_i^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x}, (i=1,2,\cdots,k)$
 - 前 k 个线性判别函数的累计判别能力为 $\frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_k}{\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_p}$
 - 设 $Y_i(\mathbf{x})$ 为第 i 个线性判别函数, $d(x,G_k) = \sum_{i=1}^m (Y_i(\mathbf{x}) Y_i(\mathbf{x}_k))^2$,则判别准则: 若 $d(x,G_t) = \min_{1 \le j \le k} d(x,G_k)$,则 $x \in G_t$

判别分析 SAS 代码

♣ SAS 代码:

```
/*距离判别, listerr是回判, pool=
   no表示认为协差阵不等, ves是
   proc discrim data=unknowdata
   listerr testdata=knowndata
   out=out testout=testout
   outstat=outstat pool=no;
class x5;
var x1-x4;
run;
/*Bayes判别,多了priors*/
proc discrim data=unknowdata
   listerr testdata=knowndata
   out=out testout=testout
   outstat=outstat pool=no;
```

```
class x5;
var x1-x4;
priors '1'=0.2 '2'=0.8;
run;
/*Fisher判别*/
proc candisc data=yourdata out=
   out;
class x6;
var x1-x5;
run;
proc plot data=out;
plot can2*can1=x6;
run:
```