

任亚洲
yazhou. ren@uestc. edu. cn
英才学院

#### 目录

- 线性回归
  - 最小二乘法
- ・ 二分类任务
  - 对数几率回归
  - 线性判别分析
- 多分类任务
  - **一对一**
  - 一对其余
  - 多对多
- 类别不平衡问题

# 基本形式

#### ・线性模型一般形式

$$f(\mathbf{x}) = w_1 x_1 + w_2 x_2 + \ldots + w_d x_d + b$$

$$oldsymbol{x}=(x_1;x_2;\dots;x_d)$$
 是由属性描述的示例,其中  $x_i$  是  $oldsymbol{x}$  在第  $i$  个属性上的取值

#### ・向量形式

$$f(\boldsymbol{x}) = \boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x} + b$$

其中 
$$w = (w_1; w_2; ...; w_d)$$

## 线性模型优点

- ・形式简单、易于建模
- 可解释性
- ・非线性模型的基础
  - 引入层级结构或高维映射

- ・一个例子
  - 综合考虑色泽、根蒂和敲声来判断西瓜好不好
  - 其中根蒂的系数最大,表明根蒂最要紧;而敲声的系数比色泽大,说明敲声比色泽更重要

$$f_{\text{GL}}(\mathbf{x}) = 0.2 \cdot x_{\text{E}} + 0.5 \cdot x_{\text{R}} + 0.3 \cdot x_{\text{R}} + 1$$

## 线性回归

- 给定数据集  $D = \{(\boldsymbol{x}_1, y_1), (\boldsymbol{x}_2, y_2), \dots, (\boldsymbol{x}_m, y_m)\}$ 其中  $\boldsymbol{x}_i = (x_{i1}; x_{i2}; \dots; x_{id})$  ,  $y_i \in \mathbb{R}$
- · 线性回归 (linear regression)目的
  - 学得一个线性模型以尽可能准确地预测实值输出标记
- 离散属性处理
  - 有 "序" 关系
    - · 连续化为连续值:{高,中,低}-> {1,0.5,0}
  - 无 "序" 关系
    - ·有k个属性值,则转换为k维向量
    - ・{西瓜,南瓜,黄瓜} -> {(0,0,1), (0,1,0), (1,0,0)}

## 线性回归

• 单一属性的线性回归目标

$$f(x) = wx_i + b$$
 使得  $f(x_i) \simeq y_i$ 

・参数/模型估计:最小二乘法(least square method)

$$(w^*, b^*) = \underset{(w,b)}{\operatorname{arg \, min}} \sum_{i=1}^m (f(x_i) - y_i)^2$$
$$= \underset{(w,b)}{\operatorname{arg \, min}} \sum_{i=1}^m (y_i - wx_i - b)^2$$

# 线性回归 - 最小二乘法

#### ・最小化均方误差

$$E_{(w,b)} = \sum_{i=1}^{m} (y_i - wx_i - b)^2$$

· 分别对w和b求导,可得

$$\frac{\partial E_{(w,b)}}{\partial w} = 2\left(w\sum_{i=1}^{m} x_i^2 - \sum_{i=1}^{m} (y_i - b)x_i\right)$$

$$\frac{\partial E_{(w,b)}}{\partial b} = 2\left(mb - \sum_{i=1}^{m} (y_i - wx_i)\right)$$

# 线性回归 - 最小二乘法

$$\frac{\partial E}{\partial \omega} = \sum_{i=1}^{m} [2(y_i - \omega x_i - b) \cdot (-x_i)] = 2\left(\omega \sum_i x_i^2 - \sum_i (y_i - b)x_i\right) = 0$$

$$\frac{\partial E}{\partial b} = \sum_{i=1}^{m} [2(y_i - \omega x_i - b) \cdot (-1)] = 2\left(mb - \sum_i (y_i - \omega x_i)\right) = 0$$

$$\omega \sum_i x_i^2 - \sum_i \left(y_i - \frac{1}{m} \sum_i (y_j - \omega x_j)\right) x_i = 0$$

$$\omega \sum_i x_i^2 - \sum_i x_i \left(y_i - \frac{1}{m} \sum_i y_j + \frac{\omega}{m} \sum_i x_j\right) = 0$$

$$\omega \sum_i x_i^2 - \sum_i x_i y_i + \frac{1}{m} \sum_i x_i \cdot \sum_j y_j - \frac{\omega}{m} \sum_i x_i \cdot \sum_j x_j = 0$$

$$\omega \left(\sum_i x_i^2 - \frac{1}{m} \left(\sum_i x_i\right)^2\right) = \sum_i y_i (x_i - \overline{x})$$

# 线性回归 - 最小二乘法

· 得到闭式 (closed-form)解

$$w = \frac{\sum_{i=1}^{m} y_i (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{m} x_i^2 - \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^{m} x_i\right)^2}$$
$$b = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} (y_i - wx_i)$$

其中, 
$$\bar{x} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} x_i$$

# 多元线性回归

#### ・给定数据集

$$D = \{ (\boldsymbol{x}_1, y_1), (\boldsymbol{x}_2, y_2), \dots, (\boldsymbol{x}_m, y_m) \}$$
$$\boldsymbol{x}_i = (x_{i1}; x_{i2}; \dots; x_{id}) \quad y_i \in \mathbb{R}$$

#### • 多元线性回归目标

$$f(\mathbf{x}_i) = \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \mathbf{x}_i + b$$
 使得  $f(\mathbf{x}_i) \simeq y_i$ 

#### 多元线性回归

• 把 $\boldsymbol{w}$ 和 b 吸收入向量形式  $\hat{\boldsymbol{w}} = (\boldsymbol{w};b)$ ,数据集表示为

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1d} & 1 \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2d} & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \cdots & x_{md} & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{x}_1^{\mathrm{T}} & 1 \\ \boldsymbol{x}_2^{\mathrm{T}} & 1 \\ \vdots & \vdots \\ \boldsymbol{x}_m^{\mathrm{T}} & 1 \end{pmatrix}$$

 $\boldsymbol{y} = (y_1; y_2; \dots; y_m)$ 

# 多元线性回归 - 最小二乘法

• 最小二乘法 (least square method)

$$\hat{oldsymbol{w}}^* = \operatorname*{arg\,min}_{\hat{oldsymbol{w}}} \left( oldsymbol{y} - \mathbf{X} \hat{oldsymbol{w}} 
ight)^{\mathrm{T}} \left( oldsymbol{y} - \mathbf{X} \hat{oldsymbol{w}} 
ight)$$

令 
$$E_{\hat{\boldsymbol{w}}} = (\boldsymbol{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{w}})^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{w}})$$
,对  $\hat{\boldsymbol{w}}$  求导得到 
$$\frac{\partial E_{\hat{\boldsymbol{w}}}}{\partial \hat{\boldsymbol{w}}} = 2\mathbf{X}^{\mathrm{T}}(\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{w}} - \boldsymbol{y})$$

令上式为零可得  $\hat{w}$  最优解的闭式解

# 多元线性回归 - 满秩讨论

□ X<sup>T</sup>X 是满秩矩阵或正定矩阵,则

$$\hat{m{w}}^* = \left( \mathbf{X}^{\mathrm{T}} \mathbf{X} \right)^{-1} \mathbf{X}^{\mathrm{T}} m{y}$$

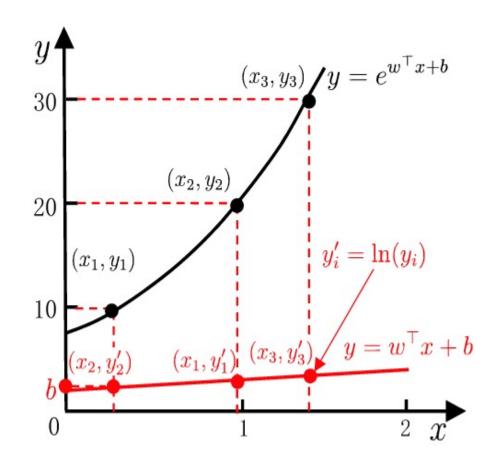
其中  $(X^TX)^{-1}$ 是  $X^TX$  的逆矩阵,线性回归模型为

$$f\left(\hat{oldsymbol{x}}_i\right) = \hat{oldsymbol{x}}_i^{\mathrm{T}} \left(\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{X}\right)^{-1} \mathbf{X}^{\mathrm{T}} oldsymbol{y}$$

- □ X<sup>T</sup>X 不是满秩矩阵
- 根据归纳偏好选择解(参见1.4节)
- 引入正则化(参见6.4节,11.4节)

## 对数线性回归

· 若样本输出标记是在指数尺度上变化,则将输出标记的对数 为线性模型逼近的目标



$$\ln y = \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \mathbf{x} + b$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \mathbf{x} + b$$

# 线性回归 - 广义线性模型

・一般形式

$$y = g^{-1} \left( \boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x} + b \right)$$

- □ g (·) 称为联系函数 ( link function )
  - 单调可微函数

• 对数线性回归是  $g(\cdot) = \ln(\cdot)$  时广义线性模型的特例

#### 二分类任务

• 预测值与输出标记

$$z = \boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x} + b \qquad y \in \{0, 1\}$$

- · 寻找函数将分类标记与线性回归模型输出联系起来
- 最理想的函数——单位阶跃函数

$$y = \begin{cases} 0, & z < 0; \\ 0.5, & z = 0; \\ 1, & z > 0, \end{cases}$$

一预测值大于零就判为正例,小于零就判为反例,预测值为临界值零则可任意判别

#### 二分类任务

- ・单位阶跃函数缺点
  - 不连续
- · 替代函数——对数几率函数 ( logistic/sigmoid function )
  - 单调可微、任意阶可导

$$y = \frac{1}{1 + e^{-z}}$$

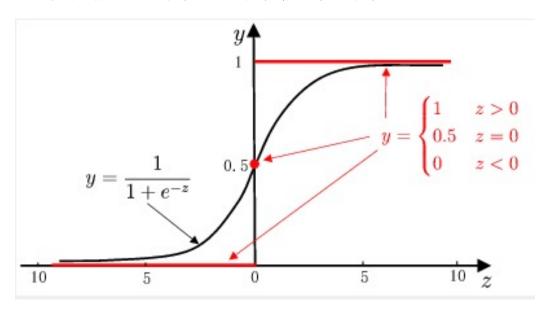
$$y' = \frac{d}{dz} \frac{1}{1 + e^{-z}}$$

$$= \frac{1}{(1 + e^{-z})^2} (e^{-z})$$

$$= \frac{1}{(1 + e^{-z})} \cdot \left(1 - \frac{1}{(1 + e^{-z})}\right)$$

$$= y(1 - y)'$$

单位阶跃函数与对数几率函数的比较



#### 对数几率回归一逻辑回归

· 运用对数几率函数

$$y = \frac{1}{1 + e^{-z}}$$
 变为  $y = \frac{1}{1 + e^{-(w^{T}x + b)}}$ 

- ・ 对数几率 (log odds )
  - 样本作为正例的相对可能性的对数

$$\ln \frac{y}{1-y}$$

- · 对数几率回归优点
  - 无需事先假设数据分布
  - 可得到"类别"的近似概率预测
  - 可直接应用现有数值优化算法求取最优解

#### 对数几率回归 - 极大似然法

#### ・对数几率

$$\ln \frac{p(y=1 \mid \boldsymbol{x})}{p(y=0 \mid \boldsymbol{x})} = \boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x} + b$$

#### 显然有

$$p(y = 1 \mid \boldsymbol{x}) = \frac{e^{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\boldsymbol{x} + b}}{1 + e^{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\boldsymbol{x} + b}}$$

$$p(y = 0 \mid \boldsymbol{x}) = \frac{1}{1 + e^{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x} + b}}$$

#### 对数几率回归 - 极大似然法

- 极大似然法(maximum likelihood)
  - -给定数据集  $\{(\boldsymbol{x}_i,y_i)\}_{i=1}^m$
  - 最大化样本属于其真实标记的概率
    - 最大化对数似然函数

$$\ell(\boldsymbol{w}, b) = \sum_{i=1}^{m} \ln p(y_i \mid \boldsymbol{x}_i; \boldsymbol{w}_i, b)$$

#### 对数几率回归 - 极大似然法

#### • 转化为最小化负对数似然函数求解

$$-$$
 令 $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{w}; b)$ ,  $\hat{\boldsymbol{x}} = (\boldsymbol{x}; 1)$ , 则 $\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x} + b$ 可简写为 $\boldsymbol{\beta}^{\mathrm{T}} \hat{\boldsymbol{x}}$ 

#### - 再令

$$p_1\left(\hat{\boldsymbol{x}}_i;\boldsymbol{\beta}\right) = p\left(y = 1 \mid \hat{\boldsymbol{x}};\boldsymbol{\beta}\right)$$

$$p_0\left(\hat{\boldsymbol{x}}_i;\boldsymbol{\beta}\right) = p\left(y = 0 \mid \hat{\boldsymbol{x}};\boldsymbol{\beta}\right) = 1 - p_1\left(\hat{\boldsymbol{x}}_i;\boldsymbol{\beta}\right)$$

#### - 则似然项可重写为

$$p(y_i \mid \boldsymbol{x}_i; \boldsymbol{w}_i, b) = y_i p_1(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta}) + (1 - y_i) p_0(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta})$$

$$\ln p = y_i \ln p_1 + (1 - y_i) \ln p_0$$

#### - 故等价形式为要最小化

$$\ell\left(\boldsymbol{\beta}\right) = \sum_{i=1}^{m} \left(-y_{i}\boldsymbol{\beta}^{\mathrm{T}}\hat{\boldsymbol{x}}_{i} + \ln\left(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^{\mathrm{T}}\hat{\boldsymbol{x}}_{i}}\right)\right) \quad \begin{array}{l} y_{i}(\ln e^{\boldsymbol{\beta}^{T}\hat{\boldsymbol{x}}_{i}} - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}}) \\ y_{i}\boldsymbol{\beta}^{T}\hat{\boldsymbol{x}}_{i} - \ln(1 + e^{\boldsymbol{\beta}^{T}\hat{\boldsymbol{x}}_{i}}) \end{array}$$

$$y_{i} \cdot \ln \frac{e^{\beta^{T} \widehat{x_{i}}}}{1 + e^{\beta^{T} \widehat{x_{i}}}} + (1 - y_{i}) \cdot \ln \frac{1}{e^{\beta^{T} \widehat{x_{i}}}}$$

$$y_{i} (\ln e^{\beta^{T} \widehat{x_{i}}} - \ln(1 + e^{\beta^{T} \widehat{x_{i}}})) + (1 - y_{i}) (-\ln(1 + e^{\beta^{T} \widehat{x_{i}}}))$$

$$y_{i} \beta^{T} \widehat{x_{i}} - \ln(1 + e^{\beta^{T} \widehat{x_{i}}})$$

# 对数几率回归

• 求解得

$$\boldsymbol{\beta}^* = \operatorname*{arg\,min}_{\boldsymbol{\beta}} \ell\left(\boldsymbol{\beta}\right)$$

· 牛顿法第t+1轮迭代解的更新公式

$$\boldsymbol{\beta}^{t+1} = \boldsymbol{\beta}^{t} - \left(\frac{\partial^{2}\ell\left(\boldsymbol{\beta}\right)}{\partial\boldsymbol{\beta}\partial\boldsymbol{\beta}^{\mathrm{T}}}\right)^{-1} \frac{\partial\ell\left(\boldsymbol{\beta}\right)}{\partial\boldsymbol{\beta}}$$

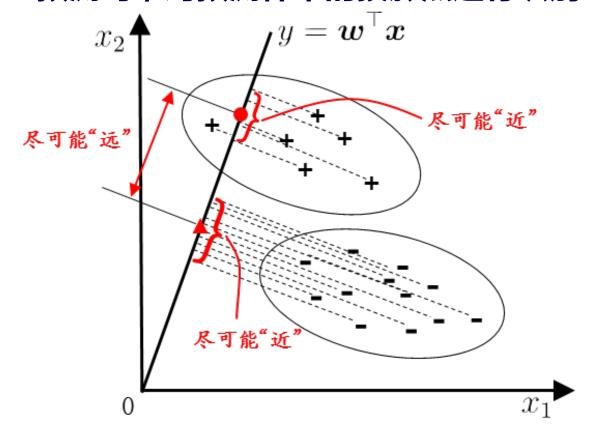
· 其中关于 \( \beta \) 的一阶、二阶导数分别为

$$\frac{\partial \ell\left(\boldsymbol{\beta}\right)}{\partial \boldsymbol{\beta}} = -\sum_{i=1}^{m} \hat{\boldsymbol{x}}_{i} \left(y_{i} - p_{1}\left(\hat{\boldsymbol{x}}_{i}; \boldsymbol{\beta}\right)\right)$$

$$\frac{\partial^{2} \ell \left( \boldsymbol{\beta} \right)}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^{\mathrm{T}}} = \sum_{i=1}^{m} \hat{\boldsymbol{x}}_{i} \hat{\boldsymbol{x}}_{i}^{\mathrm{T}} p_{1} \left( \hat{\boldsymbol{x}}_{i}; \boldsymbol{\beta} \right) \left( 1 - p_{1} \left( \hat{\boldsymbol{x}}_{i}; \boldsymbol{\beta} \right) \right)$$

高阶可导连续凸函数,梯度下降法/牛顿法 [Boyd and Vandenberghe, 2004]

- 线性判别分析 ( Linear Discriminant Analysis ) [Fisher, 1936]
  - 将训练样本投影到一条直线上,使同类相近,异类相远
  - 预测时,对预测样本的投影点进行识别



LDA也可被视为一种 监督降维技术

- 期望:  $\mathbb{E}[f] = \int p(x)f(x) dx$   $\mathbb{E}[f] \simeq \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} f(x_n)$
- ・协方差矩阵

$$egin{aligned} \Sigma &= \mathrm{E}\left[ \left( \mathbf{X} - \mathrm{E}[\mathbf{X}] 
ight) \left( \mathbf{X} - \mathrm{E}[\mathbf{X}] 
ight)^{\mathrm{T}} 
ight] \ &= \left[ egin{aligned} \mathrm{E}[(X_1 - \mu_1)(X_1 - \mu_1)] & \mathrm{E}[(X_1 - \mu_1)(X_2 - \mu_2)] & \cdots & \mathrm{E}[(X_1 - \mu_1)(X_n - \mu_n)] \ \mathrm{E}[(X_2 - \mu_2)(X_1 - \mu_1)] & \mathrm{E}[(X_2 - \mu_2)(X_2 - \mu_2)] & \cdots & \mathrm{E}[(X_2 - \mu_2)(X_n - \mu_n)] \ \end{array} 
ight] \ &= \left[ egin{aligned} \mathrm{E}[(X_1 - \mu_1)(X_1 - \mu_1)] & \mathrm{E}[(X_1 - \mu_1)(X_2 - \mu_2)] & \cdots & \mathrm{E}[(X_1 - \mu_1)(X_1 - \mu_1)] \ \end{array} 
ight] \ \end{array}$$

- ・ 其中第 (i,j)个元素是第i维数据 $X_i$ 与第j维数据 $X_j$ 的协方差
- ・ 第 (i,i)个元素是第i维数据 $X_i$ 的方差

#### ・协方差矩阵

$$\Sigma = \mathrm{E}\left[\left(\mathbf{X} - \mathrm{E}[\mathbf{X}]\right)\left(\mathbf{X} - \mathrm{E}[\mathbf{X}]\right)^{ op}
ight]$$
 与 $\mu = \mathrm{E}(\mathbf{X})$  满足下边的基本性质:

- 1.  $\Sigma = \mathrm{E}(\mathbf{X}\mathbf{X}^{\top}) \mu\mu^{\top}$
- 2. ∑是半正定的和对称的矩阵。
- 3.  $\operatorname{var}(\mathbf{a}^{\top}\mathbf{X}) = \mathbf{a}^{\top} \operatorname{var}(\mathbf{X})\mathbf{a}$
- 4.  $\Sigma \ge 0$
- 5.  $\operatorname{var}(\mathbf{A}\mathbf{X} + \mathbf{a}) = \mathbf{A}\operatorname{var}(\mathbf{X})\mathbf{A}^{\top}$
- 6.  $\operatorname{cov}(\mathbf{X}, \mathbf{Y}) = \operatorname{cov}(\mathbf{Y}, \mathbf{X})^{\top}$
- 7.  $\operatorname{cov}(\mathbf{X_1} + \mathbf{X_2}, \mathbf{Y}) = \operatorname{cov}(\mathbf{X_1}, \mathbf{Y}) + \operatorname{cov}(\mathbf{X_2}, \mathbf{Y})$
- 8. 若 p = q, 则有 $cov(\mathbf{X} + \mathbf{Y}) = var(\mathbf{X}) + cov(\mathbf{X}, \mathbf{Y}) + cov(\mathbf{Y}, \mathbf{X}) + var(\mathbf{Y})$
- 9.  $\operatorname{cov}(\mathbf{AX}, \mathbf{BX}) = \mathbf{A} \operatorname{cov}(\mathbf{X}, \mathbf{X}) \mathbf{B}^{\top}$
- 10. 若**X** 与**Y** 是独立的,则有 $cov(\mathbf{X}, \mathbf{Y}) = 0$
- 11.  $\Sigma = \Sigma^ op$

其中  $X, X_1$  与 $X_2$  是随机 $(p \times 1)$ 向量, Y 是随机 $(q \times 1)$ 向量, A 是 $(p \times 1)$  向量, A 与B 是 $(q \times p)$  矩阵。

#### · LDA的思想

- 一欲使同类样例的投影点尽可能接近,可以让同类样 例投影点的协方差尽可能小
- 一 欲使异类样例的投影点尽可能远离,可以让类中心 之间的距离尽可能大

#### ・一些变量

- 第i类示例的集合  $X_i$
- 第i类示例的均值向量  $\mu_i$
- 第i类示例的协方差矩阵  $\Sigma_i$
- 两类样本的中心在直线上的投影: $oldsymbol{w}^{\mathrm{T}}oldsymbol{\mu}_0$ 和  $oldsymbol{w}^{\mathrm{T}}oldsymbol{\mu}_1$
- 投影后,两类样本的协方差: $oldsymbol{w}^{\mathrm{T}}oldsymbol{\Sigma}_{0}oldsymbol{w}$  和  $oldsymbol{w}^{\mathrm{T}}oldsymbol{\Sigma}_{1}oldsymbol{w}$

#### 第0类

$$E[(\omega^{T}x - E(\omega^{T}x))(\omega^{T}x - E(\omega^{T}x))]$$

$$E[(\omega^{T}x - \omega^{T}\overrightarrow{\mu_{0}})(\omega^{T}x - \omega^{T}\overrightarrow{\mu_{0}})]$$

$$E[(\omega^{T}(x - \overrightarrow{\mu_{0}})(x - \overrightarrow{\mu_{0}})^{T}\omega]$$

$$\omega^{T}E[(x - \overrightarrow{\mu_{0}})(x - \overrightarrow{\mu_{0}})^{T}]\omega$$

#### • 最大化目标

$$J = \frac{\left\| \boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\mu}_{0} - \boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\mu}_{1} \right\|_{2}^{2}}{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_{0} \boldsymbol{w} + \boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_{1} \boldsymbol{w}}$$

$$= \frac{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \left(\boldsymbol{\mu}_{0} - \boldsymbol{\mu}_{1}\right) \left(\boldsymbol{\mu}_{0} - \boldsymbol{\mu}_{1}\right)^{\mathrm{T}} \boldsymbol{w}}{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \left(\boldsymbol{\Sigma}_{0} + \boldsymbol{\Sigma}_{1}\right) \boldsymbol{w}}$$

#### • 类内散度矩阵(对称)

$$\begin{aligned} \mathbf{S}_w &= \mathbf{\Sigma}_0 + \mathbf{\Sigma}_1 \\ &= \sum_{\boldsymbol{x} \in X_0} \left( \boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}_0 \right) \left( \boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}_0 \right)^{\mathrm{T}} + \sum_{\boldsymbol{x} \in X_1} \left( \boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}_1 \right) \left( \boldsymbol{x} - \boldsymbol{\mu}_1 \right)^{\mathrm{T}} \end{aligned}$$

• 类间散度矩阵(对称)  $S_b = (\mu_0 - \mu_1)(\mu_0 - \mu_1)^T$ 

• 广义瑞利商 (generalized Rayleigh quotient)

$$J = \frac{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \mathbf{S}_{b} \boldsymbol{w}}{\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \mathbf{S}_{w} \boldsymbol{w}}$$

• 令  $\mathbf{w}^{\mathrm{T}}\mathbf{S}_{w}\mathbf{w}=1$ , 最大化广义瑞利商等价形式为

$$\min_{\boldsymbol{w}} - \boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \mathbf{S}_b \boldsymbol{w}$$
  
s.t.  $\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \mathbf{S}_w \boldsymbol{w} = 1$ 

• 运用拉格朗日乘子法

$$\mathbf{S}_b \boldsymbol{w} = \lambda \mathbf{S}_w \boldsymbol{w}$$

$$\min -\omega^T S_b \omega + \lambda (\omega^T S_\omega \omega - 1)$$
  
对心求导: $-2S_b \omega + 2\lambda S_\omega \omega = \vec{0}$   
 $S_b \omega = \lambda S_\omega \omega$ 

$$\frac{\partial \mathbf{x}^T \mathbf{B} \mathbf{x}}{\partial \mathbf{x}} = (\mathbf{B} + \mathbf{B}^T) \mathbf{x}$$

(81) p.11 matrixbook

$$\mathbf{S}_b \boldsymbol{w} = \lambda \mathbf{S}_w \boldsymbol{w}$$

• 同向向量

$$\mathbf{S}_b \boldsymbol{w} = \lambda \left( \boldsymbol{\mu}_0 - \boldsymbol{\mu}_1 \right)$$
 同向向量

・结果

$$\boldsymbol{w} = \mathbf{S}_w^{-1} \left( \boldsymbol{\mu}_0 - \boldsymbol{\mu}_1 \right)$$

- 求解
  - 奇异值分解  $\mathbf{S}_w = \mathbf{U} \mathbf{\Sigma} \mathbf{V}^T$   $\mathbf{S}_w^{-1} = \mathbf{V} \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{U}^T$
- · LDA的贝叶斯决策论解释
  - 两类数据同先验、满足高斯分布且协方差相等时,LDA达到最优分类

# LDA推广 - 多(N)分类任务

#### • 全局散度矩阵

$$\mathbf{S}_t = \mathbf{S}_b + \mathbf{S}_w$$
 
$$= \sum_{i=1}^m \left( \boldsymbol{x}_i - \boldsymbol{\mu} \right) \left( \boldsymbol{x}_i - \boldsymbol{\mu} \right)^T$$

$$\mu = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{N} m_i \mu_i$$

・ 类内散度矩阵

$$\mathbf{S}_w = \sum_{i=1}^N \mathbf{S}_{w_i}$$

## 其中

$$\mathbf{S}_{w_i} = \sum_{oldsymbol{x} \in X_i} \left(oldsymbol{x} - oldsymbol{\mu}_i
ight) \left(oldsymbol{x} - oldsymbol{\mu}_i
ight)^T$$

・可求得

$$\mathbf{S}_b = \mathbf{S}_t - \mathbf{S}_w$$

$$= \sum_{i=1}^{N} m_i \left( \boldsymbol{\mu}_i - \boldsymbol{\mu} \right) \left( \boldsymbol{\mu}_i - \boldsymbol{\mu} \right)^T$$

# LDA推广 - 多分类任务

・优化目标

$$\max_{\mathbf{W}} \frac{\operatorname{tr}\left(\mathbf{W}^{\mathrm{T}}\mathbf{S}_{b}\mathbf{W}\right)}{\operatorname{tr}\left(\mathbf{W}^{\mathrm{T}}\mathbf{S}_{w}\mathbf{W}\right)}$$

其中  $\mathbf{W} \in \mathbb{R}^{d \times (N-1)}$ 



$$\mathbf{S}_b \mathbf{W} = \lambda \mathbf{S}_w \mathbf{W}$$

 ${f W}$  的闭式解则是  ${f S}_w^{-1}{f S}_b$  的 $d'(\leq N-1)$ 个最大广义特征值所对应的特征向量组成的矩阵

[Fukunaga, K. (1990). Introduction to Statistical Pattern Recognition (Second ed.). Academic Press.]

· 多分类LDA将样本投影到N-1维空间,N-1通常远小于数据原有的属性数,因 此LDA也被视为一种监督降维技术

#### 多分类学习

- ・多分类学习方法
  - 二分类学习方法推广到多类(如多分类LDA)
  - 利用二分类学习器解决多分类问题(常用)
    - ·对问题进行拆分,为拆出的每个二分类任务训练一个分类器
    - ・对于每个分类器的预测结果进行集成以获得最终的多分类结果
- ・拆分策略
  - 一对一 ( One vs. One, OvO )
  - 一对其余 (One vs. Rest, OvR )
  - 多对多(Many vs. Many, MvM)

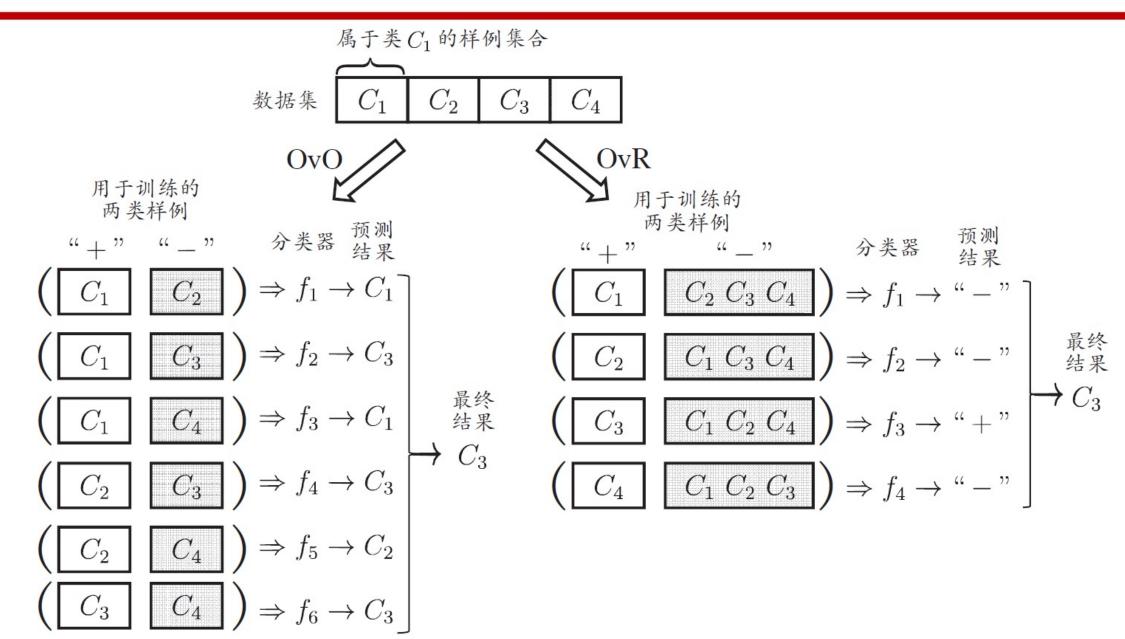
#### 多分类学习 - 一对一

- ・拆分阶段
  - N个类别两两配对
    - ・N(N-1)/2 个二类任务
  - 各个二类任务学习分类器
    - ・N(N-1)/2 个二类分类器
- 测试阶段
  - 新样本提交给所有分类器预测
    - ・N(N-1)/2 个分类结果
  - 投票产生最终分类结果
    - ・被预测最多的类别为最终类别

# 多分类学习 - 一对其余

- 任务拆分
  - 某一类作为正例,其他反例
    - ・N 个二类任务
  - 各个二类任务学习分类器
    - ・N 个二类分类器
- ・测试阶段
  - 新样本提交给所有分类器预测
    - ・N 个分类结果
  - 比较各分类器预测置信度
    - ・置信度最大类別作为最终类別

# 多分类学习 - 两种策略比较



# 多分类学习-两种策略比较

#### 一对一

- · 训练N(N-1)/2个分类器,存储开销和测试时间大
- 训练只用两个类的样例,训练时间短

#### 一对其余

- · 训练N个分类器,存储开销和测试时间小
- 训练用到全部训练样例,训练时间长

预测性能取决于具体数据分布,多数情况下两者差不多

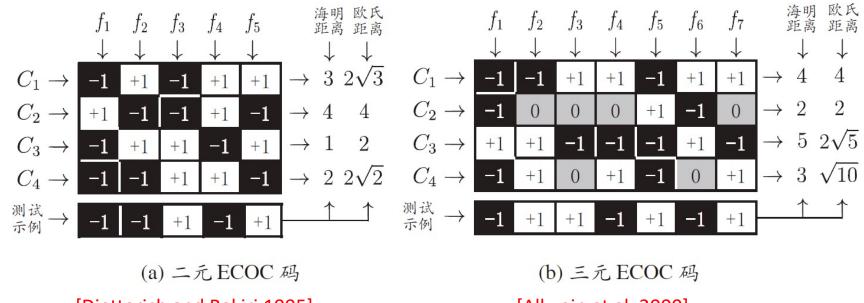
# 多分类学习 - 多对多

- · 多对多 ( Many vs Many, MvM )
  - 若干类作为正类,若干类作为反类
- 纠错输出码 (Error Correcting Output Code, ECOC)

编码:对N个类别做M次划分,每次划分将一部分类别划为正类,一部分划为反类 距离最小的类别为最终类别 解码:测试样本交给M个分类器预测 长度为M的编码预测

# 多分类学习 - 多对多

纠错输出码(Error Correcting Output Code, ECOC)



[Dietterich and Bakiri,1995]

[Allwein et al. 2000]

- · ECOC编码对分类器错误有一定容忍和修正能力,编码越长、纠错 能力越强
- · 对同等长度的编码,理论上来说,任意两个类别之间的编码距离越远,则纠错能力越强

#### 类别不平衡问题

- · 类别不平衡 ( class imbalance )
  - 不同类别训练样例数相差很大情况(正类为小类)
- 线性模型  $y = w^T x + b$ 代表了样本为正例的可能性

类别平衡正例预测 
$$rac{y}{1-y}>1$$



类别平衡正例预测 
$$\frac{y}{1-y} > 1$$
  $\frac{y}{1-y} > \frac{m^+}{m^-}$  正负类比例

- 再缩放
  - 欠采样(undersampling)
    - · 去除一些反例使正反例数目接近(EasyEnsemble [Liu et al..20091
  - 一 过采样(oversampling)
    - · 增加一些正例使正反例数目接近(SMOTE [Chawla et al.2002])
  - 阈值移动(threshold-moving)

#### 优化提要

- · 各任务下(回归、分类)各个模型优化的目标
  - 最小二乘法:最小化均方误差
  - 对数几率回归:最大化样本分布似然
  - 线性判别分析:投影空间内最小(大)化类内(间)散度

- 参数的优化方法
  - 最小二乘法:线性代数
  - 对数几率回归:凸优化梯度下降、牛顿法
  - 线性判别分析:矩阵论、广义瑞利商

#### 总结

- 线性回归
  - 最小二乘法(最小化均方误差)
- ・ 二分类任务
  - 对数几率回归
    - ・单位阶跃函数、对数几率函数、极大似然法
  - 线性判别分析
    - ・最大化广义瑞利商
- · 多分类学习
  - 一对一
  - 一对其余
  - 多对多
    - ・纠错输出码
- ・ 类別不平衡问题
  - 基本策略:再缩放

・ 作业:3.3

# 谢 谢!