第七章

贝叶斯决策理论

汪小我、张学工

清华大学自动化系

2020年春季学期

引言

统计模式识别: 用概率统计的观点和方法来解决模式识别问题

基本概念:

- ◆样本(sample) $\mathbf{X} \in R^d$
- ◆状态(state) 第一类: $\omega = \omega_1$, 第二类: $\omega = \omega_2$
- ◆先验概率 (a priori probablity or prior) $P(\omega_1)$, $P(\omega_2)$
- ◆样本分布密度(sample distribution density) $p(\mathbf{X})$ (总体概率密度)
- ◆ 类条件概率密度(class-conditional probablity density):

$$p(\mathbf{x} \mid \omega_1), p(\mathbf{x} \mid \omega_2)$$

◆后验概率(*a posteriori* probablity or posterior):

$$P(\omega_1|\mathbf{x}), P(\omega_2|\mathbf{x})$$

◆错误概率(probablity of error):

$$P(e \mid \mathbf{x}) = \begin{cases} P(\omega_2 \mid \mathbf{x}) & \text{if } \mathbf{x} \text{ is assigned to } \omega_1 \\ P(\omega_1 \mid \mathbf{x}) & \text{if } \mathbf{x} \text{ is assigned to } \omega_2 \end{cases}$$

◆平均错误率(average probablity of error):

$$P(e) = \int P(e \mid \mathbf{x}) p(\mathbf{x}) d\mathbf{x}$$

◆正确率(proabality of correctness):

$$P(c) = 1 - P(e)$$

贝叶斯决策(统计决策理论)

是统计模式识别的基本方法和基础。

是"最优分类器": 使平均错误率最小

条件:

- ① 类别数一定, ω_i , i=1,...,c
- ② 已知类先验概率和类条件概率密度^{不太容易满足} $P(\omega_i), P(x \mid \omega_i), i = 1, ..., c$

最小错误率贝叶斯决策

min
$$P(e) = \int P(e \mid x) p(x) dx$$

因为
$$P(e|x) \ge 0$$
, $p(x) \ge 0$, 所以上式等价于: $\min P(e|x)$ for all x .

$$\therefore \quad \textit{if} \quad P(\omega_1 \mid x) \stackrel{>}{<} P(\omega_2 \mid x), \quad \text{assign} \quad \begin{array}{c} x \in \omega_1 \\ x \in \omega_2 \end{array}$$

----- 最小错误率贝叶斯决策, 简称贝叶斯决策

已知
$$P(\omega_i)$$
, $p(x \mid \omega_i)$, $i = 1,2$

贝叶斯公式: (Bayes' Theorem)

$$P(\boldsymbol{\omega}_{i}|x) = \frac{p(x \mid \boldsymbol{\omega}_{i})P(\boldsymbol{\omega}_{i})}{p(x)} = \frac{p(x \mid \boldsymbol{\omega}_{i})P(\boldsymbol{\omega}_{i})}{\sum_{j=1}^{2} p(x \mid \boldsymbol{\omega}_{j})P(\boldsymbol{\omega}_{j})},$$

分母上的p(x)与类别无关,对于决策没有影响,通常不用算

$$\therefore \quad \textit{if} \quad p(x|\boldsymbol{\omega}_1)P(\boldsymbol{\omega}_1) > p(x|\boldsymbol{\omega}_2)P(\boldsymbol{\omega}_2) \qquad \text{assign} \qquad \begin{aligned} \boldsymbol{x} \in \boldsymbol{\omega}_1 \\ \boldsymbol{x} \in \boldsymbol{\omega}_2 \end{aligned}$$

最小错误率贝叶斯决策规则的几种等价表达形式:

(1) If
$$P(\omega_i \mid x) = \max_{j=1,2} P(\omega_j \mid x)$$
, then $x \in \omega_i$

(2) If
$$p(x \mid \omega_i)P(\omega_i) = \max_{j=1,2} p(x \mid \omega_j)P(\omega_j)$$
, then $X \in \omega_i$

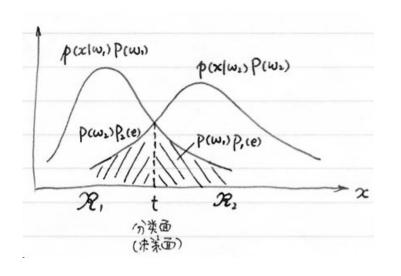
(3) If
$$l(x) = \frac{p(x \mid \omega_1)}{p(x \mid \omega_2)} > \frac{P(\omega_2)}{P(\omega_1)}$$
, then $x \in \begin{cases} \omega_1 \\ \omega_2 \end{cases}$

(4) 定义
$$h(x) = -\ln[l(x)] = -\ln p(x \mid \omega_1) + \ln p(x \mid \omega_2)$$

If
$$h(x) = \ln \left(\frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)} \right)$$
 , then $x \in \begin{cases} \omega_1 \\ \omega_2 \end{cases}$

其中,
$$l(x)$$
:似然比, $\frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)}$:似然比阈值, $h(x)$:对数似然比

图示:



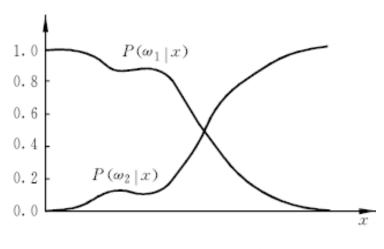


图 2.2 后验概率

错误率:

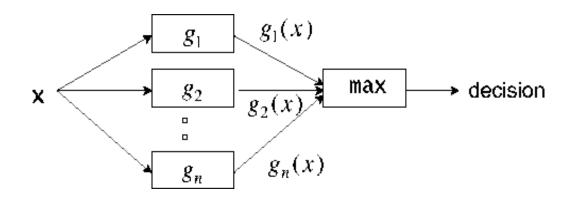
$$P(e) = P(\omega_2)P_2(e) + P(\omega_1)P_1(e)$$

= $P(\omega_2)\int_{\Re 1} p(x \mid \omega_2)dx + P(\omega_1)\int_{\Re 2} p(x \mid \omega_1)dx$

扩展到多类情况:

(1) If
$$P(\omega_i | x) = \max_{j=1,\dots,c} P(\omega_j | x)$$
, then $x \in \omega_i$

(2) If
$$p(x \mid \omega_i)P(\omega_i) = \max_{j=1,\dots,c} p(x \mid \omega_j)P(\omega_j)$$
, then $x \in \omega_i$



错误率:
$$P(e) = 1 - P(c) = 1 - \sum_{j=1}^{c} p(\omega_j) \int_{R_j} p(x \mid \omega_j) dx$$

最小风险贝叶斯决策

- ●最小错误率只考虑了错误
- 进一步可考虑不同错误所带来的损失(代价)

用决策论方法把问题表述如下:

- (1) 把样本x看作d 维随机向量 $x = [x_1, x_2, \dots, x_d]^T$
- (2) 状态空间 Ω 由 c 个可能的状态(c 类)组成: $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_c\}$
- (3) 对随机向量 x 可能采取的决策组成了决策空间,它由k 个决策组成:

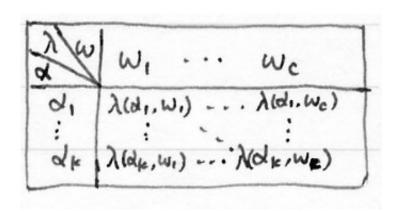
$$A = \{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k\}$$

(4) 对于实际状态为 ω_i 的向量 x ,采取决策 α_i 所带来的损失为

$$\lambda(\alpha_i, \omega_i), i = 1, ..., k, j = 1, ..., c$$

形成损失函数。

对于实际问题,损失函数通常以**决策表** 形式给出。



条件期望损失:对于特定的 X 采取决策 α_i 的期望损失:

$$R(\alpha_i \mid x) = E[\lambda(\alpha_i, \omega_j) \mid x] = \sum_{j=1}^{c} \lambda(\alpha_i, \omega_j) P(\omega_j \mid x), \ i = 1, \dots, k$$

期望风险:

对所有可能的 x 采取决策 $\alpha(x)$ 所造成的期望损失之和。

$$R(\alpha) = \int R(\alpha(x) \mid x) p(x) dx$$

最小风险决策: $\min R(\alpha)$ — 期望风险最小化

对所有 x, 使 $R(\alpha(x)|x)$ 最小,则可以使 $R(\alpha)$ 最小,因此有: 最小风险贝叶斯决策规则:

if
$$R(\alpha_i | x) = \min_{j=1,...,k} R(\alpha_j | x)$$
,
then $\alpha = \alpha_i$

if
$$R(\alpha_i | x) = \min_{j=1,\dots,k} R(\alpha_j | x)$$
, then $\alpha = \alpha_i$

计算:可采取以下步骤(对于给定的样本x):

(1) 计算后验概率:
$$P(\omega_j | x) = \frac{p(x | \omega_j)P(\omega_j)}{\sum_{i=1}^{c} p(x | \omega_i)P(\omega_i)}$$
 $j = 1, ..., c$

(2) 计算风险:
$$R(\alpha_i \mid x) = \sum_{j=1}^c \lambda(\alpha_i \mid \omega_j) P(\omega_j \mid x), i = 1,..., k$$

(3) 决策:
$$\alpha = \arg \min_{i=1,...,k} R(\alpha_i | x)$$

两类情况: (损失函数表 λ_{11} , λ_{12} , λ_{21} , λ_{22})

$$\lambda_{11}P(\omega_{1}\mid x) + \lambda_{12}P(\omega_{2}\mid x) < \lambda_{21}P(\omega_{1}\mid x) + \lambda_{22}P(\omega_{2}\mid x), \text{ then } x \in \begin{cases} \omega_{1} \\ \omega_{2} \end{cases}$$
(划为第一类的损失) (划为第二类的损失)

显然, $\exists \lambda_{11} = \lambda_{22} = 0$, $\lambda_{12} = \lambda_{21} = 1$ 时, 最小风险就是最小错误率。

例子: 癌细胞识别 (课本例 2.1 和 2.2)

正常细胞: $P(\omega_1)=0.9$ 癌细胞: $P(\omega_2)=0.1$

观察结果为x, 从类条件概率密度曲线上查得:

$$P(x|\omega_1)=0.2$$
 $P(x|\omega_2)=0.4$

利用贝叶斯公式计算: $P(x|\omega_I) P(\omega_I) = 0.2*0.9 = 0.18$

$$P(x|\omega_2) P(\omega_2) = 0.4*0.1 = 0.04$$

根据最小错误率准则,决策为第一类

根据损失函数计算条件风险:

$$R(\alpha_1 \mid x) = 1.092$$

 $R(\alpha_2 \mid x) = 0.818$

根据最小风险准则,决策为第二类

决策表

	ω_{I}	ω_2
α_i	0	6
α_2	1	0

请认真学习体会同样数据情况下,不同的损失会导致不同的决策。

问题: Fisher 线性判别如何选分界面?

正态分布时的统计决策

为什么研究正态分布?

---- 简单, 且较符合很多实际情况。

正态分布的知识回顾

单变量:
$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right\}$$
$$\mu = E(x) = \int xp(x)dx, \qquad \sigma^2 = \int (x-\mu)^2 p(x)dx = E\left\{(x-\mu)^2\right\}$$
记作 $N(\mu, \sigma^2)$

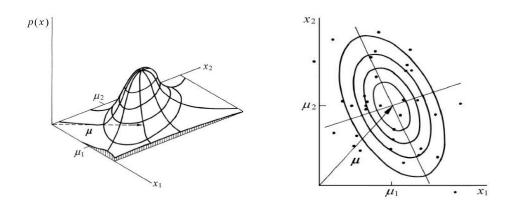
多变量:

$$p(x) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} (x - \mu)^T \sum^{-1} (x - \mu)\right\}, \quad x \in \mathbb{R}^d$$

$$\mu = E[x]$$
 均值向量

$$\sum = E[(x - \mu)(x - \mu)^T]$$
 协方差矩阵 ($d \times d$), 对角线元素为方差

记作 $N(\mu, \Sigma)$



正态分布下的贝叶斯决策

$$p(x \mid \omega_i) = \frac{1}{(2\pi)^{2/d} \mid \sum_i \mid^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (x - \mu_i)^T \sum_i^{-1} (x - \mu_i) \right]$$

考虑判别函数 (对数后验概率)

$$g_{i}(x) = \ln[p(x \mid \omega_{i})P(\omega_{i})] = \ln p(x \mid \omega_{i}) + \ln P(\omega_{i})$$

$$= -\frac{d}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln|\sum_{i}|-\frac{1}{2}(x-\mu_{i})^{T}\sum_{i}^{-1}(x-\mu_{i}) + \ln P(\omega_{i})$$

决策面方程 $g_i(x) = g_j(x)$

$$-\frac{1}{2}\left[(x-\mu_i)^T \sum_{i=1}^{-1} (x-\mu_i) - (x-\mu_j)^T \sum_{j=1}^{-1} (x-\mu_j)\right] - \frac{1}{2} \ln \frac{|\sum_{i=1}^{-1} |\sum_{j=1}^{-1} |\sum_{j=1}$$

下面研究一些特殊情况:

(一) $\sum_{i=1}^{\infty} \sigma^{2} I$, i=1,...,c (各类协方差阵相等,且各特征独立,方差相等)

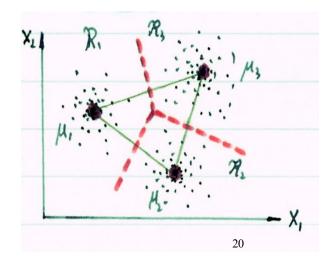
(1) 如果 $P(\omega_i)$, i=1,...,c 相等,略去判别函数中与类别无关的项,得

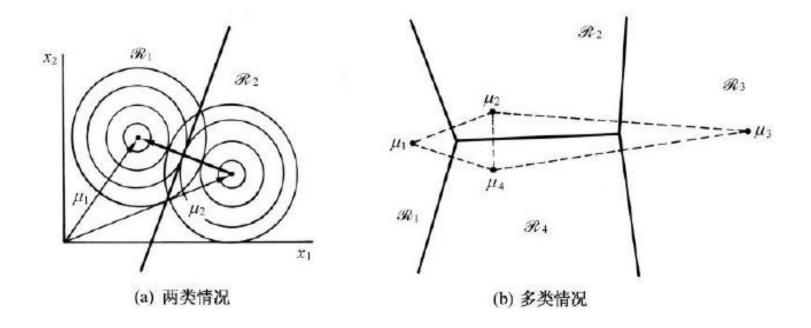
$$g_i(x) = -\frac{1}{2\sigma^2} (x - \mu_i)^T (x - \mu_i) = -\frac{1}{2\sigma^2} ||x - \mu_i||^2$$

$$= -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^d (x_j - \mu_{ij})^2$$

球状分布,各类先验概率相等,则分类只取决于样本到各类中心的距离。

—— 最小距离分类器,模板匹配





(2) 如果 $P(\omega_i)$, i = 1, ..., c 不相等,得

$$g_i(x) = -\frac{1}{2\sigma^2} (x - \mu_i)^T (x - \mu_i) + \ln P(\omega_i)$$

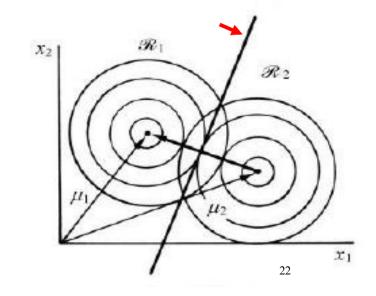
再略去与i 无关的项 $x^T x$ (g_i 和 g_j 里都有这一项),整理可得

$$g_i(x) = \mathbf{w}_i^T x + b_i$$
 —— 线性判别函数

其中
$$\mathbf{w}_i = \frac{1}{\sigma^2} \mu_i$$

$$b_i = -\frac{1}{2\sigma^2} \mu_i^T \mu_i + \ln P(\omega_i)$$

决策面向先验概率小的方向偏移



(二) $\Sigma_i = \Sigma$, i = 1, ..., c 各类协方差阵相等

$$g_i(x) = -\frac{1}{2}(x - \mu_i)^T \sum_{i=1}^{-1} (x - \mu_i) + \ln P(\omega_i)$$

X到 μ_i 的 Mahalanobis 距离(马氏距离)的平方若 $P(\omega_i)$ 相等,则分类取决于样本到类中心的 Mahalanobis 距离。



Prasanta Chandra Mahalanobis 1893-1972 印度统计之父

一般情况下,可得

$$g_i(x) = -\frac{1}{2} (x^T \sum^{-1} x - \mu_i^T \sum^{-1} x - x^T \sum^{-1} \mu_i + \mu_i^T \sum^{-1} \mu_i) + \ln P(\omega_i)$$

略去 $x^T \sum^{-1} x$ 项,得

$$g_i(x) = \mathbf{w}^T x + b$$
 ——线性判别函数

其中,
$$w_i = \sum^{-1} \mu_i$$
 $b_i = -\frac{1}{2} \mu_i^T \sum^{-1} \mu_i + \ln P(\omega_i)$

决策面方程:
$$g_i(x) = g_i(x)$$

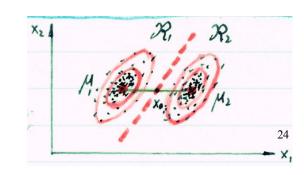
可写为
$$w^T(x-x_0)=0$$

其中
$$w = \sum^{-1} (\mu_i - \mu_j)$$

$$x_0 = \frac{1}{2} (\mu_i + \mu_j) - \frac{\ln(P(\omega_i)/P(\omega_j))}{(\mu_i - \mu_j)^T \sum^{-1} (\mu_i - \mu_j)} (\mu_i - \mu_j)$$

 μ_i 到 μ_j 的马氏距离平方。

当
$$P(\omega_i) = P(\omega_j)$$
时, $x_0 = \frac{1}{2}(\mu_i + \mu_j)$



(三)一般情况,各类协方差不同

$$g_{i}(x) = -\frac{1}{2}(x - \mu_{i})^{T} \sum_{i=1}^{-1} (x - \mu_{i}) - \frac{1}{2} \ln |\sum_{i=1}^{-1} |\sum_{i=1}^{-1$$

其中
$$W_i = -\frac{1}{2} \Sigma_i^{-1}; \quad w_i = \Sigma_i^{-1} \mu_i; \quad w_{i0} = -\frac{1}{2} \mu_i^T \sum_i^{-1} \mu_i - \frac{1}{2} \ln |\Sigma_i| + \ln P(\omega_i)$$

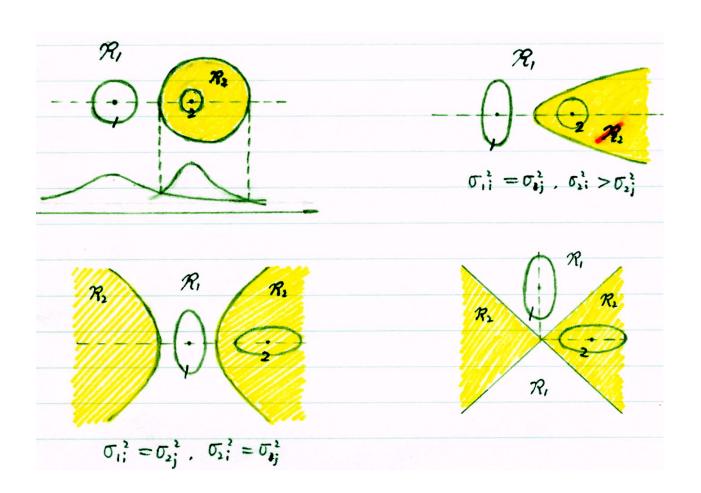
决策面
$$g_i(x) = g_j(x)$$
,

$$x^{T}(W_{i} - W_{j})x + (w_{i} - w_{j})^{T}x + w_{i0} - w_{j0} = 0$$

为超二次曲面

举例:二维常见情况,

 x_1, x_2 相互独立, $P(\omega_i) = P(\omega_j)$



小结

- 贝叶斯决策理论是统计模式识别的重要理论基础
- 理论上讲,贝叶斯决策方法是最优的(在最小错误率或 最小风险意义上)
- 应用中: 需要首先得到先验概率和类条件概率密度
 - ▶ 方法一: 先估计概率密度,后求解决策规则
 - ▶ 方法二: 若已知或可假设概率密度为某种形式(比如正态分布), 可先求出判决函数形式,再从样本估计其中的参数。
 - ▶ 方法三: 直接选择或假设某种判决函数形式,用样本确定其参数。