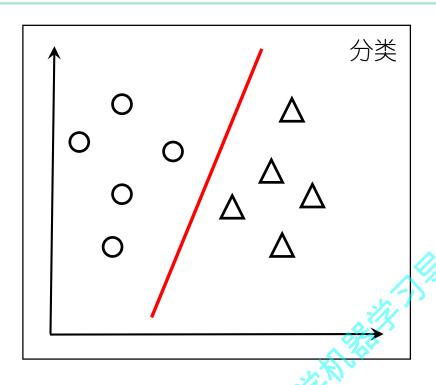
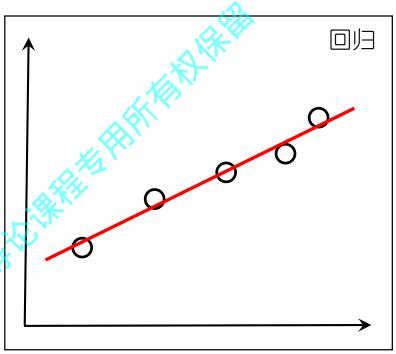
# 机器学习导论 (2018 春季学期)



主讲教师: 周志华

## 线性模型





线性模型(linear model)试图学得一个通过属性的线性组合来进行预测的函数

$$f(\mathbf{x}) = w_1 x_1 + w_2 x_2 + \dots + w_d x_d + b$$
$$f(\mathbf{x}) = \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \mathbf{x} + b$$
 简单、基本、

简单、基本、可理解性好

## 线性回归 (linear regression)

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

离散属性的处理:若有"序"(order),则连续化; 否则,转化为 k 维向量

令均方误差最小化,有
$$(w^*,b^*) = \underset{(w,b)}{\operatorname{arg\,min}} \sum_{i=1}^m (f(x_i) - y_i)^2$$
$$= \underset{(w,b)}{\operatorname{arg\,min}} \sum_{i=1}^m (y_i - wx_i - b)^2$$
对  $E_{(w,b)} = \sum_{i=1}^m (y_i - wx_i - b)^2$  进行最小二乘参数估计

## 线性回归

#### 分别对 w 和 b 求导:

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

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

令导数为 0, 得到闭式(closed-form)解:

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

# 多元(multi-variate)线性回归

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

$$\boldsymbol{x}_i = (x_{i1}; x_{i2}; \dots; x_{id}) \quad y_i \in \mathbb{R}$$

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

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1d} & 1 \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2d} & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ x_{m1} & x_{m2} & \cdots & x_{md} & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{x}_1^{\mathrm{T}} & 1 \\ \boldsymbol{x}_2^{\mathrm{T}} & 1 \\ \vdots & \vdots \\ \boldsymbol{x}_m^{\mathrm{T}} & 1 \end{pmatrix} \quad \boldsymbol{y} = (y_1; y_2; \dots; y_m)$$

#### 多元线性回归

同样采用最小二乘法求解,有

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

$$\frac{\partial E_{\hat{\boldsymbol{w}}}}{\partial \hat{\boldsymbol{w}}} = 2\mathbf{X}^{\mathrm{T}}(\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{w}} - \boldsymbol{y})$$
 令其为零可得  $\hat{\boldsymbol{w}}$ 

然而, 麻烦来了: 涉及矩阵求逆!

- $oldsymbol{\Box}$  若  $\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{X}$  满秩或正定,则  $\hat{oldsymbol{w}}^{*}=\left(\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^{\mathrm{T}}oldsymbol{y}$
- $flue{z}$   $flue{z}$   $flue{z}$   $flue{x}$  不满秩,则可解出多个  $\hat{m{w}}$

此时需求助于归纳偏好,或引入正则化 (regularization) → 第6、11章

## 线性模型的变化

对于样例  $(x,y), y \in \mathbb{R}$ ,若希望线性模型的预测值逼近真实标记,

则得到线性回归模型  $y = \boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x} + b$ 

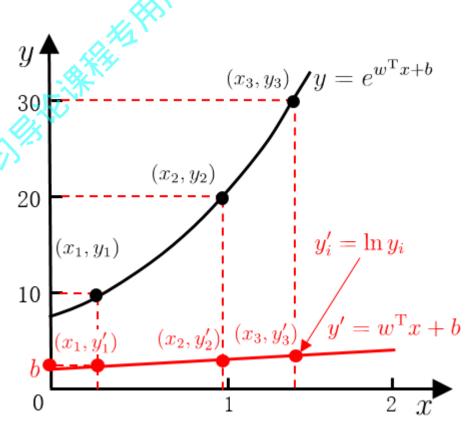
## 令预测值逼近 y 的衍生物?

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

则得到对数线性回归

(log-linear regression)

实际是在用  $e^{\mathbf{w}^{\mathsf{T}}\mathbf{x}+b}$  逼近  $\mathbf{y}$ 



# 广义(generalized)线性模型

一般形式: 
$$y = g^{-1} (\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{x} + b)$$

单调可微的 联系函数 (link function)

 $\Rightarrow g(\cdot) = \ln(\cdot)$  则得到 对数线性回归

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

## 二分类任务

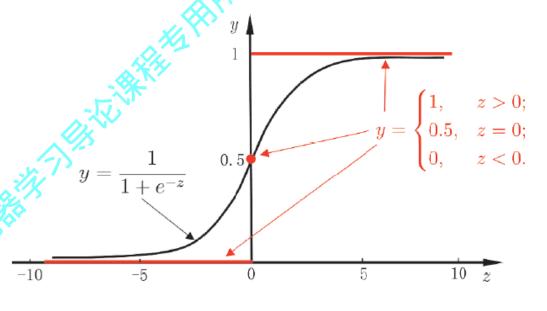
线性回归模型产生的实值输出  $z= {m w}^{\mathrm T} {m x} + b$  期望输出  $y \in \{0,1\}$ 

常用

找 z 和 y 的 联系函数

理想的"单位阶跃函数" (unit-step function)

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



性质不好,

需找 "替代函数" (surrogate function)

单调可微、任意阶可导

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

对数几率函数 (logistic function) 简称"对率函数"

#### 对率回归

#### 以对率函数为联系函数:

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

即:  $\ln \frac{y}{1-y} = w^{T}x + b$   $\propto (odds)$ , 反映了 x 作为正例的相对可能性

"对数几率"

(log odds, 亦称 logit)

"对数几率回归" (logistic regression) 简称"对率回归"

- 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



## 求解思路

若将 y 看作类后验概率估计  $p(y=1 \mid \boldsymbol{x})$ ,则

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

于是,可使用 "极大似然法" 第7章 (maximum likelihood method)

给定数据集  $\{(\boldsymbol{x}_i, y_i)\}_{i=1}^m$ 

最大化"对数似然"(log-likelihood)函数

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

#### 求解思路

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

再令 
$$p_1(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta}) = p(y = 1 \mid \hat{\boldsymbol{x}}; \boldsymbol{\beta}) = \frac{e^{\boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x} + b}}{1 + e^{\boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x} + b}}$$
 
$$p_0(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta}) = p(y = 0 \mid \hat{\boldsymbol{x}}; \boldsymbol{\beta}) = 1 - p_1(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{1 + e^{\boldsymbol{w}^T \boldsymbol{x} + b}}$$

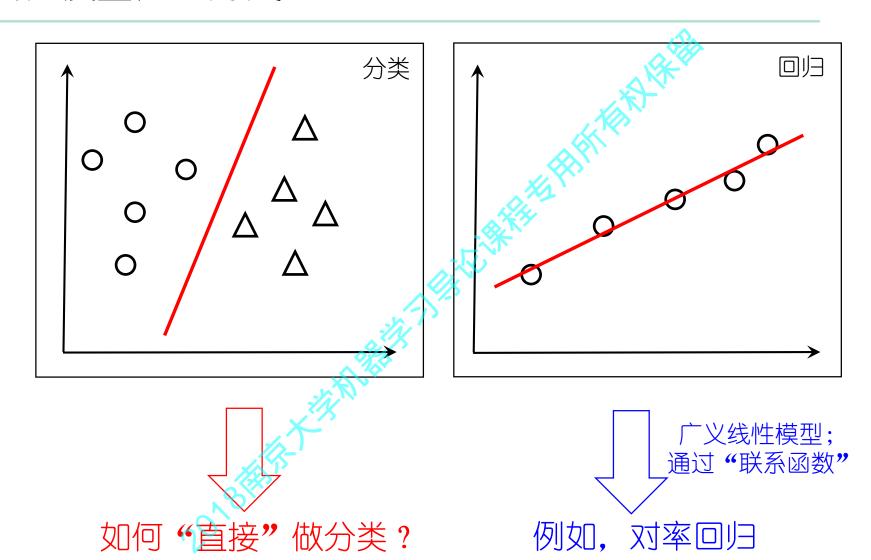
则似然项可重写为  $p(y_i \mid \boldsymbol{x}_i; \boldsymbol{w}_i, b) = y_i p_1(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta}) + (1 - y_i) p_0(\hat{\boldsymbol{x}}_i; \boldsymbol{\beta})$ 

于是,最大化似然函数 
$$\ell(\boldsymbol{w}, \boldsymbol{b}) = \sum_{i=1}^{m} \ln p(y_i \mid \boldsymbol{x}_i; \boldsymbol{w}, b)$$

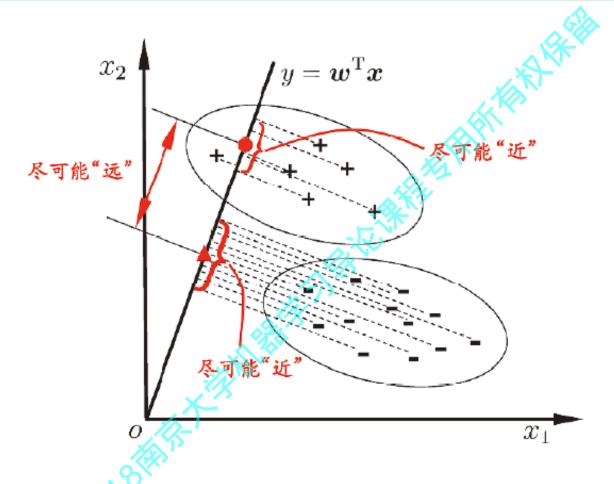
等价为最小化 
$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{m} \left( -y_i \boldsymbol{\beta}^{\mathrm{T}} \hat{\boldsymbol{x}}_i + \ln \left( 1 + e^{\beta^{\mathrm{T}} \hat{\boldsymbol{x}}_i} \right) \right)$$

高阶可导连续凸函数,可用经典的数值优化方法 如梯度下降法/牛顿法 [Boyd and Vandenberghe, 2004]

# 线性模型做"分类"



# 线性判别分析 (Linear Discriminant Analysis)



由于将样例投影到一条直线(低维空间),因此也被视为一种"监督降维"技术 降维 → 第10章

#### LDA的目标

给定数据集  $\{(\boldsymbol{x}_i, y_i)\}_{i=1}^m$ 

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  $oldsymbol{w}^{\mathrm{T}}oldsymbol{\mu}_1$ 

两类样本的协方差:  $\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\Sigma}_{0}\boldsymbol{w}$  和  $\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\Sigma}_{1}\boldsymbol{w}$ 

同类样例的投影点尽可能接近  $\rightarrow w^{\mathrm{T}}\Sigma_0w + w^{\mathrm{T}}\Sigma_1w$  尽可能小异类样例的投影点尽可能远离  $\rightarrow \|w^{\mathrm{T}}\mu_0 - w^{\mathrm{T}}\mu_1\|_2^2$  尽可能大

于是,最大化 
$$\left\| \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\mu}_{0} - \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\mu}_{1} \right\|_{2}^{2}$$
  $J = \frac{\left\| \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\mu}_{0} - \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\mu}_{1} \right\|_{2}^{2}}{\mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_{0} \mathbf{w} + \mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\Sigma}_{1} \mathbf{w}} = \frac{\mathbf{w}^{\mathrm{T}} \left( \boldsymbol{\mu}_{0} - \boldsymbol{\mu}_{1} \right) \left( \boldsymbol{\mu}_{0} - \boldsymbol{\mu}_{1} \right)^{\mathrm{T}} \mathbf{w}}{\mathbf{w}^{\mathrm{T}} \left( \boldsymbol{\Sigma}_{0} + \boldsymbol{\Sigma}_{1} \right) \mathbf{w}}$ 

#### LDA的目标

类内散度矩阵 (within-class scatter matrix)

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

类间散度矩阵 (between-class scatter matrix)

$$\mathbf{S}_b = (\boldsymbol{\mu}_0 - \boldsymbol{\mu}_1) (\boldsymbol{\mu}_0 - \boldsymbol{\mu}_1)^{\mathrm{T}}$$

LDA的目标:最大化广义瑞利商 (generalized Rayleigh quotient)

$$\mathbf{J} = rac{oldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\mathbf{S}_{b}oldsymbol{w}}{oldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\mathbf{S}_{w}oldsymbol{w}}$$

w 成倍缩放不影响 J 值 仅考虑方向

## 求解思路

令  $\boldsymbol{w}^{\mathrm{T}}\mathbf{S}_{w}\boldsymbol{w}=1$ , 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,有  $\mathbf{S}_b \boldsymbol{w} = \lambda \mathbf{S}_w \boldsymbol{w}$ 

 $\mathbf{S}_b \boldsymbol{w}$  的方向恒为  $\boldsymbol{\mu}_0 - \boldsymbol{\mu}_1$ ,不妨令  $\mathbf{S}_b \boldsymbol{w} = \lambda \left( \boldsymbol{\mu}_0 - \boldsymbol{\mu}_1 \right)$ 

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

实践中通常是进行奇异值分解  $\mathbf{S}_w = \mathbf{U} \mathbf{\Sigma} \mathbf{V}^{\mathrm{T}}$   $\longrightarrow$   $\mathbb{M}$   $\mathbb{A}$   $\mathbb{A}$  然后  $\mathbf{S}_w^{-1} = \mathbf{V} \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{U}^{\mathrm{T}}$ 

## 推广到多类

#### 假定有 N 个类

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

□ 类内散度矩阵

$$\mathbf{S}_w = \sum_{i=1}^{N} \mathbf{S}_{w_i} \quad \mathbf{S}_{w_i} = \sum_{oldsymbol{x} \in X_i} \left(oldsymbol{x} - oldsymbol{\mu}_i
ight) \left(oldsymbol{x} - oldsymbol{\mu}_i
ight)^T$$

□ 类间散度矩阵

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

多分类LDA有多种实现方法:采用  $\mathbf{S}_b$ ,  $\mathbf{S}_w$ ,  $\mathbf{S}_t$  中的任何两个

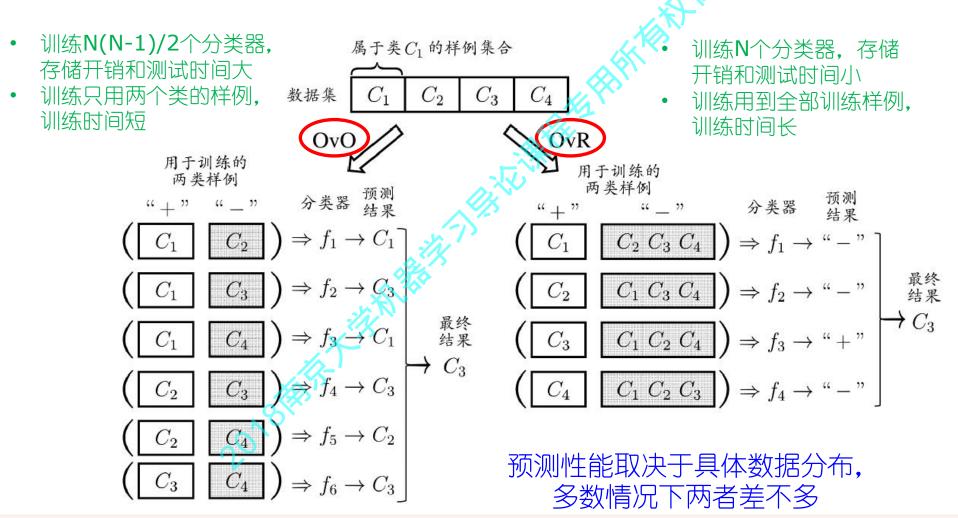
例如,
$$\max_{\mathbf{W}} \frac{\operatorname{tr}(\mathbf{W}^{\mathrm{T}}\mathbf{S}_{b}\mathbf{W})}{\operatorname{tr}(\mathbf{W}^{\mathrm{T}}\mathbf{S}_{w}\mathbf{W})}$$

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

**W**的闭式解是  $\mathbf{S}_{w}^{-1}\mathbf{S}_{b}$ 的 d' ( $\leq N$ -1) 个最大 非零广义特征值对应的特征向量组成的矩阵

## 多分类学习

拆解法:将一个多分类任务拆分为若干个二分类任务求解

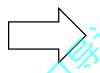


## 纠错输出码 (ECOC)

多对多(Many vs Many, MvM):将若干类作为正类,若干类作为反类

一种常见方法: 纠错输出码 (Error Correcting Output Code)

编码: 对 N 个类别做 M 次划分,每次将一部分类别划为正类,一部分划为反类



M 个二类任务; (原)每类对应一个长为 M 的编码



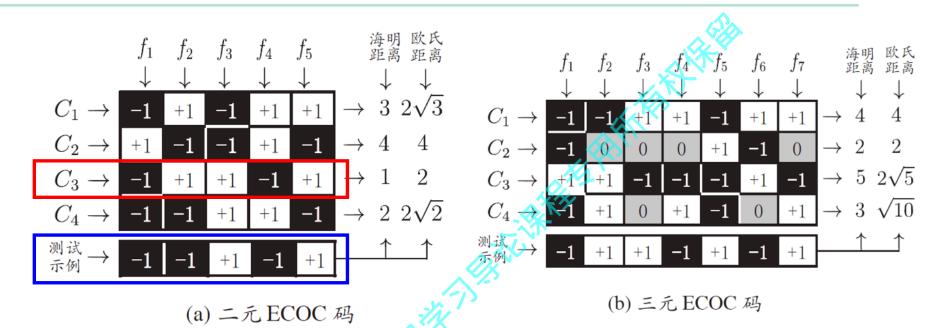
解码:测试样本交给 M 个 分类器预测



长为 M 的预测结果编码

## 纠错输出码

[Dietterich and Bakiri,1995]



• 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

[Allwein et al. 2000]

• 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 (class-imbalance)

#### 不同类别的样本比例相差很大;"小类"往往更重要

#### 基本思路:

若 
$$\frac{y}{1-y} > 1$$
 则 预测为正例.



$$\frac{x}{1-y} > \frac{m^+}{m^-}$$
 则 预测为正例.

#### 基本策略

—— "再缩放" (rescaling):

$$\frac{y'}{1-y'} = \frac{y}{1-y} \times \frac{m^2}{m^+}$$

然而,精确估计*m*-/m+ 通常很困难!

#### 常见类别不平衡学习方法:

- 过采样 (oversampling) 例如: SMOTE
- 欠采样 (undersampling)
   例如: EasyEnsemble
- 阈值移动 (threshold-moving)

# 前往第四站 ......

