第二章统计决策方法

苏智勇

可视计算研究组南京理工大学

suzhiyong@njust.edu.cn
https://zhiyongsu.github.io

一、概率

_ **频率**:
$$f_n(A) = \frac{n_A}{n} = \frac{A发生次数}{b}$$
, 表示事件 A 发生的频数/频率

- 概率:表示事件A出现的可能性大小, $P(\cdot)$ 满足如下条件
 - ▶ 非负性: $P(A) \ge 0$
 - 规范性/正则性: $P(\Omega) = 1$

可列可加性: 若
$$A_1, A_2, \ldots, A_n$$
互不相容,则 $P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P\left(A_i\right)$

一、概率

- 概率的性质

$$P(\overline{A})=1-P(A)$$

$$P(A \mid B) = P(A) + P(B) - P(AB)$$

$$P(\bigcup_{i=1}^{n} A_i) = \sum_{i=1}^{n} P(A_i) - \sum_{1 \le i < j \le n} P(A_i A_j) + \sum_{1 \le i < j < k \le n} P(A_i A_j A_k) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_i A_2 \dots A_n)$$

二、条件概率

对于事件A和B,若P(A) > 0时,则称 $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}$ 为在A出现的条件

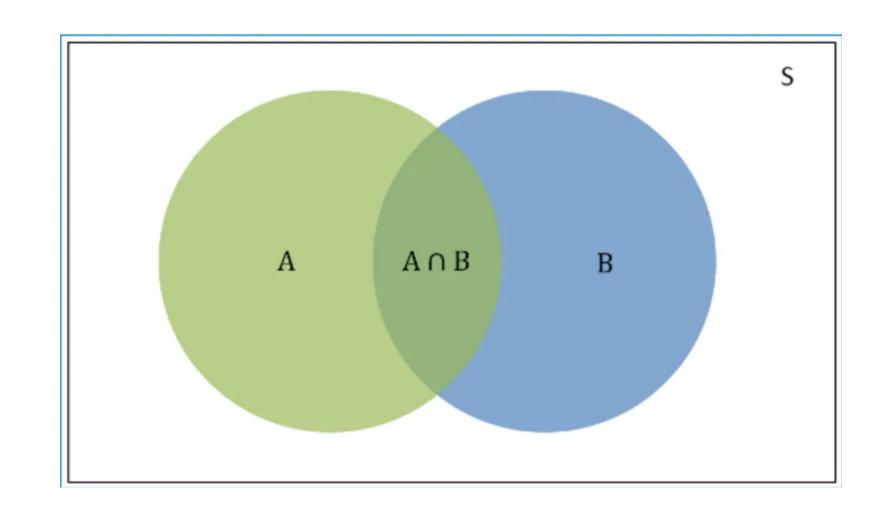
下,B出现的条件概率。

- 乘法公式

$$\checkmark P(AB) = P(A) \cdot P(B \mid A) = P(B) \cdot P(A \mid B)$$

$$\checkmark P(ABC) = P(A)P(B|A)P(C|AB)$$

$$P(A_1 A_2 \cdots A_n) = P(A_1) P(A_2 \mid A_1) P(A_3 \mid A_1 A_2) \cdots P(A_n \mid A_1 \cdots A_{n-1})$$



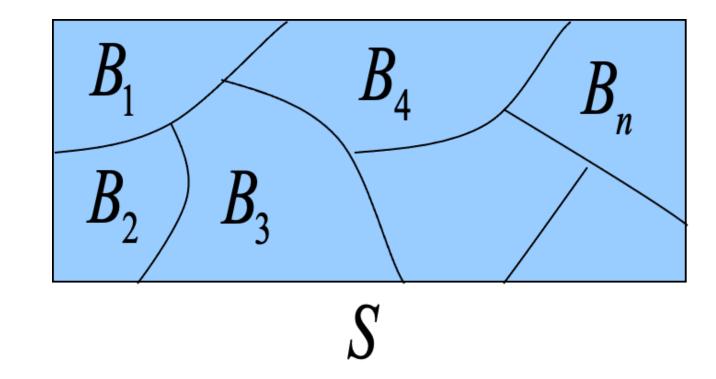
二、条件概率

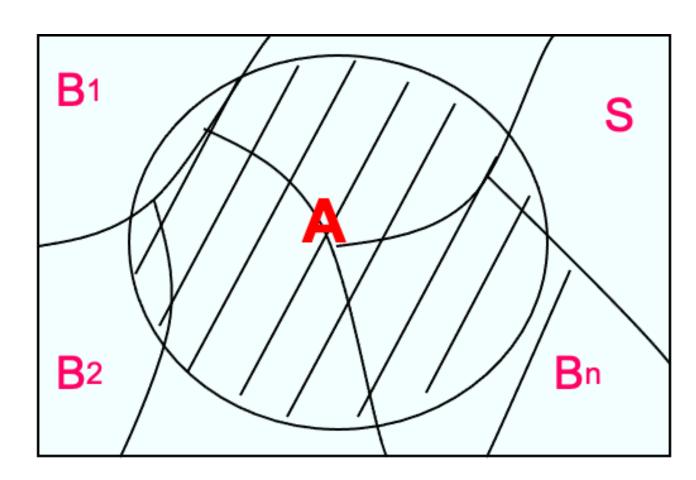
- 全概率公式

设事件 B_1, B_2, \dots, B_n 为样本空间S的一个划分,且 $P(B_i) > 0$,则:

$$P(A) = \sum_{j=1}^{n} P(AB_j) = \sum_{j=1}^{n} P(B_j) \cdot P(A \mid B_j)$$

- •属于**先验概率**: A为"结果", B_j 为导致A发生的诸多"原因"之一,全概率公式可视为"**由因求果**"问题中的"因"出现的概率。
- **•直观理解**:这件事还没有发生,根据以往的经验和数据推断出这件事会发生的概率(例如抛硬币)。

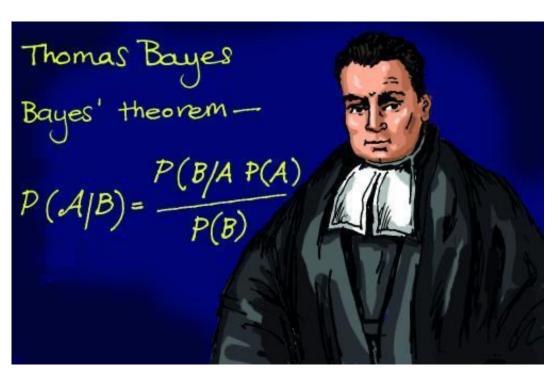




Visual Computing Group @ NJUST

二、条件概率

- 贝叶斯公式



设事件 B_1, B_2, \dots, B_n 为样本空间S的一个划分,且P(A) > 0, $P(B_i) > 0$,则:

$$P(B_i \mid A) = \frac{P(AB_i)}{P(A)} = \frac{P(B_i)P(A \mid B_i)}{P(A)} = \frac{P(B_i)P(A \mid B_i)}{\sum_{j=1}^{n} P(B_j)P(A \mid B_j)}$$

- rack 属于后验概率:在得到"结果"A的信息后重新修正的概率,是"**执果寻因**"问题中的"果"。
- · 类概率密度 $P(A \mid B_i)$: 在类 B_i 条件下的概率密度,即类 B_i 模式A的概率密度分布。
- **直观理解**:事件A已经发生,但是导致A发生的原因可能有多种(B_j),计算A发生的原因是由某个因素引起的概率。

二、条件概率

- 先验概率 $P(B_i)$
 - ·以全事件(一般是统计获得)为背景下,事件 B_i 发生的概率, $P(B_i) = P(B_i \mid \Omega)$
 - ► 根据以往经验和分析得到的概率,称为先验概率(没有实验前的概率),如**全概率公式**
- -后验概率 $P(B_i \mid A)$
 - · 以新事件A为背景下,事件 B_i 发生的概率, $P(B_i \mid A)$
 - ・新事件一般是实验,如实验A,此时的事件背景从全事件变成了A,该事件A可能对 B_i 的概率有影响,从 $P(B_i \mid \Omega)$ 变为 $P(B_i \mid A)$,称为后验概率,即试验(事件A发生)后的概率

三、随机变量

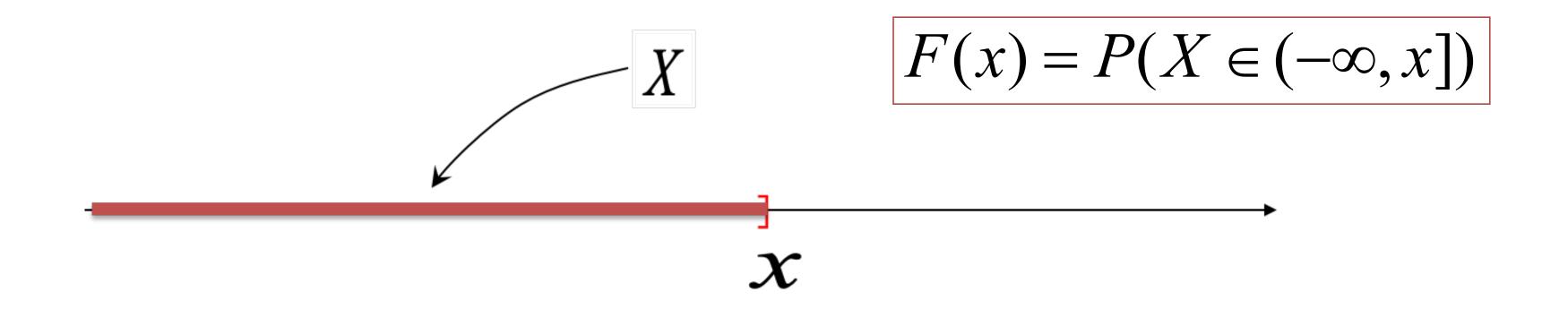
- -定义:若随机变量X的取值为有限个或可数个,则称X为离散型随机变量
- 性质:

$$P(X = x_k) = p_k, k = 1, 2, \dots$$

$$p_k \ge 0, \quad \sum_{k=1}^{+\infty} p_k = 1$$

四、概率分布函数

- **定义**: 随机变随机变量X, 对任意实数x, 称函数 $F(x) = P(X \le x)$ 为X的概**率分布函数**,简称**分布函数**。
- 几何意义:



五、概率密度函数

- **定义**:对于随机变量X的分布函数F(x),若存在非负的函数f(x),使对于任

意实数
$$x$$
有: $F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt$,则称 X 为连续型随机变量,其中 $f(x)$ 称为 X

的概率密度函数,简称概率密度。

五、概率密度函数

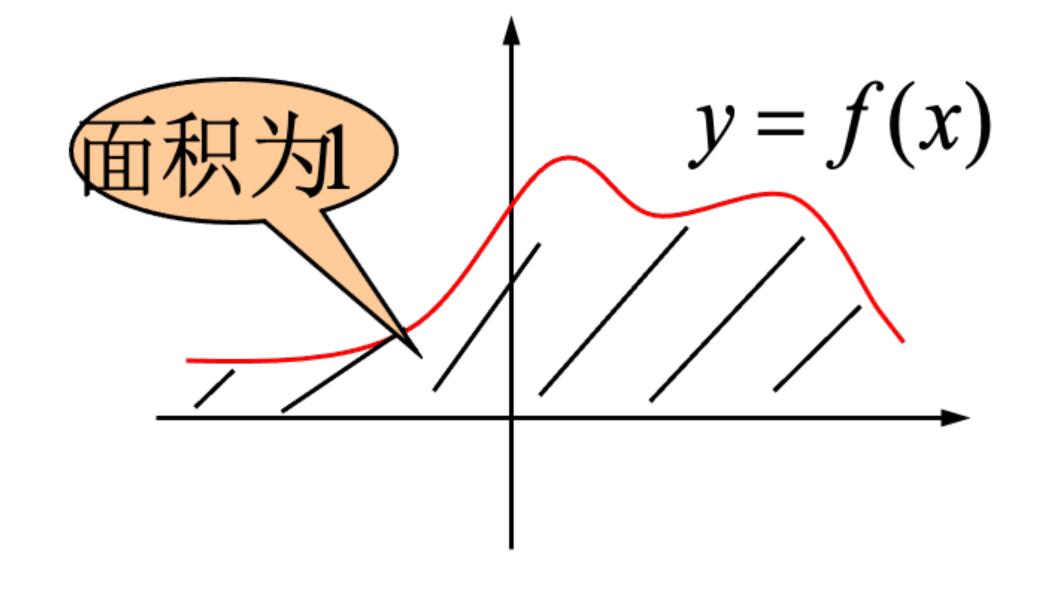
- 性质

$$f(x) \ge 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$$

$$P(X \in D) = \int_{D} f(x) dx, \text{ 任意} D \subset R$$





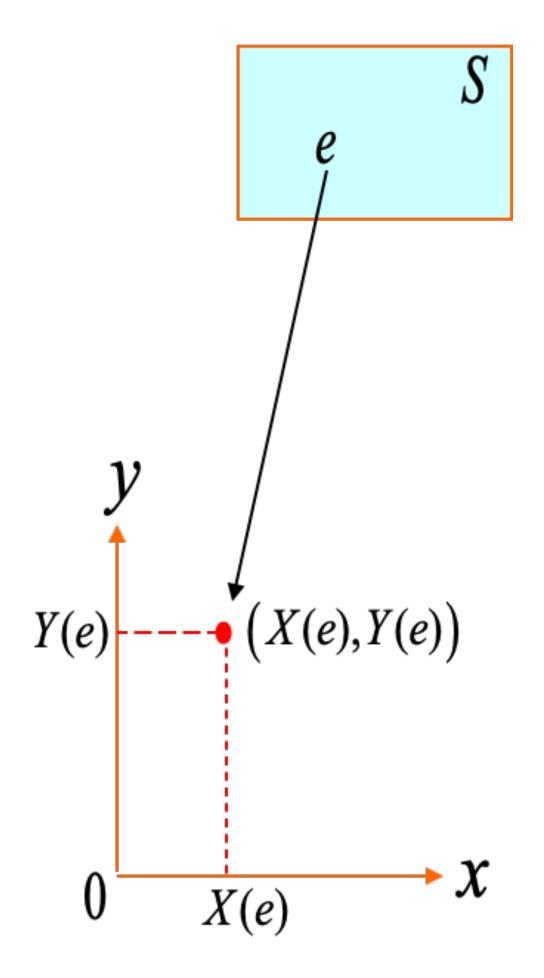
六、二元随机变量

- 定义: 设E是一个随机试验, 样本空间

 $S = \{e\}; 设X = X(e)和Y = Y(e)$ 是定义

在S上的随机变量,由它们构成的向量

(X,Y)称为二维随机向量或二元随机变量。



Visual Computing Group @ NJUST

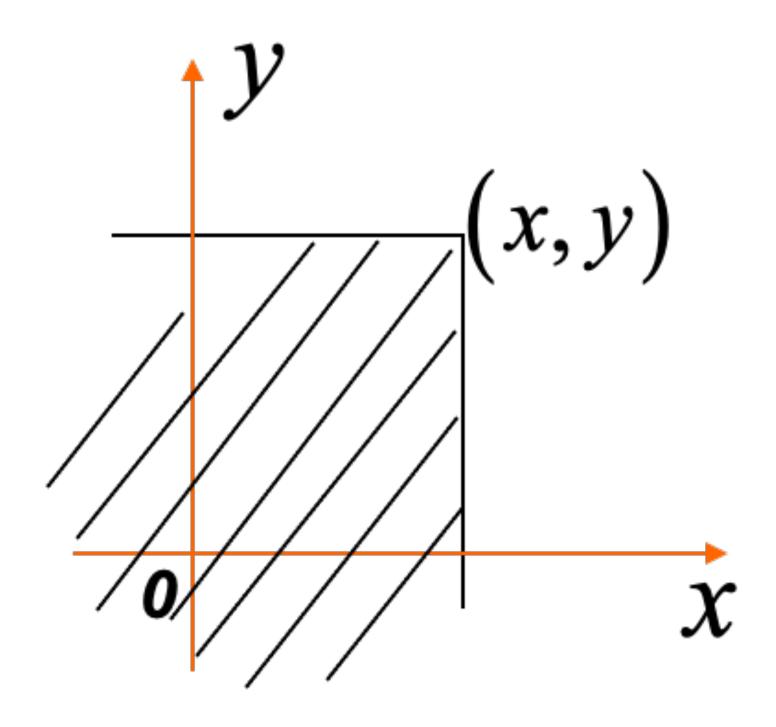
七、联合分布函数

-**定义**:设(X,Y)是二元随机变量,对于任意

实数x,y,二元函数

$$F(x,y) = P(X \le x, Y \le y)$$

称为二元随机变量(X, Y)的联合分布函数



八、边际/边缘分布函数

-**定义**: X和Y也有它们自己的分布函数,分别记为 $F_X(x)$, $F_Y(y)$ 并称他们

为边际/边缘分布函数

$$F_X(x) = P(X \le x) = F(x, +\infty)$$

$$F_Y(y) = P(Y \le y) = F(+\infty, y)$$

$$F_{X}(x) = P(X \le x)$$

$$= P(X \le x, Y < +\infty)$$

$$= F(x, +\infty)$$

$$X \longrightarrow X$$
@wwbysq

Visual Computing Group @ NJUST

九、条件分布函数

- **定义**: 若P(Y = y) > 0,则在Y = y条件下,X的条件分布函数为

$$F_{X|Y}(x \mid y) = P(X \le x \mid Y = y) = \frac{P(X \le x, Y = y)}{P(Y = y)}$$

十、联合概率密度函数

- **定义**: 对于二元随机变量(X,Y)的分布函数F(x,y),如果存在非负函数 f(x,y),使对于任意x,y,有

$$F(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v) du dv$$

则称(X,Y)为二元连续型随机变量,并称f(x,y)为二元随机变量(X,Y)的**联合** 概率密度函数。

十一、数字特征

期望(数学期望,均值)

$$E(g(X,Y)) = \begin{cases} \sum_{i} g(x_{i}, y_{j}) p_{ij}, \, \text{若}(X,Y) \text{是离散型} \\ \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy, \, \text{若}(X,Y) \text{是连续型} \end{cases}$$

$$E(g(X)) = \begin{cases} \sum_{i} g(x_i) p_i, & \exists X \text{是离散型} \\ \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) dx, & \exists X \text{是连续型} \end{cases}$$

特别地, 若(X,Y)是连续型,则

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xf(x, y) dx dy$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} yf(x, y) dx dy$$

Visual Computing Group @ NJUST

十一、数字特征

方差:
$$D(X) = Var(X) = E\{[X - E(X)]^2\}. = E(X^2) - [E(X)]^2$$

 $\Rightarrow E(X^2) = Var(X) + [E(X)]^2$

标准差:
$$\sigma(X) = \sqrt{Var(X)}$$

协方差:
$$Cov(X,Y) = E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} = E(XY) - E(X)E(Y)$$
 $\Rightarrow E(XY) = Cov(X,Y) + E(X)E(Y)$

主要内容

- 2.1 引言
- 2.2 最小错误率贝叶斯决策
- 2.3 最小风险贝叶斯决策
- 2.4 Neyman-Pearson决策
- 2.5 正态分布时的统计决策
- 2.6 错误率

• 贝叶斯定理有什么用

根据有限的历史数据预测未来事情发生的概率,帮助我们更好地决策。



正向概率



逆概率

Visual Computing Group @ NJUST

• 贝叶斯定理怎么用

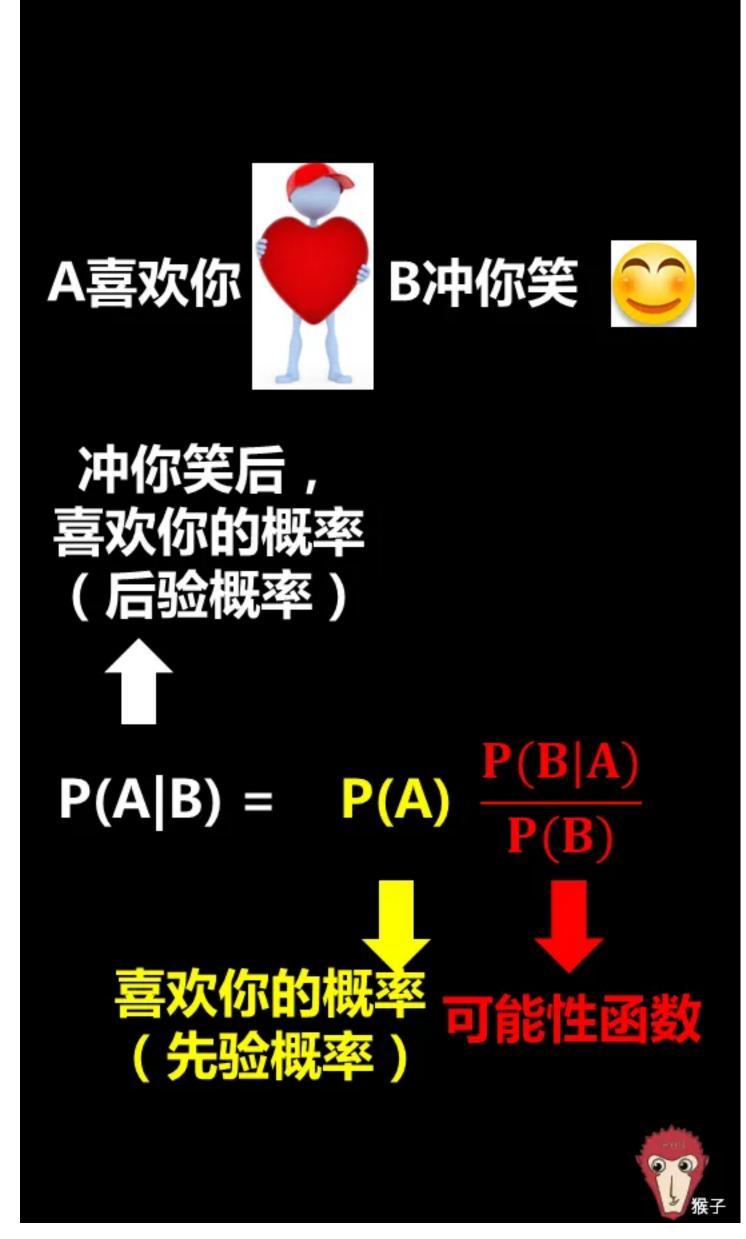
- 思路:在主观判断的基础上,先估计一个值(先验概率),然后根据观察的新信息不断修正(可能性函数)。

例:我的朋友小鹿说,他的女神每次看到他的时候都冲他笑,他现在想知道女神是不是喜欢他呢?

- 问题: 女神是否喜欢你, 记为A事件

- 已知: 女神经常冲你笑, 记为B事件

- **求解**: P(A|B),表示女神经常冲你笑这个事件(B)发生后, 女神喜欢你(A)的概率

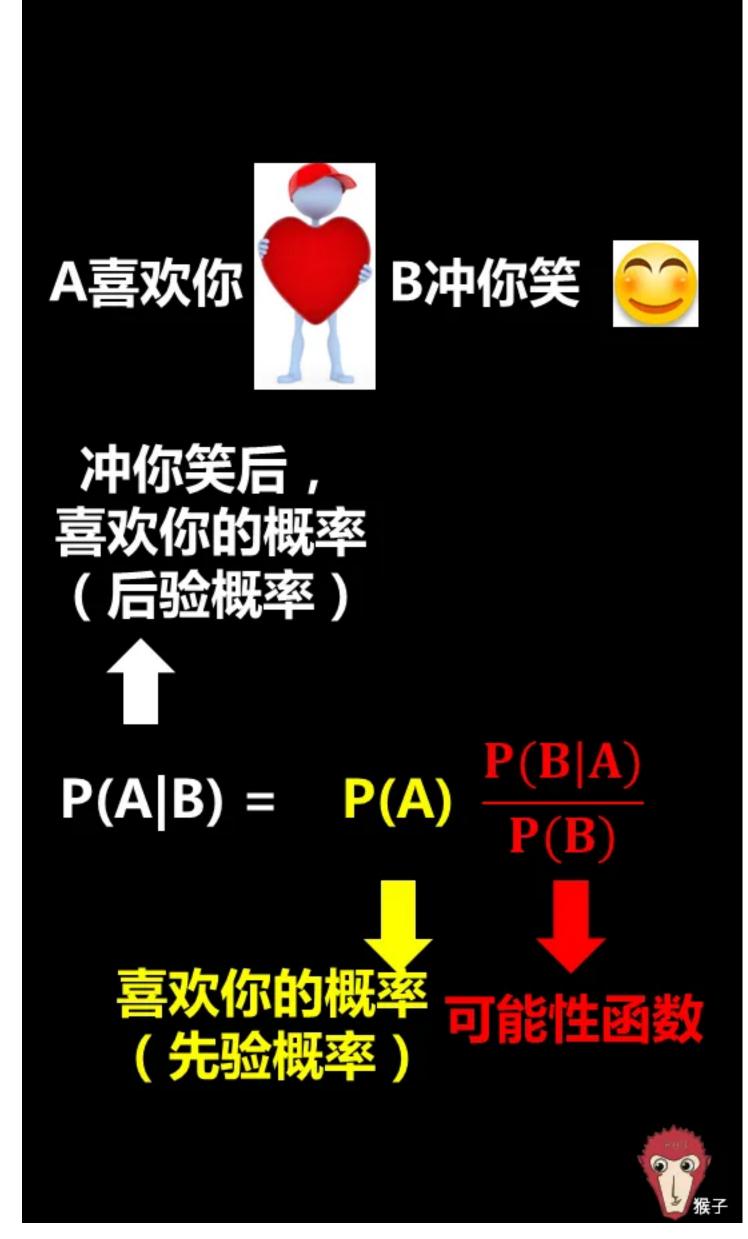


• 先验概率 P(A)

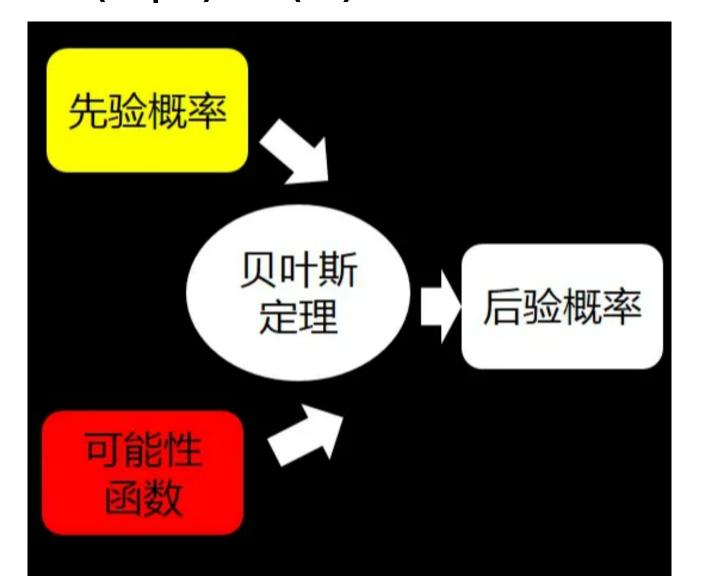
- 在不知道B事件的前提下,我们对A事件概率的一个主观判断。
- 假设P(A)=50%, 也就是不喜欢你,可能不喜欢你的概率都是一半

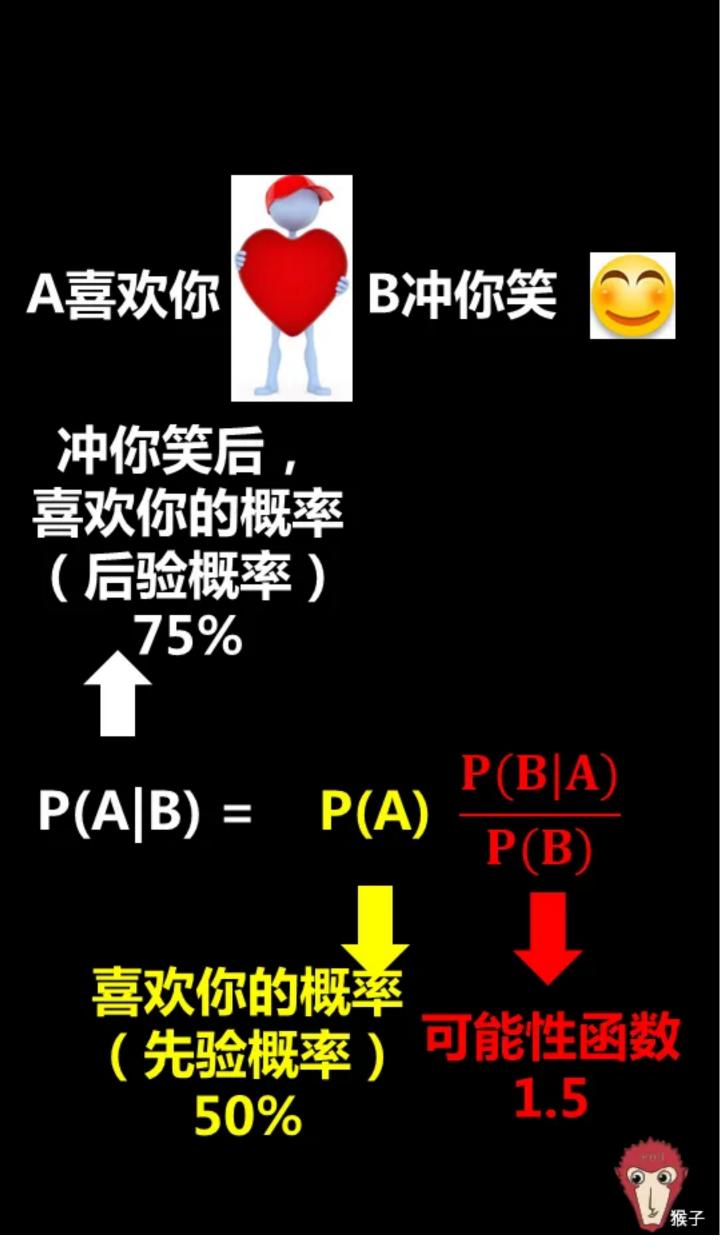
• 可能性函数 P(B|A)/P(B)

- 调整因子,新信息B带来的调整,作用是将先验概率(之前的主观判断)调整到更接近真实概率
- P(B|A)/P(B)=1.5: 走访调研女神的闺蜜,发现女神平日比较高冷,很少对人笑,也就是对你有好感的可能性比较大(可能性函数>1)



- 后验概率 P(A|B)
 - 在B事件发生之后,我们对A事件概率的重新评估。 这个例子里就是在女神冲你笑后,对女神喜欢你的 概率重新预测
 - $P(A|B) = P(A)^* P(B|A)/P(B)=50\% *1.5=75\%$





Visual Computing Group @ NJUST

给一个硬币 X, 没有任何信息, 猜是5角还是1角。

- 设: $P(\omega_1)$ 为1角的概率, $P(\omega_2)$ 为5角的概率; $P(\omega_i)$ 为先验概率 (priori probability),没有对样本进行任何观测情况下的概率。
- 错误率: 在所有可能出现的样本上类别决策错误的概率

$$P(\text{error}) = 1 - P(\omega_1) = P(\omega_2)$$
 (如果决策 $x \in \omega_1$)

- 决策规则 (最小错误率准则):

$$\chi \begin{cases} \in \omega_1 & P(\omega_1) \ge P(\omega_2) \\ \in \omega_2 & P(\omega_1) < P(\omega_2) \end{cases}$$

给一个硬币,已知重量 x, 猜是5角还是1角。

- 设: $P(\omega_i|x)$ 为已知硬币重量为x的情况下硬币属于各类的概率,即后验概率 (posterior probability)。
- 根据贝叶斯公式求解 $P(\omega_i|x)$:

$$P(\omega_i | x) = \frac{P(\omega_i, x)}{P(x)} = \frac{P(x | \omega_i)P(\omega_i)}{P(x)}$$

- 决策规则:

- 错误率

$$P(\text{error } \mid x) = 1 - P(\omega_1 \mid x) = P(\omega_2 \mid x)$$
 (如果决策 $x \in \omega_1$)

• 定义

最小错误率贝叶斯决策从最小错误率出发,利用概率论中的贝叶斯公式,得出使错误率最小的分类决策。

$$\min P(\text{error}) = \min \int P(\text{error} \mid x) P(x) dx \Rightarrow \min P(\text{error} \mid x) \quad \forall x$$

• 二分类最小错误率贝叶斯决策

$$P(\omega_i | x) = \frac{P(\omega_i, x)}{P(x)} = \frac{P(x | \omega_i)P(\omega_i)}{P(x)}$$

以二分类为例,对应的最小错误率贝叶斯决策如下:

如果
$$P(\omega_1 \mid x) > P(\omega_2 \mid x)$$
,则 $x \in \omega_1$;反之, $x \in \omega_2$

简记作:

如果
$$P(\omega_1 \mid x) \leq P(\omega_2 \mid x)$$
,则 $x \begin{cases} \in \omega_1 \\ \in \omega_2 \end{cases}$

等价为:

若似然比
$$l(x) = \frac{p(x \mid \omega_1)}{p(x \mid \omega_2)} \le \lambda = \frac{p(\omega_2)}{p(\omega_1)}, \quad 则 x \left\{ \in \omega_1 \in \omega_2 \right\}$$

癌细胞识别问题: ω_1 正常细胞, ω_2 癌细胞。某地区,经大量统计获先验概率 $P(\omega_1)$, $P(\omega_2)$ 。 若给定该地区某人细胞 x ,判断该细胞种类。假定特征 x 表示细胞核总的光密度,维数为1。

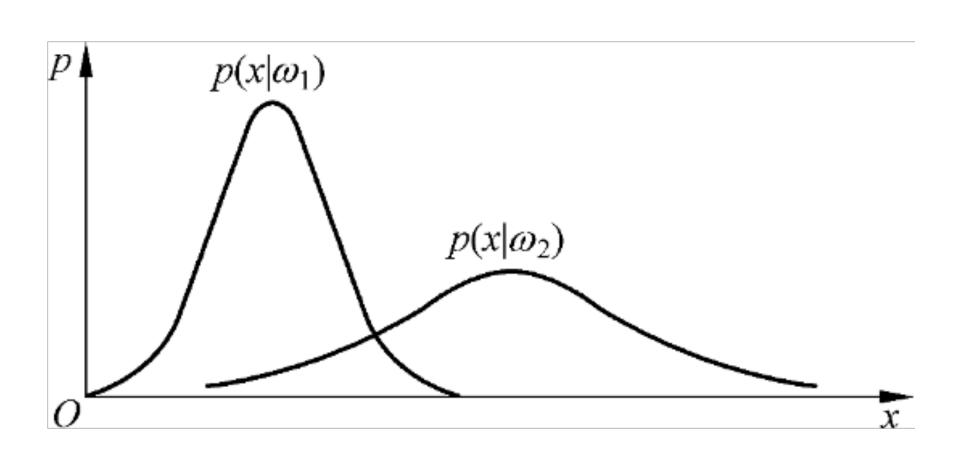
- 利用先验概率判断

如果 $P(\omega_1) > P(\omega_2), x \in \omega_1; 反之, x \in \omega_2$ 。

ho 无意义分类器决策:先验概率 $P(\omega_i)$ 只能提供整体上两类细胞出现比例的估计,不能用于对个体的判断。

- 先计算后验概率 $P(\omega_1 \mid x)$, $P(\omega_2 \mid x)$, 然后再判断类别
 - ► 已知: 先验概率 $P(\omega_1)$, $P(\omega_2)$
 - ► 计算类条件概率密度 $P(x \mid \omega_i)$:细胞 ω_i 光密度值的概率密度,可以根据之前收集的细胞图像数据计算获得

$$P(\omega_i | x) = \frac{P(\omega_i, x)}{P(x)} = \frac{P(x | \omega_i)P(\omega_i)}{P(x)}$$



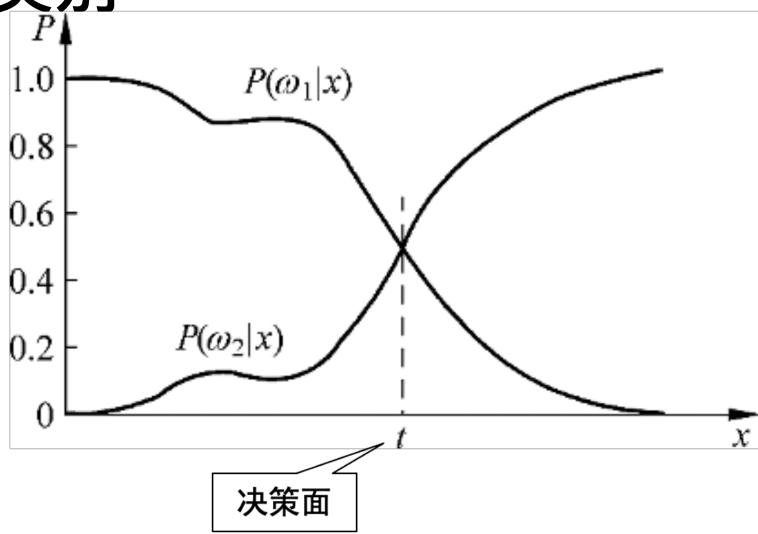
Visual Computing Group @ NJUST

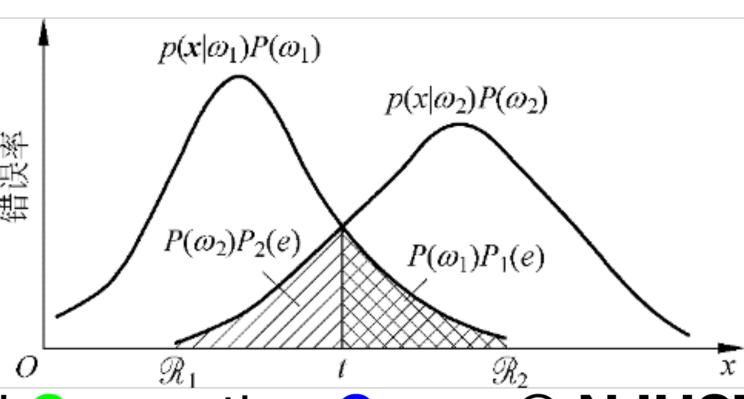
- 先计算后验概率 $P(\omega_1 \mid x)$, $P(\omega_2 \mid x)$, 然后再判断类别
 - ► 计算后验概率 $P(\omega_1 \mid x)$, $P(\omega_2 \mid x)$

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

▶ 决策规则: 选择后验概率大的一类

$$\begin{cases} P(\omega_1 \mid x) > P(\omega_2 \mid x), & x \in \omega_1 \\ P(\omega_1 \mid x) < P(\omega_2 \mid x), & x \in \omega_2 \end{cases}$$

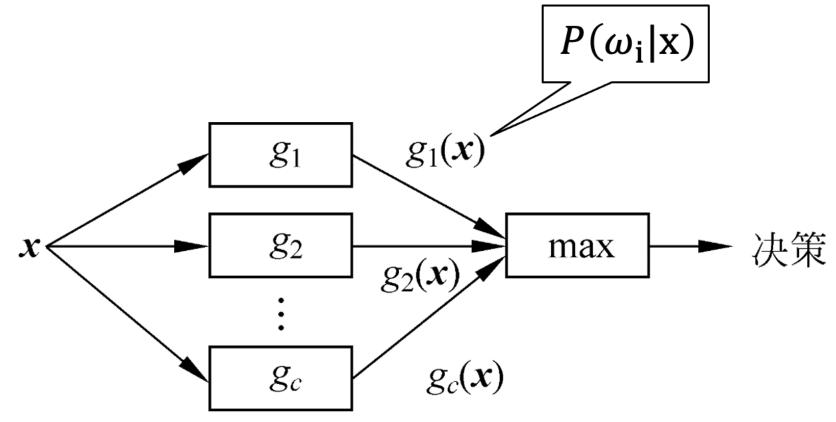




Visual Computing Group @ NJUST

• 多分类最小错误率贝叶斯决策

设类别数为c,则对应的最小错误率贝叶斯决策如下:



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

由于其贝叶斯公式分母相同,只需要比较分子,因此,可以等价于:

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

2.3 最小风险贝叶斯决策

• 决策原则

考虑各种错误决策造成损失不同时的一种最优决策。

• 风险/期望损失

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

- $\lambda(\alpha_i, \omega_i)$: 损失函数,对状态为 ω_i 的向量 x 采取策略 α_i 所带来的损失;由具体应用确定
- *x*: 样本, *d* 维特征向量
- ω_i : 状态,共有 c 个可能的状态,构成状态空间
- α_i : 决策, 共有 k 个决策, 组成决策空间

2.3 最小风险贝叶斯决策

• 最小风险

$$R(\alpha_i \mid x) = \begin{cases} \lambda(\alpha_1, \omega_2) \cdot P(\omega_2 \mid x) & (\text{ unperpersion of } x \in \omega_1) \\ \lambda(\alpha_2, \omega_1) \cdot P(\omega_1 \mid x) & (\text{ unperpersion of } x \in \omega_2) \end{cases} \quad \min R(\alpha) = \min \begin{cases} R(\alpha(x) \mid x) P(x) dx \\ R(\alpha(x) \mid x) P(x) dx \end{cases}$$

- 最小风险贝叶斯决策
 - 考虑各种错误造成损失不同时的一种最优决策:

$$\alpha = \underset{i=1,\dots,k}{\operatorname{argmin}} R(\alpha_i | x)$$

- 决策表不同会导致不同的决策结果,因此,需要人为合理地确定决策表

2.4 Neyman-Pearson決策

• 两类错误率及评价指标

- 两类: 阳性 (positive)、阴性 (negative)

决策 状态	阳性	阴性
阳性	真阳性 (TP)	假阳性 (FP)
阴性	假阴性 (FN)	真阴性 (TN)

- 第一类错误率 (Type-I error rate): 假阳性/误报/虚警率 $\alpha = FP/(FP+TN)$
 - ▶ 假阳性样本占总阴性样本的比例
- 第二类错误率 (Type-II error rate): 假阴性/漏报率 β = FN/(FN+TP)
 - ▶ 假阴性样本占总阳性样本的比例

2.4 Neyman-Pearson決策

• 两类错误率及评价指标

状态 决策	阳性	阴性
阳性	真阳性 (TP)	假阳性 (FP)
阴性	假阴性 (FN)	真阴性 (TN)

- 灵敏度 (sensitivity): $S_n = TP/(TP + FN) = 1 \beta$
 - ▶ 在真正的阳性样本中有多少比例能被正确检测出来,或没有被误判
- 特异度 (specificity): $S_p = TN/(TN + FP) = 1 \alpha$
 - ▶ 在真正的阴性样本中有多少比例能被正确检测出来,或没有被误判

2.4 Neyman-Pearson決策

• 其他常用评价指标

_ 正确率 (accuracy):
$$Acc = \frac{TP + TN}{TP + TN + FP + FN}$$

_ 召回率 (recall):
$$\operatorname{Rec} = \frac{TP}{TP + FN}$$

_ 正确率 (precision):
$$Pre = \frac{TP}{TP + FP}$$

_ **F**度量 (F-measure) :
$$F = \frac{2Rec \cdot Pre}{Rec + Pre}$$

决策	阳性	阴性
阳性	真阳性 (TP)	假阳性 (FP)
阴性	假阴性 (FN)	真阴性 (TN)

Neyman-Pearson决策

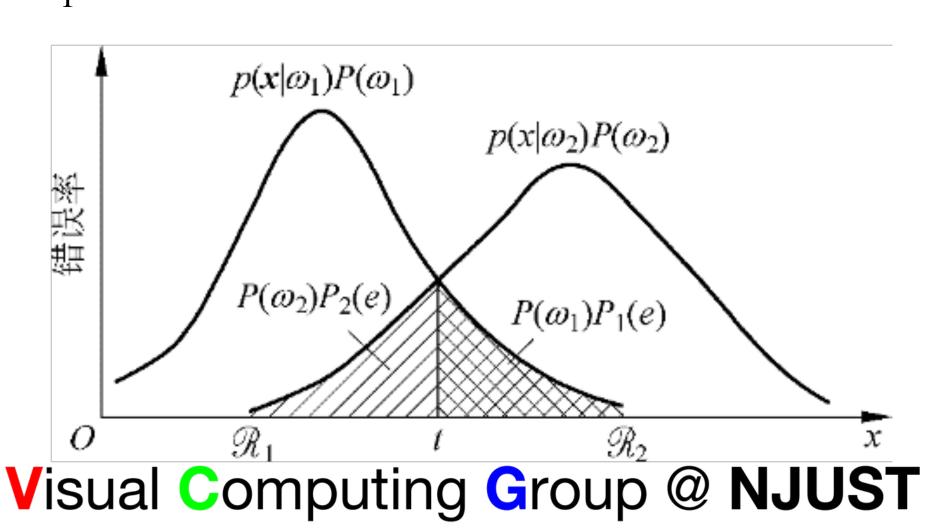
- 决策的引入:保证某一类错误率不变的前提下,最小化另一类错误率。假设R₁,R₂分别为第一、二两类的决策域, ω_1 类为阴性, ω_2 类为阳性,t 为分界面,第一类错误率和第二类错误率分别表示为:

$$P_1(e) = \int_{\mathbb{R}_2} p(x \mid \omega_1) dx, \qquad P_2(e) = \int_{\mathbb{R}_1} p(x \mid \omega_2) dx$$

那么决策可以转化为如下约束最优化问题:

$$\min P_1(e)$$

s.t.
$$P_2(e) - \varepsilon_0 = 0$$

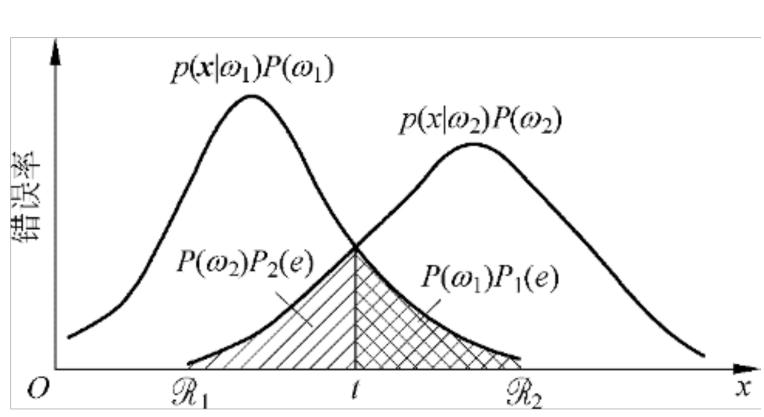


- Neyman-Pearson决策
 - 转化:利用拉格朗日乘子法,将上述约束优化问题转化为无约束优化问题(拉格朗日函数),其中 λ 是拉格朗日乘子

$$\min \ \gamma = P_1(e) + \lambda \left(P_2(e) - \varepsilon_0 \right)$$

$$\gamma(x,\lambda) = \int_{\mathbb{R}_2} p(x \mid \omega_1) dx + \lambda \left[\int_{\mathbb{R}_1} p(x \mid \omega_2) dx - \varepsilon_0 \right]_{\mathbb{R}_2}$$

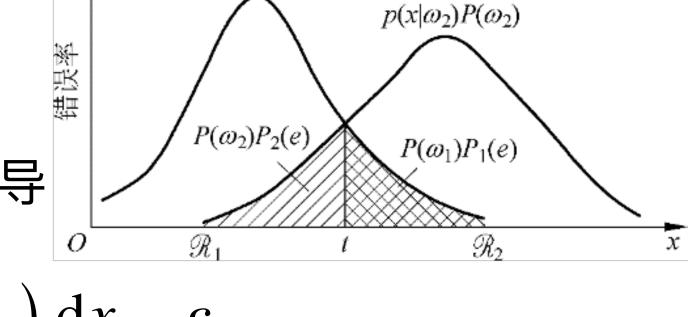
$$= (1 - \lambda \varepsilon_0) + \int_{\mathbb{R}_+} \left[\lambda p(x \mid \omega_2) - p(x \mid \omega_1) \right] dx^{\frac{|\alpha|}{|\alpha|}}$$



Visual Computing Group @ NJUST

Neyman-Pearson决策

优化目标: 求解使 $\gamma(x,\lambda)$ 最小的决策边界 x=t,分别对 λ 和 x 分别求导



$$\frac{\partial \gamma}{\partial x} = \lambda p \left(x \mid \omega_2 \right) - \rho \left(x \mid \omega_1 \right), \qquad \frac{\partial \gamma}{\partial \lambda} = \int_{R_1} p \left(x \mid \omega_2 \right) dx - \varepsilon_0$$

在γ的极值处这两个导数都应该为0,因此,在决策边界上应满足:

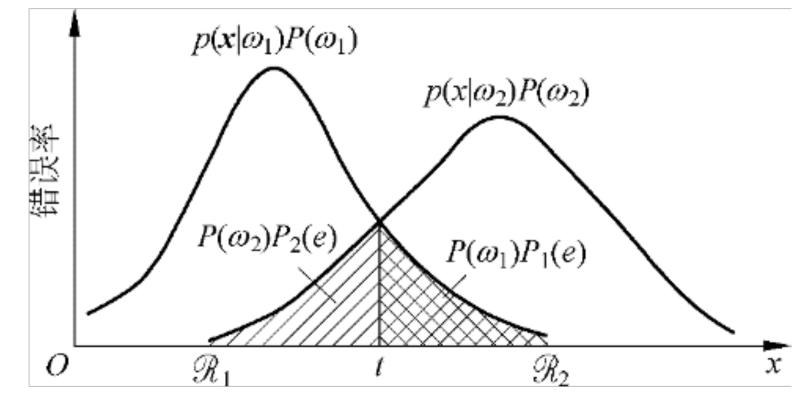
$$\lambda = \frac{p(x \mid \omega_1)}{p(x \mid \omega_2)}, \qquad \int_{R_1} p(x \mid \omega_2) dx = \varepsilon_0$$

要使 $\gamma(x,\lambda)$ 最小,应选择R₁使积分项内全为负值,因此,R₁应使得下式成立的 x 组成的区域:

$$\lambda p\left(x\mid\omega_{2}\right)-p\left(x\mid\omega_{1}\right)<0$$

- Neyman-Pearson决策
 - 决策规则:

$$l(x) = \frac{p(x \mid \omega_1)}{p(x \mid \omega_2)} \leq \lambda, \quad \text{If } x \in \begin{cases} \omega_1 & \text{old} \\ \omega_2 & \text{old} \end{cases}$$



利用数值方法,基于似然比l(x)和似然比密度函数 $P(l \mid \omega_2)$ 求解 λ :

$$P_2(e) = 1 - \int_0^{\lambda} p(l \mid \omega_2) dl = \varepsilon_0$$

- ► $p(l \mid \omega_2) \ge 0$, $P_2(e)$ 是 λ 的单调函数
- ► 采用试探法寻找一个合适的 λ 值,满足 $P_2(e) = \varepsilon_0$ 且 $P_1(e)$ 尽可能小

• 三种决策规则的比较

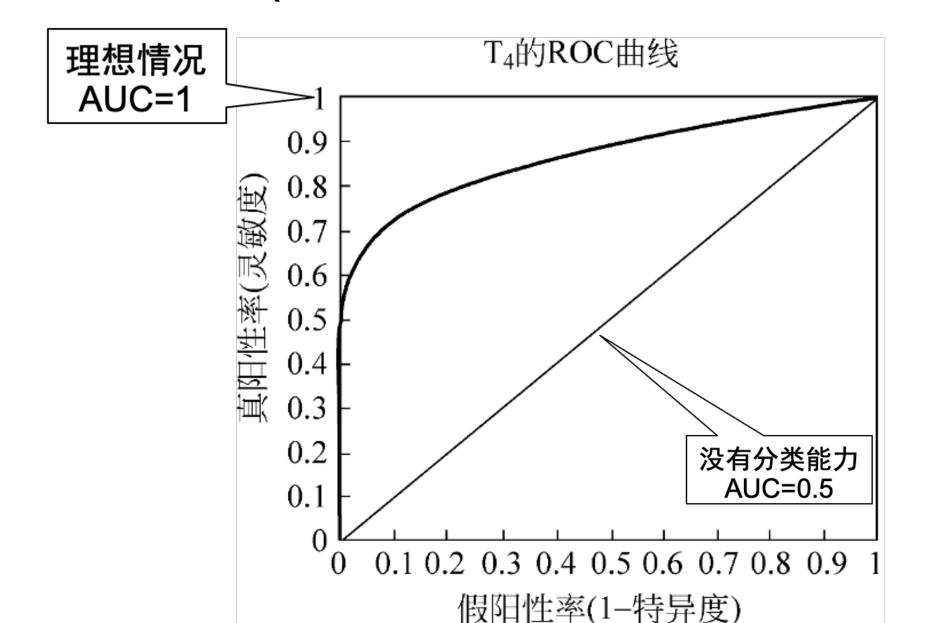
- 本质: 采用不同的决策阈值, 可以达到不同的错误率。

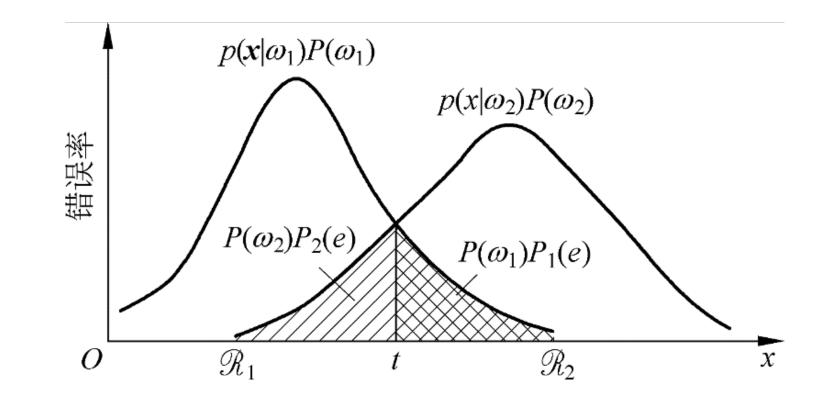
决策名称	含义
最小错误率决策	先验概率比P(w2)/P(w1)作阈值,达到总的 <mark>错误率最小</mark> ,即两类错误率加权之和最小
最小风险决策	阈值中考虑了对两类错误率不同的 <mark>惩罚</mark> ,实现 <mark>风险最小</mark>
Neyman-Pearson决策	通过调整阈值,使一类的错误率为指定数值,而另一类的错误率求最小

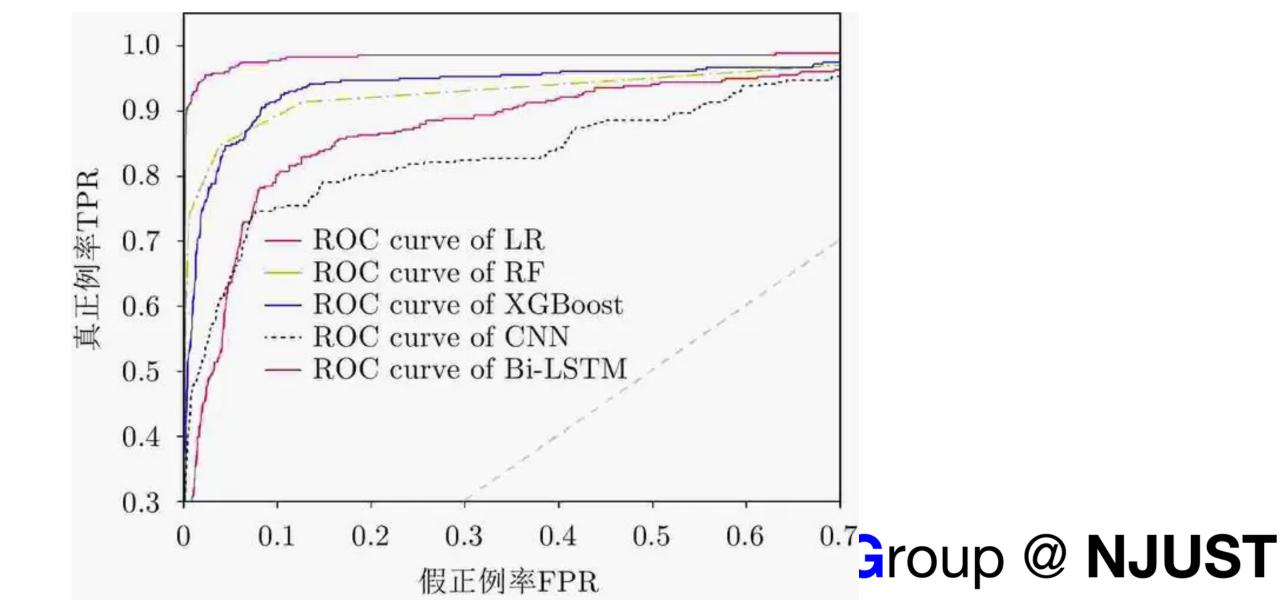
• ROC曲线

- ROC (Receiver Operating Characteristic) 曲线
 - ► 用于阈值选择和模型比较









2.5 正态分布时的贝叶斯决策

2.5.1 正态分布及其性质回顾

• 单变量正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$

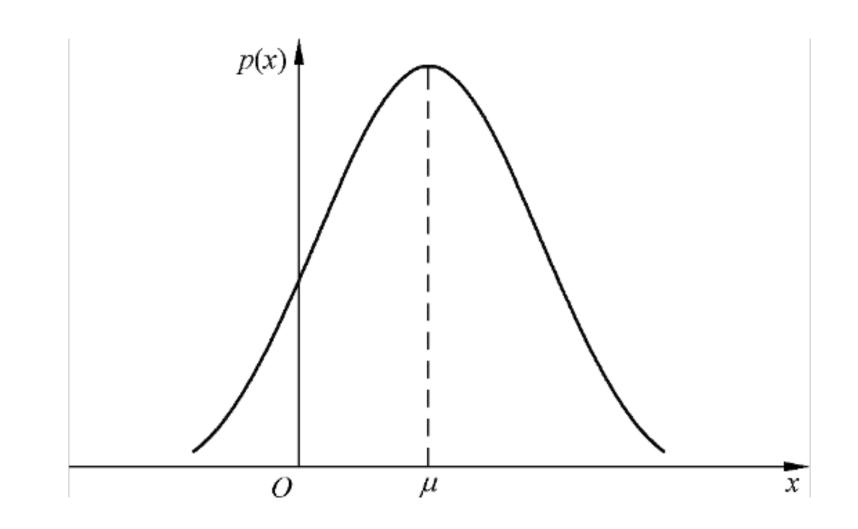
$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right\}$$

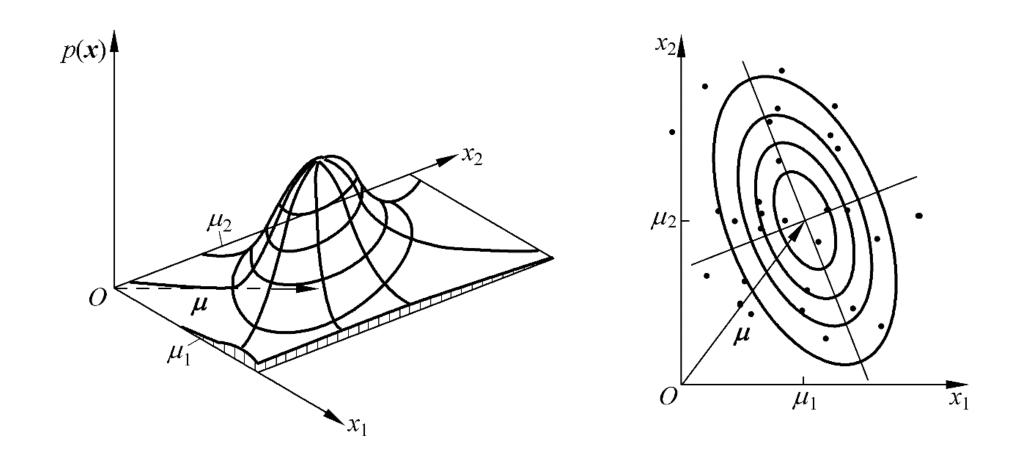
$$\mu = E\{x\} = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx, \ \sigma^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 p(x)dx$$

• 多元正态分布 $N\left(\mu,\Sigma\right)$

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

$$\mu = E\{x\}, \ \Sigma = E\{(x - \mu)(x - \mu)^T\}$$



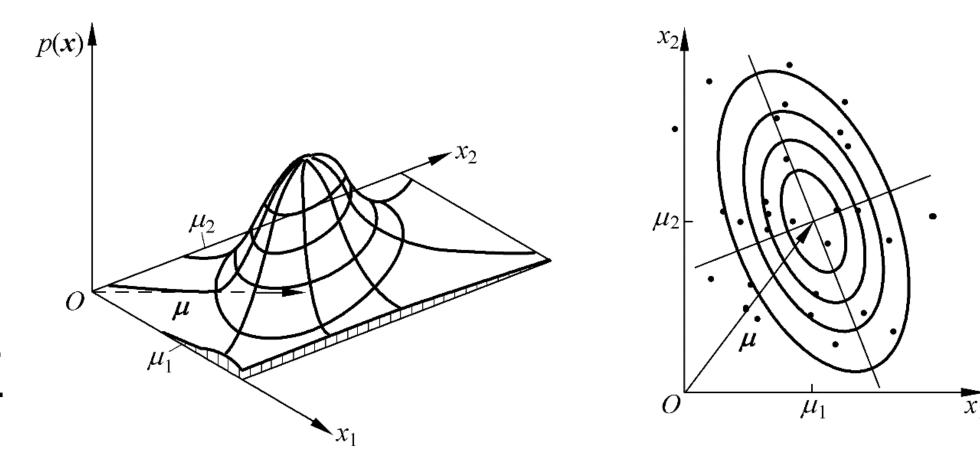


Visual Computing Group @ NJUST

2.5.1 正态分布及其性质回顾

- 多元正态分布由均值 μ 和协方差 Σ 完全确定
- 等密度点形成超椭球面
- 不相关性等价于独立性
 - 若分量 x_i 和分量 x_j 不相关 $\rightarrow x_i$ 和 x_j 相互独立





2.5.1 正态分布及其性质回顾

- 多元正态分布的边缘分布是正态分布 $p(x_i) \sim N(\mu_i, \sigma_{ii}^2)$
- 多元正态分布的条件分布是正态分布
- 多元正态随机向量的线性变换仍为多元正态分布

$$\begin{cases} p(x) \sim N(\mu, \Sigma) \\ y = Ax \end{cases} \Rightarrow p(y) \sim N(A\mu, A\Sigma A^{T})$$

- 多元正态随机向量的线性组合为一维正态随机变量

2.5.2 正态分布下的贝叶斯决策

• 判别函数

- 概率密度函数 $p\left(x\mid\omega_{i}\right)\sim N\left(\mu_{i},\Sigma_{i}\right)$

$$P(\omega_i | x) = \frac{P(\omega_i, x)}{P(x)} = \frac{P(x | \omega_i)P(\omega_i)}{P(x)}$$

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

- 判别函数: 只关注分子, 取对数形式

$$g_i(x) = \ln\left(p\left(x \mid \omega_i\right) p\left(\omega_i\right)\right) = -\frac{1}{2} \left(x - \mu_i\right)^T \Sigma_i^{-1} \left(x - \mu_i\right) + \ln\frac{1}{(2\pi)^{\frac{d}{2}} \left|\Sigma_i\right|^{\frac{1}{2}}} + \ln p\left(\omega_i\right)$$

• 决策面方程

$$g_i(x) = g_j(x) \Longrightarrow -\frac{1}{2} \left[\left(x - \mu_i \right)^T \Sigma_i^{-1} (x - \mu_i) - \left(x - \mu_j \right)^T \Sigma_j^{-1} \left(x - \mu_j \right) \right] - \frac{1}{2} \ln \frac{\left| \Sigma_i \right|}{\left| \Sigma_j \right|} + \ln \frac{p(\omega_i)}{p(\omega_j)} = 0$$

特殊情况下的正态分布的贝叶斯决策

- 各类协方差矩阵相等、且各特征独立、方差 σ^2 相等: $\Sigma_i = \sigma^2$
 - 各类先验概率不相等 $p(\omega_i) \neq p(\omega_i)$, 则有

$$g_i(x) \triangleq -\frac{1}{2\sigma^2} \left(x - \mu_i \right)^T (x - \mu_i) + \ln p \left(\omega_i \right) = -\frac{1}{2\sigma^2} \| x - \mu_i \|^2 + \ln p \left(\omega_i \right)$$

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

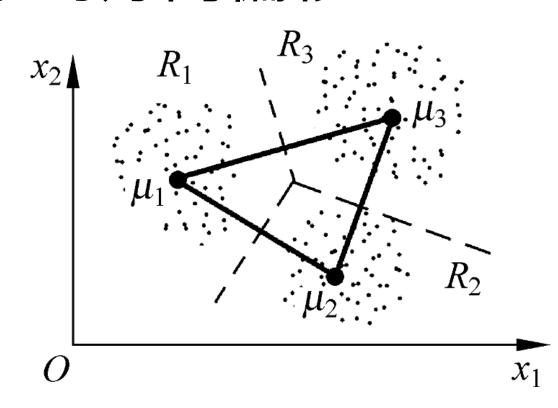
- 球状分布(各类样本落入以 μ_i 为中心的同样大小的超球体内),分类只取决于样本到各类中心的距离

特殊情况下的正态分布的贝叶斯决策

- 各类协方差矩阵相等、且各特征独立、方差 σ^2 相等: $\Sigma_i = \sigma^2$
 - 各类先验概率相等 $p(\omega_i) = p(\omega_i)$, $i, j = 1, 2, \dots c$, 则有

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

- 决策面与先验概率相等时的决策面平行,只是向先验概率小的方向偏移
 - 先验概率大的一类要占据更大的决策空间



特殊情况下的正态分布的贝叶斯决策

- 各类协方差矩阵都相等 $\Sigma_i = \Sigma$
 - 各类样本集中于以该类均值 μ_i 为中心的同样大小和形状的超椭球内

$$g_i(x) \triangleq \ln\left(p\left(x \mid \omega_i\right) p\left(\omega_i\right)\right) = -\frac{1}{2} \left(x - \mu_i\right)^T \Sigma^{-1} \left(x - \mu_i\right) + \ln p\left(\omega_i\right)$$

Mahalanobis 距离(马氏距离的平方),记为 γ^2

- 若各类的先验概率相等,决策面通过 μ_i 和 μ_i 连线中点
- 若各类的先验概率不相等,决策面向先验概率小的均值点偏移

2.6 错误率

- 错误率反映了分类问题固有复杂性的程度
- 在分类器设计出来后,通常是以错误率大小来衡量其性能优劣
- 通常是以错误率大小作为比较方案的标准

$$P(e) = P(\omega_1) \int P(x | \omega_1) dx + P(\omega_2) \int P(x | \omega_2) dx = P(\omega_1) P_1(e) + P(\omega_2) P_2(e)$$

• 实际中,按理论公式计算错误率很困难