

Ch2 贝叶斯决策理论

任课教师: 柳欣老师

email: starxliu@163.com

Bayes, Thomas(1702—1761)

贝叶斯是英国数学家.1702年生于伦敦;

1761年4月17日卒于坦布里奇韦尔斯.

贝叶斯是一位自学成才的数学家.曾助理宗教事务,后来长期担任坦布里奇韦尔斯地方教堂的牧师.1742年,贝叶斯被选为英国皇家学会会员.

如今在概率、数理统计学中以贝叶斯姓氏命名的有贝叶斯公式、贝叶斯风险、贝叶斯决策 函数、贝叶斯决策规则、贝叶斯估计量、贝叶 斯方法、贝叶斯统计等等。



2.1 引言

- 统计决策理论是处理模式分类问题的基本理论之一
- 贝叶斯(Bayes)决策理论是统计模式识别中一个基本方 法

一 无观测: 先验概率 有观测: 后验概率

最小错误率

贝叶斯公式:
$$P(\omega_i \mid x) = \frac{p(x, \omega_i)}{p(x)} = \frac{P(\omega_i)p(x \mid \omega_i)}{p(x)}, i = 1, 2$$

- 2.1 引言

- 问题描述
 - 样本与样本空间: d 维特征向量

$$\boldsymbol{x} = \left[x_1, x_2, \cdots, x_d \right]^T \quad \boldsymbol{x} \in R^d$$

• 类别与类别空间: C类

$$\Omega = \left\{ \omega_1, \omega_2, \cdots, \omega_i \cdots, \omega_c \right\}$$

- 前提
 - (1) 各类总体的概率分布是已知的;
 - (2) 类别数是一定的
 - $P(\omega_i)$ 和 $P(x|\omega_i)$ 已知
- 现观察到一个特征向量x, x 分到哪一类最合理??

2.1 引言

贝叶斯推理就是在不完全情报下,对部分未知的状态 用主观概率估计,然后用贝叶斯公式对先验概率进行修正, 最后再利用修正概率做出最优决策。

贝叶斯决策理论方法是统计决策中的一个基本方法, 其基本思想是:

- 1、已知条件概率密度参数表达式和先验概率。
- 2、利用贝叶斯公式转换成后验概率。
- 3、根据后验概率大小进行决策分类。

- 2.1 引言

○ 分类错误率

• 条件错误率(样本X上)为:

$$P(e \mid \mathbf{x}) = \begin{cases} P(\omega_2 \mid \mathbf{x}) = 1 - P(\omega_1 \mid \mathbf{x}) & \text{若决定} \mathbf{x} \in \omega_1 \\ P(\omega_1 \mid \mathbf{x}) = 1 - P(\omega_2 \mid \mathbf{x}) & \text{若决定} \mathbf{x} \in \omega_2 \end{cases}$$

(平均)错误率(所有独立样本上条件错误率的期望):

$$P(e) = E(P(e \mid \mathbf{x})) = \int_{-\infty}^{\infty} P(e \mid \mathbf{x}) p(\mathbf{x}) d\mathbf{x}$$

- 2.2 几种常用的决策规则

2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

- 例子: 癌细胞的识别
 - ω_1 正常细胞, ω_2 异常细胞(状态,随机变量)
 - 先验概率: $P(\omega_1), P(\omega_2), P(\omega_1) + P(\omega_2) = 1$
- 只使用先验概率决策的情况:

$$P(\omega_1) > P(\omega_2), x \in \omega_1$$

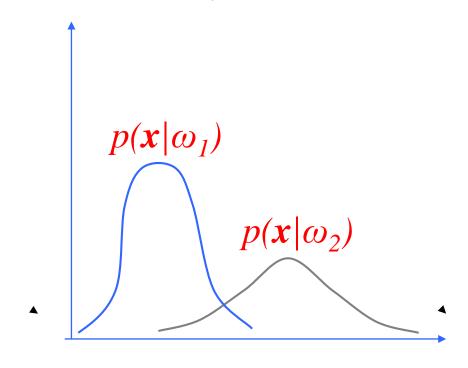
 $P(\omega_1) < P(\omega_2), x \in \omega_2$
这种分类器决策无意义

奇怪的结果,需要利用观测信息(胞核总光密度, d=1)

$$P(\omega_1/x)$$
 $P(\omega_2/x)$

。 2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

o 类条件概率密度: $P(x/\omega_i)$ i=1,2,...

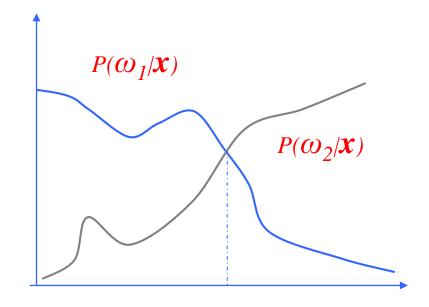


- 2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

• 利用贝叶斯公式

$$P(\omega_i \mid x) = \frac{p(x \mid \omega_i)P(\omega_i)}{p(x)} = \frac{p(x \mid \omega_i)P(\omega_i)}{\sum_{j=1}^{2} p(x \mid \omega_j)P(\omega_j)}, i = 1, 2$$

得到的条件概率称为状态的后验概率



• • 2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

○ 基于最小错误率的贝叶斯决策规则

• 等价形式:

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

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

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

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

1,
$$l(x)$$
: 似然比, $\frac{P(\omega_2)}{P(\omega_1)}$: 似然比阈值, $h(x)$: 对数似然比

• • 2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

有两个可选的假设:

病人有癌症(cancer)、病人无癌症(normal)

可用数据来自化验结果: 正+和负-

有先验知识: 在所有人口中, 患病率是0.8%

对确实有病的患者的化验准确率为98%,

对确实无病的患者的化验准确率为97%,

总结如下

P(cancer) = 0.008, P(normal) = 0.992

P(+|cancer) = 0.98, P(-|cancer) = 0.02

P(+|norma1)=0.03, P(-|norma1)=0.97

问题: 假定有一个新病人, 化验结果为正, 是否应将病人断定为有癌症? 求后验概率P(cancer | +)和P(normal | -)

例子

因此极大后验假设计算如下:

P(+|cancer)P(cancer)=0.00784

P(+|normal) P(normal) = 0.02976

P(canner | +) = 0.00784/(0.00784+0.02976) = 0.21

P(-|cancer)P(cancer)=0.00016

P(-|normal) P(normal) = 0.96224

P(norma1 | -) = 0.96224 / (0.00016 + 0.96224) = 0.99834

贝叶斯推理的结果<mark>很大程度上依赖于先验概率</mark>,另外不是完全接受或 <mark>拒绝假设</mark>,只是在观察到较多的数据后增大或减小了假设的可能 性。

● ■ 2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

- ◆ 例2.1 根据已有知识和经验,两类的先验概率为:
 - 正常(ω_1): $P(\omega_1)=0.9$
 - \triangleright 异常(ω_2): $P(\omega_2)=0.1$
 - $p(\mathbf{x}|\omega_1)=0.2$, $p(\mathbf{x}|\omega_2)=0.4$

$$P(\omega_1 \mid \mathbf{x}) = \frac{P(\omega_1) p(\mathbf{x} \mid \omega_1)}{\sum_{j=1}^{2} P(\omega_j) p(\mathbf{x} \mid \omega_j)} = \frac{0.9 \times 0.2}{0.9 \times 0.2 + 0.1 \times 0.4} = 0.818$$

$$P(\omega_2 \mid \mathbf{x}) = \frac{P(\omega_2) p(\mathbf{x} \mid \omega_2)}{\sum_{j=1}^{2} P(\omega_j) p(\mathbf{x} \mid \omega_j)} = \frac{0.4 \times 0.1}{0.2 \times 0.9 + 0.4 \times 0.1} = 0.182$$

。 2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

- 分类错误率最小的证明(一维)
 - 条件错误率(样本X上)为:

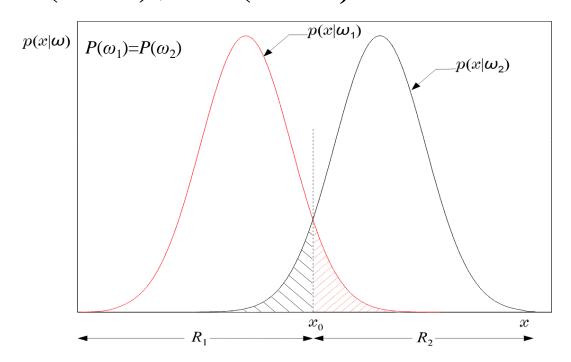
$$P(e \mid \mathbf{x}) = \begin{cases} P(\omega_2 \mid \mathbf{x}) = 1 - P(\omega_1 \mid \mathbf{x}) & \text{若决定} \mathbf{x} \in \omega_1 \\ P(\omega_1 \mid \mathbf{x}) = 1 - P(\omega_2 \mid \mathbf{x}) & \text{若决定} \mathbf{x} \in \omega_2 \end{cases}$$
$$= 1 - \max_i P(\omega_i \mid \mathbf{x})$$

• (平均)错误率(所有独立样本上条件错误率的期望):

$$P(e) = E(P(e \mid \mathbf{x})) = \int_{-\infty}^{\infty} P(e \mid \mathbf{x}) p(\mathbf{x}) d\mathbf{x}$$

2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

o 设t为两类的分界面,则在特征向量x是一维时, $t=x_0$ 为x轴上的一点。形成两个决策区域: R1~ $(-\infty, t)$ 和R2~ $(t, +\infty)$



 $R_1(\rightarrow \omega_1)$ and $R_2(\rightarrow \omega_2)$

● ■ 2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

o 设t为两类的分界面,则在特征向量x是一维时, $t=x_0$ 为x轴上的一点。形成两个决策区域: R1~ $(-\infty, t)$ 和R2~ $(t, +\infty)$

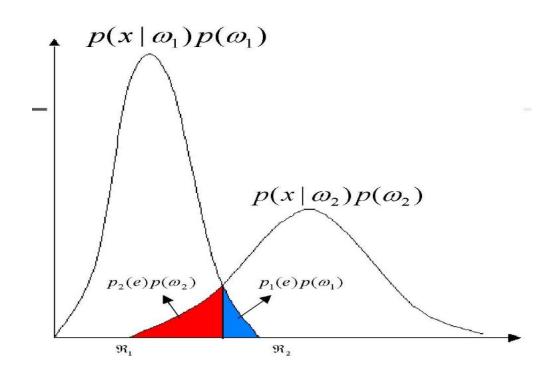
$$P(e) = P(x \in R_1, \omega_2) + P(x \in R_2, \omega_1)$$

$$= P(\omega_2)P(x \in R_1 | \omega_2) + P(\omega_1)P(x \in R_2 | \omega_1)$$

$$= P(\omega_2)\int_{R_1} p(x | \omega_2)dx + P(\omega_1)\int_{R_2} p(x | \omega_1)dx$$

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

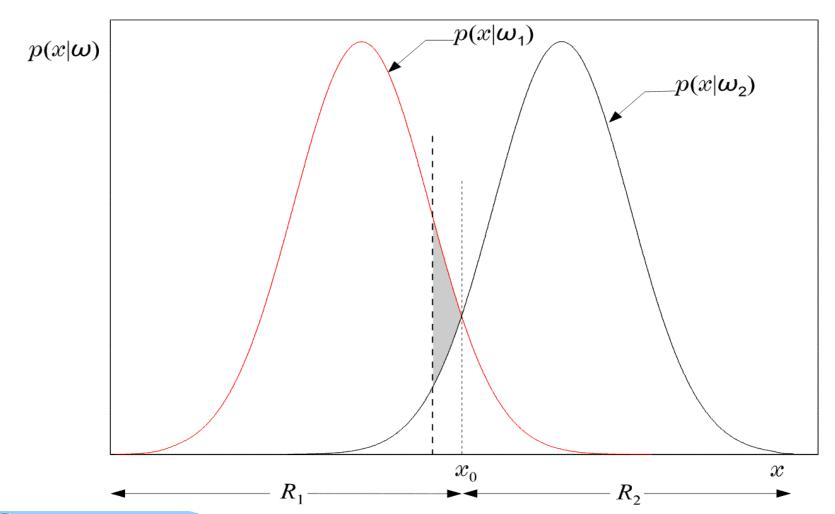
2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策



- Bayes最小错误率决策使得每个观测值下的条件错误率最小,因而保证了(平均)错误率最小。
- o Bayes决策是一致最优决策



2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策



● ■ 2.2.1 基于最小错误率的贝叶斯决策

○ 多类决策规则:

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

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

• 计算正确分类概率更简单

$$P(e) = 1 - P(c) = 1 - \sum_{j=1}^{c} \int_{\Re_{j}} p(x \mid \omega_{j}) dx$$

- 2.2 几种常用的决策规则

2.2.2 基于最小风险的贝叶斯决策

- 风险: 错误判断所造成的损失的严重程度
- 例子: 癌细胞的识别
 - 没病(正常 ω_1)被判为有病(异常 ω_2),还可以做进一步检查, 损失不大;
 - 有病 (ω_2) 被判为无病 (ω_1) ,错过诊治时机,损失严重
- 决策(行动)空间

$$\mathcal{A} = \{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_i, \dots, \alpha_a\}$$

• 损失函数 一决策表或损失矩阵 $(\lambda_{i,j})_{N*N}$ $\lambda(\alpha_i,\omega_i),\ i=1,2,\cdots,a; j=1,2,\cdots,c$

- 2.2.2 基于最小风险的贝叶斯决策

- 基于最小风险的贝叶斯决策:决策有代价,选择风险最小的决策
- 条件期望损失(条件风险) 一特定x

$$R(\alpha_i \mid x) = E\left[\lambda(\alpha_i, \omega_j) \mid x\right] = \sum_{j=1}^c \lambda(\alpha_i, \omega_j) P(\omega_j \mid x), \quad i = 1, 2, \dots, a$$

■ 期望风险 一整个特征空间

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

- 2.2.2 基于最小风险的贝叶斯决策

- 贝叶斯最小风险决策,通过保证每个观测值下决策的条件风险最小,使得它的期望风险最小,是一致最优决策
- 最小风险的贝叶斯决策规则

if
$$R(\alpha_k \mid x) = \min_{i=1,2,\dots,a} R(\alpha_i \mid x)$$
, then $\alpha = \alpha_k$

• 计算步骤

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

• (2) 计算风险

$$R(\alpha_i \mid x) = \sum_{j=1}^{c} \lambda(\alpha_i, \omega_j) P(\omega_j \mid x), \quad i = 1, 2, \dots, a$$

$$\alpha = \arg\min_{i=1,2,\cdots,a} R(\alpha_i \mid x)$$

。 2.2.2 基于最小风险的贝叶斯决策

○ 例2.2 细胞识别——最小风险决策

- \rightarrow 正常(ω_1): $P(\omega_1)=0.9$
- \rightarrow 异常(ω_2): $P(\omega_2)=0.1$
- > 对某一样本观察值x,通过计算或查表得到: $p(x|\omega_1)=0.2$, $p(x|\omega_2)=0.4$
- $\lambda_{11}=0$, $\lambda_{12}=6$, $\lambda_{21}=1$, $\lambda_{22}=0$
- 后验概率: $P(\omega_1|x) = 0.818$, $P(\omega_2|x) = 0.182$

$$R(\alpha_1 \mid x) = \sum_{j=1}^{2} \lambda_{1j} P(\omega_j \mid x) = \lambda_{12} P(\omega_2 \mid x) = 1.092$$

$$R(\alpha_2 \mid x) = \sum_{j=1}^{2} \lambda_{2j} P(\omega_j \mid x) = \lambda_{21} P(\omega_1 \mid x) = 0.818$$

$$j = \underset{\cdot}{\operatorname{argmin}} R(\omega_i \mid \mathbf{x}) = 2 \qquad \mathbf{x} \in \omega_2$$



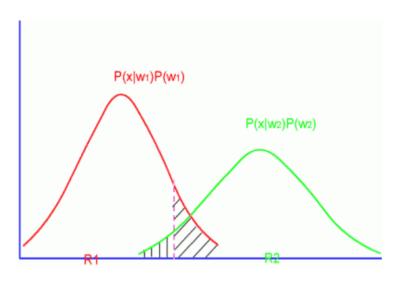
2.2.2 基于最小风险的贝叶斯决策

- 最小风险贝叶斯决策除须已知先验概率、类条件概率, 还需要有合适的损失函数,要求更多先验知识
- 最小错误率贝叶斯决策就是在0-1损失函数条件下的最小风险贝叶斯决策(特例)

$$\lambda(\alpha_{i}, \omega_{j}) = \begin{cases} 1 & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases} i, j = 1, 2, \dots, c$$

$$R(\alpha_{i} \mid x) = \sum_{j=1}^{c} \lambda(\alpha_{i}, \omega_{j}) P(\omega_{j} \mid x)$$

$$= \sum_{i=1}^{c} P(\omega_{j} \mid x) = 1 - P(\omega_{i} \mid x)$$



2.2.3 其它决策方法

损失函数无法确定,在限定一类错误率条件下,使另一 类错误率为最小的两类决策(neyman-pearson决策)

$$P (\omega_{2}) P_{2} (e) + P (\omega_{1}) P_{1} (e) \Rightarrow P_{2} (e) = \varepsilon_{0}$$

用 Lagrange 乘子法:

min
$$L = P_1(e) + \lambda(P_2(e) - \varepsilon)$$
 (对分类边界和 λ 求最小)

• 决策规则 if
$$\frac{p(x/\omega_1)}{p(x/\omega_2)} > \lambda$$
 then $x \in \omega$

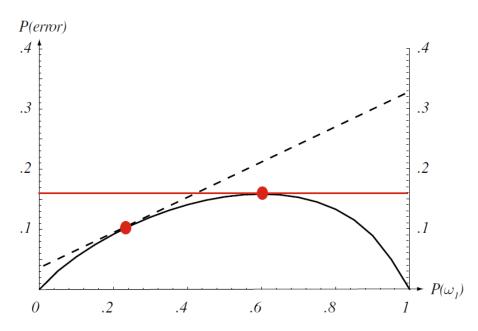


2.2.3 其它决策方法

• 最小最大决策

• 先验概率 $P(\omega_i)$ 可变或未知情况下,风险最小

$$R = a + bP(\omega_1)$$



- 选择使最小贝叶斯风险为最大值时的来设计分类器
- 最小最大决策是偏于保守的方法,是最坏的贝叶斯风险

两类错误率与ROC曲线

o 两类错误率

- 預測

 1
 0
 合计

 2
 1
 True Postive TP
 Frue Negative FN
 Actual Postive(TP+FN)

 2
 5
 False Postive FP
 True Negative TN
 Actual Negative(FP+TN)

 合计
 Predicted Postive (TP+FP)
 Predicted Negative (FN+TN)
 TP+FN+FP+TN
- 阳性(Positive)、阴性(Negative)
- 真阳性(TP)、假阳性(FP、Type-I Error、误报、虚警)
- 真阴性(TN)、假阴性(FN、Type-II Error、漏报)

• 灵敏度
$$Sn = \frac{TP}{TP + FN}$$

真正类率(True Postive Rate)

• 特异度
$$Sp = \frac{TN}{TN + FP}$$

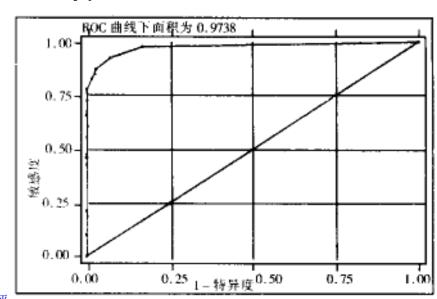
负正类率(False Postive Rate)FPR

o ROC曲线

接收者操作特征 (receiveroperating characteristic)

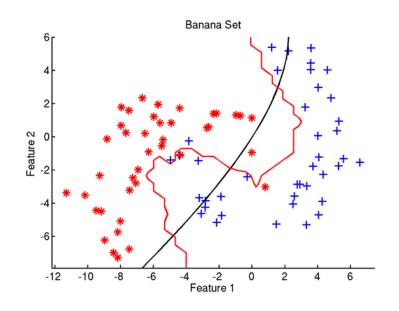
AUC

(Area under Curve): Roc曲线下的面积, 介于0.1和1之间。Auc作为数值可以直观的评价分类器的好坏,值越大越好。



- 。 特征空间 ^{决策规则}→决策区域
- 决策面: 决策域的边界面
- 。 决策面方程:解析形式
- 判决函数:表达决策规则 的一组函数

$$g_i(x), i = 1, 2, ..., c$$



• 多类情况

• 决策规则

if
$$g_j(x) = \max_i \{g_i(x)\}$$
 then $x \in \omega_j$
 $j = \operatorname{argmax} g_i(x)$

• 判别函数

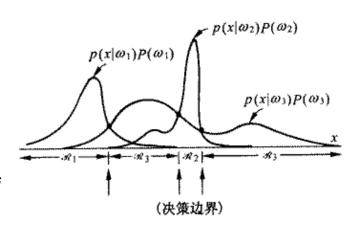
$$g_{i}(x) = P(\omega_{i} \mid x)$$

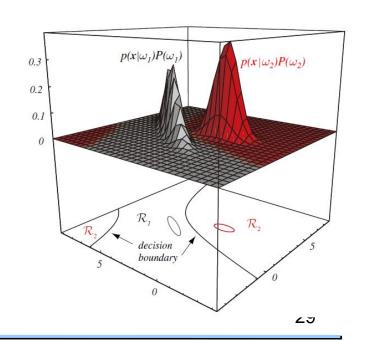
$$g_{i}(x) = p(x \mid \omega_{i})P(\omega_{i})$$

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

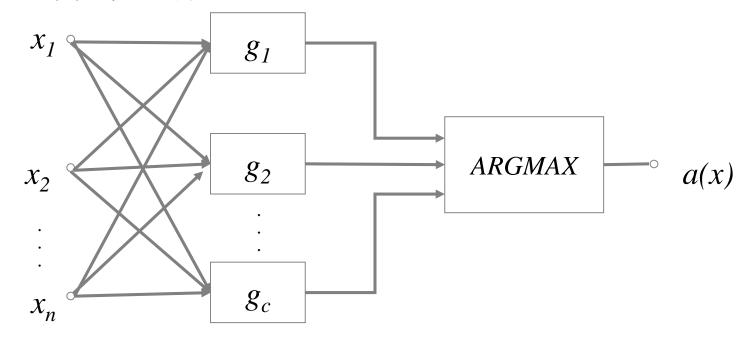
• 决策面方程

$$g_i(x) = g_j(x)$$





- ◆ 分类器是某种由硬件或软件组成的"机器":
 - \rightarrow 计算c个判别函数 $g_i(\mathbf{x})$
 - > 最大值选择



• 两类情况

• 决策规则

- » x为二维时决策面为曲线
- » x为三维时,决策面为曲面
- » **x**大于三维时决策面为超曲面

if
$$g(x) = g_1(x) - g_2(x) > 0$$
 then $x \in \frac{\omega_1}{\omega_2}$

• 判别函数 (仅定义一个)

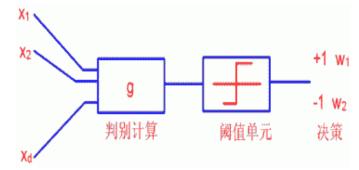
$$g(x) = P(\omega_1 \mid x) - P(\omega_2 \mid x)$$

$$g(x) = p(x \mid \omega_1) P(\omega_1) - p(x \mid \omega_2) P(\omega_2)$$

$$g(x) = \ln \frac{p(x \mid \omega_1)}{p(x \mid \omega_2)} - \ln \frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)}$$

• 决策面方程

$$g(x) = 0$$



- 例2.1、2.2的判别函数和决策面
 - 2.1

判別函数
$$g(x) = p(x \mid \omega_1) P(\omega_1) - p(x \mid \omega_2) P(\omega_2)$$
$$= 0.9 p(x \mid \omega_1) - 0.1 p(x \mid \omega_2)$$

决策面方程

$$9p(x \mid \omega_1) - p(x \mid \omega_2) = 0$$

• 2.2

判別函数
$$g(x) = \lambda_{21} p(x \mid \omega_1) P(\omega_1) - \lambda_{12} p(x \mid \omega_2) P(\omega_2)$$

= $0.9 p(x \mid \omega_1) - 0.6 p(x \mid \omega_2) [\lambda_{21} = 1, \lambda_{12} = 6]$

决策面方程 $9p(x|\omega_1)-6p(x|\omega_2)=0$

2.3 正态分布时的统计决策

- o Bayes决策的三个前提:
 - 类别数确定
 - 各类的先验概率 $P(\omega_i)$ 已知
 - 各类的条件概率密度函数 $p(x|\omega_i)$ 已知
- o Bayes决策中,类条件概率密度的选择要求:
 - 模型合理性
 - 计算可行性
- 最常用概率密度模型: 正态分布
 - 观测值通常是很多种因素共同作用的结果,根据中心极限 定理,它们(近似)服从正态分布
 - 计算、分析最为简单的模型



2.3.1 关于正态分布的知识

- 单变量正态分布(一元正态分布)
 - 概率密度函数

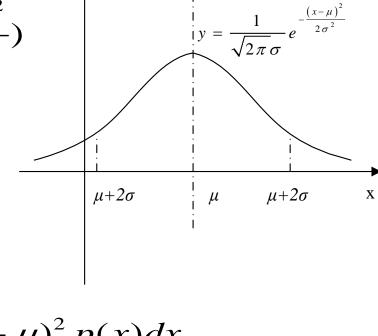
$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2})$$

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}$$

- 两个重要参数
 - 均值(中心)
 - 方差(分散度)

$$\mu = E\{x\} = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx$$

$$\sigma^{2} = E\{(x-\mu)^{2}\} = \int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu)^{2} p(x) dx$$



2.3.1 关于正态分布的知识

• 多元正态分布

• 概率密度函数

$$p(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} \left|\Sigma\right|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right)$$

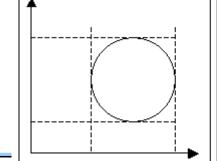
$$\mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_d)^T$$

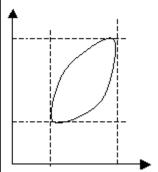
均值向量
$$\mu = E(\mathbf{x}) = (\mu_1, \mu_2, ..., \mu_d)^T$$
, $\mu_i = E(x_i)$

协方差矩阵
$$\Sigma = E\left\{ (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \right\} = (\sigma_{ij}^2)_{d*d}$$

$$\sigma_{ij}^2 = E\left[(x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j)\right]$$

协方差矩阵是对称矩阵





2.3.1 关于正态分布的知识

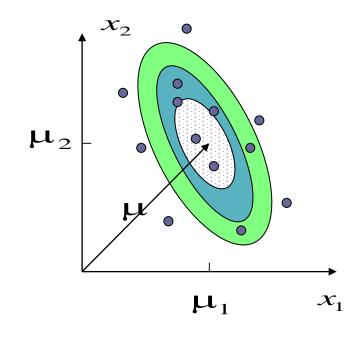
。 多元正态分布的性质

- 参数 μ 和Σ完全决定分布 $p(\mathbf{x}) \sim N(\mu, \Sigma)$
- 等概率密度轨迹为超椭球面
 - Mahalanobis距离(马氏距离)

$$p(\mathbf{x}) = c \Longrightarrow (\mathbf{x} - \mathbf{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \mathbf{\mu}) = \gamma^2$$

- 不相关性等价于独立性
- 边缘分布和条件分布的正态性
- 线性变换的正态性 y = Ax
- 线性组合的正态性 $y = \alpha^T \mathbf{x}$

(一维)



- 最小错误率贝叶斯判别函数和决策面
 - 观测向量的类条件分布服从正态分布:

$$p(\mathbf{x} \mid \omega_i) \square N(\mathbf{\mu}_i, \Sigma_i), \quad i = 1, 2, ..., c$$

• 判别函数

$$g_i(\mathbf{x}) = \ln p(\mathbf{x} \mid \omega_i) + \ln P(\omega_i)$$

• 决策面方程

$$g_i(x) = g_j(x)$$

○ 1.第一种情况: 等协方差阵, 独立, 且同方差

$$\Sigma_{i} = \sigma^{2} I = \begin{bmatrix} \sigma_{11}^{2} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \sigma_{nn}^{2} \end{bmatrix}, i = 1, 2, \dots, c$$

• 判别函数简化为

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

$$(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i)^T (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i) = \|\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i\|^2 = \sum_{j=1}^d (x_j - \mu_{ij})^2$$

欧氏距离

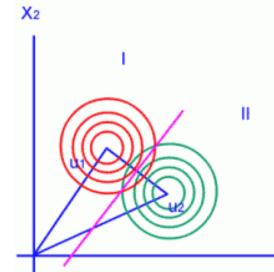
- 1.第一种情况: 等协方差阵, 独立, 且同方差
 - 特例: 先验概率相等

$$\Sigma_i = \sigma^2 I$$
, $P(\omega_i) = P(\omega_j)$ $i, j = 1, 2, ..., c$

$$g_i(\mathbf{x}) = -\frac{1}{2\sigma^2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i)^T (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i) = -\frac{1}{2\sigma^2} \|\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i\|^2$$

$$j = \underset{i=1,\dots,c}{\arg\min} \left\| \mathbf{x} - \mathbf{\mu}_i \right\|^2$$

最小距离分类器 (模板匹配)



- 1.第一种情况: 等协方差阵, 独立, 且同方差
 - 考虑 二次项 $\mathbf{x}^T\mathbf{x}$ 与i无关

$$g_i(\mathbf{x}) = -\frac{1}{2\sigma^2} (-2\boldsymbol{\mu}_i^T \mathbf{x} + \boldsymbol{\mu}_i^T \boldsymbol{\mu}_i) + \ln P(\omega_i) = \mathbf{w}_i^T \mathbf{x} + \boldsymbol{w}_{i0},$$

其中:
$$\mathbf{w}_i = \frac{1}{\sigma^2} \mathbf{\mu}_i, w_{i0} = -\frac{1}{2\sigma^2} \mathbf{\mu}_i^T \mathbf{\mu}_i + \ln P(\omega_i)$$

$$j = \underset{i=1,\dots,c}{\operatorname{arg\,max}} g_i(\mathbf{x})$$

线性分类器

• 决策面方程(线性)

$$g_i(\mathbf{x}) - g_j(\mathbf{x}) = 0$$

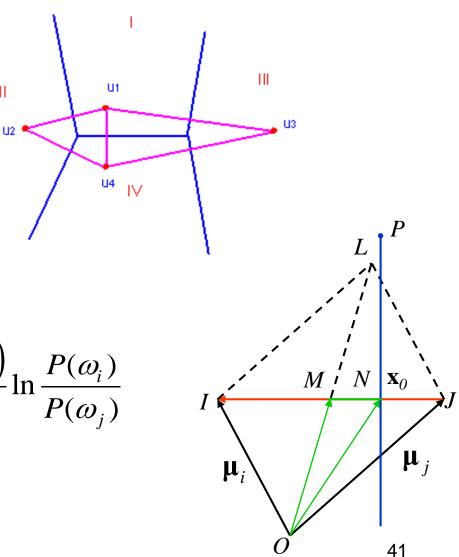
改写为

$$\mathbf{w}^{T}(\mathbf{x} - \mathbf{x}_{0}) = 0$$

$$\sharp + \mathbf{w} = \mathbf{\mu}_{i} - \mathbf{\mu}_{i}$$

$$\mathbf{x}_{0} = \frac{1}{2} (\mathbf{\mu}_{i} + \mathbf{\mu}_{j}) - \frac{\sigma^{2} (\mathbf{\mu}_{i} - \mathbf{\mu}_{j})}{\|\mathbf{\mu}_{i} - \mathbf{\mu}_{j}\|} \ln \frac{P(\omega_{i})}{P(\omega_{j})}$$

• 决策面为一超平面,



○ 2.第二种情况: 等协方差阵

$$\Sigma_i = \Sigma, \quad i = 1, 2, ..., c$$

• 判别函数简化为

$$g_i(\mathbf{x}) = -\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \mathbf{\mu}_i)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \mathbf{\mu}_i) + \ln P(\omega_i)$$

$$P(\omega_i) = P(\omega_j) \quad \exists \exists$$

$$g_i(\mathbf{x}) = \gamma^2 = (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i)$$

马氏距离

● ■ 2.3.2 正态分布下的贝叶斯决策

- 2.第二种情况: 等协方差阵
 - 线性判别函数

$$g_{i}(\mathbf{x}) = \mathbf{w}_{i}^{T} \mathbf{x} + w_{i0}$$

$$\mathbf{w}_{i} = \Sigma^{-1} \mathbf{\mu}_{i},$$

$$\mathbf{w}_{i} = -\frac{1}{2} \mathbf{\mu}_{i}^{T} \Sigma^{-1} \mathbf{\mu}_{i} + \ln P(\omega_{i})$$

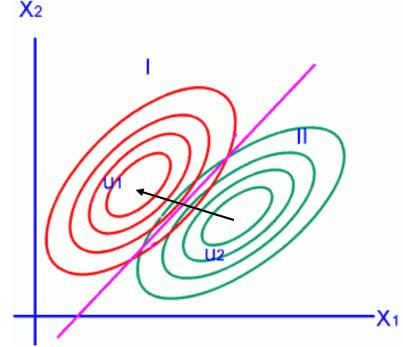
 $w_{i0} = -\frac{1}{2} \boldsymbol{\mu}_i^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_i + \ln P(\boldsymbol{\omega}_i)$

• 决策面方程

$$\mathbf{w}^{T}(\mathbf{x} - \mathbf{x}_{0}) = 0$$

$$\mathbf{w} = \Sigma^{-1}(\boldsymbol{\mu}_{i} - \boldsymbol{\mu}_{j})$$

$$\mathbf{x}_{0} = \frac{1}{2}(\boldsymbol{\mu}_{i} + \boldsymbol{\mu}_{j})$$



○ 3.第三种情况: 各类协方差阵不相等

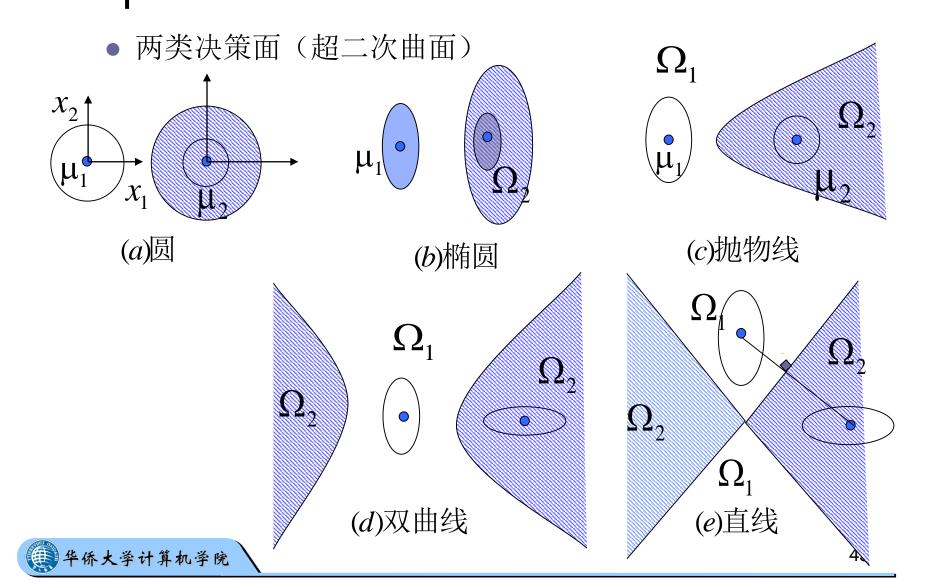
$$\Sigma_i \neq \Sigma_j$$
, $i, j = 1, 2, ..., c$

• 判别函数为

$$g_i(\mathbf{x}) = -\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i)^T \boldsymbol{\Sigma}_i^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_i) - \frac{1}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_i| + \ln P(\omega_i)$$
$$= \mathbf{x}^T W_i \ \mathbf{x} + \mathbf{w}_i^T \mathbf{x} + w_{i0}$$

• 为二次型,决策面为超二次曲面

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



- 例2.3 两类的识别问题: 医生要根据病人血液中白细胞的浓度来判断病人是否患血液病
 - 根据医学知识和以往的经验, 医生知道:
 - ▶ 患病的人,白细胞的浓度服从均值2000,标准差 1000的正态分布;未患病的人,白细胞的浓度服从均值7000,标准差3000的正态分布;
 - ▶一般人群中,患病的人数比例为0.5%。
 - ▶一个人的白细胞浓度是3100
 - 医生应该做出怎样的判断?

- 用 ω 表示"类别"这一随机变量, ω_1 表示患病, ω_2 表示正常;x表示"白细胞浓度"这个随机变量
- 1) 类别的先验分布:

$$P(\omega_1) = 0.5\%$$

 $P(\omega_2) = 99.5\%$

2)观测数据白细胞浓度分别在两种情况下的类条件分布:

$$P(x|\omega_1) \sim N(2000,1000^2)$$

 $P(x|\omega_2) \sim N(7000,3000^2)$

$$P(3100|\omega_1) = 2.1785e-004$$

 $P(3100|\omega_2) = 5.7123e-005$

3)计算后验概率

$$P(\omega_1|3100)=1.9\%$$
 $P(\omega_2|3100)=98.1\%$

◆ 医生的判断:正常



2.4 关于分类器的错误率问题

• 研究错误的意义

- 对于同一规则,错误率反映问题的固有复杂程度(bayes 问题)
- 对于同一问题,错误率反映不同方法的优劣

○ 错误率计算

$$P(e) = P(\omega_1) \int_{R_2} p(x \mid \omega_1) dx + P(\omega_2) \int_{R_1} p(x \mid \omega_2) dx$$
$$= P(\omega_1) P_1(e) + P(\omega_2) P_2(e)$$

- 1) 按理论公式计算
- 2) 计算错误率上界
- 3) 实验估计: C法、交叉验证(划分、留一)

2.5 讨论

- 基于Bayes决策的最优分类器
 - 最优的条件
 - 评价指标(错误率、风险)

$$P(\omega_i \mid \mathbf{x}) = \frac{p(\mathbf{x} \mid \omega_i)P(\omega_i)}{\sum_j p(\mathbf{x} \mid \omega_j)P(\omega_j)}$$

Bayes决策的三个前提:

- 1) 类别数确定
- 2) 各类的先验概率 $P(\omega_i)$ 已知
- 3) 各类的条件概率密度函数 $p(\mathbf{x}|\omega_i)$ 已知



基于样本估计概率密度

基于样本直接确定判别函数

(直接设计分类器)

- 正态分布的Bayes决策例解

- ◆两类的识别问题: 医生要根据病人血液中白细胞的浓度来判断病人是否患血液病。
- ◆根据医学知识和以往的经验, 医生知道:
 - ▶ 患病的人,白细胞的浓度服从均值2000,标准 差1000的正态分布;未患病的人,白细胞的浓 度服从均值7000,标准差3000的正态分布;
 - ▶一般人群中,患病的人数比例为0.5%。
 - ▶一个人的白细胞浓度是3100, 医生应该做出怎样的判断?

- 正态分布的Bayes决策例解

◆ 数学表示:

- μ 用 ω 表示 "类别"这一随机变量, ω ₁表示患病, ω ₂表示正常;
- > x表示"白细胞浓度"这个随机变量。
- ◆ 本例医生掌握的知识非常充分,包括:
 - 1) 类别的先验分布: $P(\omega_1) = 0.5\%$, $P(\omega_2) = 99.5\%$ 先验分布: 没有获得观测数据(病人白细胞浓度)之前,已知的关于类别的分布(某类事物出现的比例)。

- 正态分布的Bayes决策例解

- 2) 观测数据自细胞浓度分别在两种情况下的类条件分布: $P(x|\omega_1) \sim N(2000,1000^2)$ $P(x|\omega_2) \sim N(7000,3000^2)$
- ◆ 样本观测值: x = 3100 $P(3100|ω_1) = 2.1785e-004, P(3100|ω_2) = 5.7123e-005$
- ◆ 计算后验概率: $P(\omega_1|3100)=1.9\%$, $P(\omega_2|3100)=98.1\%$
- ◆ 医生的判断:正常



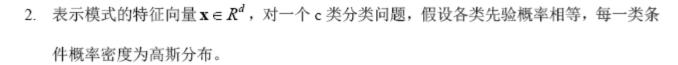
1. 对一个 c 类分类问题, 假设各类先验概率为 $P(\omega_i)$, i=1,...,c, 条件概率密度为

 $P(\mathbf{x} \mid \omega_i), i = 1,...,c$ (这里 \mathbf{x} 表示特征向量),将第 j 类模式判别为第 i 类的损失为 λ_{ii} 。

- (1) 请写出贝叶斯最小风险决策和最小错误率决策的决策规则;
- (2) 引入拒识 (表示为第 c+1 类), 假设决策损失为

$$\lambda_{ij} = \begin{cases} 0, & i = j \\ \lambda_r, & i = c+1 \\ \lambda_s, & \text{otherwise} \end{cases}$$

请写出最小损失决策的决策规则(包括分类规则和拒识规则)。



- (1) 请写出类条件概率密度函数的数学形式;
- (2)请写出在下面两种情况下的最小错误率决策判别函数: (a)类协方差矩阵不等; (b) 所有类协方差矩阵相等。

3 设工1, x2,…, x1, 是来源于巴知协方差矩阵、未知均值的正态分布的向量,即每位同学严格命名

$$p(\mathbf{x}_{k}; \boldsymbol{\mu}) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x}_{k} - \boldsymbol{\mu})^{\mathsf{T}} \Sigma^{-1} (\mathbf{x}_{k} - \boldsymbol{\mu})\right)$$

求出未知均值向量的最大似然估计。

假设在 上例中的未知均值向量μ现在是已知的,且服从的正态分布是

$$p(\mu) = \frac{1}{(2\pi)^{l/2} \sigma_{\mu}^{l}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{\|\mu - \mu_{0}\|^{2}}{\sigma_{\mu}^{2}}\right)$$

通过下式得到最大后验概率估计:

$$\frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\mu}} \ln \left(\prod_{k=1}^{N} p(\boldsymbol{x}_{k} | \boldsymbol{\mu}) p(\boldsymbol{\mu}) \right) = 0$$

学号_姓名

作业缴交地址:

ftp://210.34.246.224/

210.34.246.224 ▶ 作业缴交 ▶ 计算机学院_柳欣 ▶ 研究生模式识别课程 ▶ 作业1

工具(T) 帮助(H)