



中国科学院大学

University of Chinese Academy of Sciences

Lecture 4

统计检测理论I

理想检验

- 单样本
- 二元假设：是或否
- 简单：确知信号+噪声概率分布已知



中国科学院大学

University of Chinese Academy of Sciences



1

假设检验方法

2

Bayes平均风险最小准则

3

极大极小准则

4

Neyman-Pearson准则



中国科学院大学
University of Chinese Academy of Sciences

1

假设检验方法

2

Bayes平均风险最小准则

3

极大极小准则

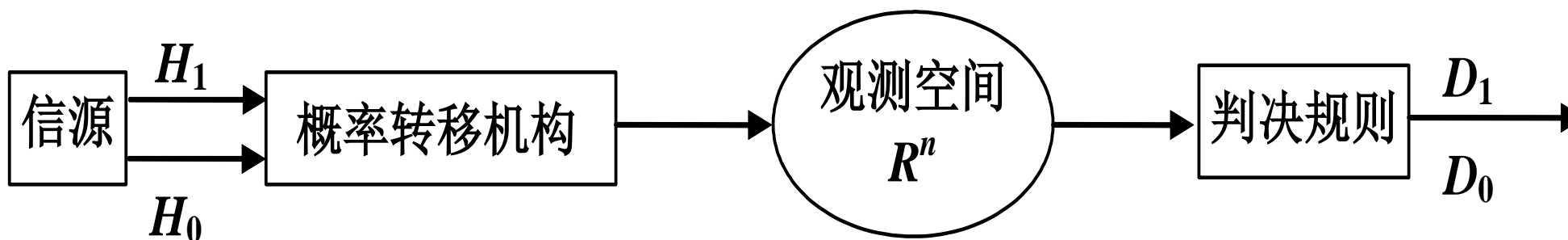
4

Neyman-Pearson准则

目录
Contents

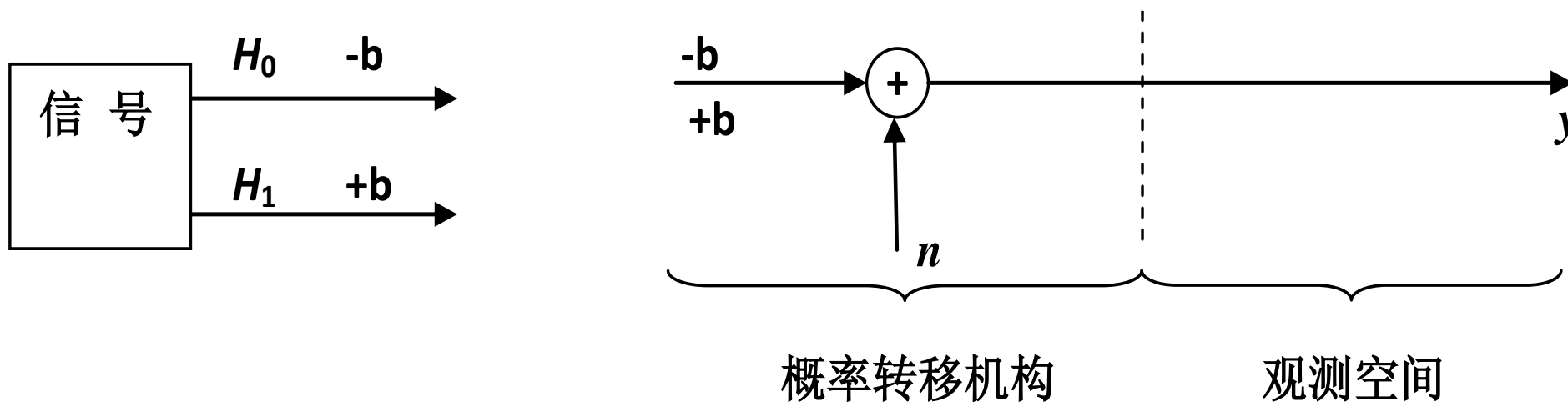
信号

- 统计判决
- 假设检验





二元数字通信，双极性不归零码，单样本，加性高斯白噪声均值为0，方差为 σ_n^2 。求判决准则和判决概率。



① 信源:

$$H_0: y = -b + n$$

$$H_1: y = b + n$$



中国科学院大学

University of Chinese Academy of Sciences

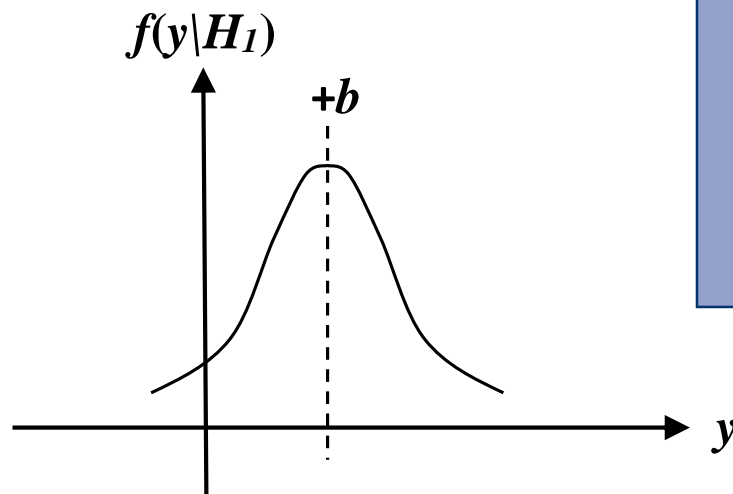
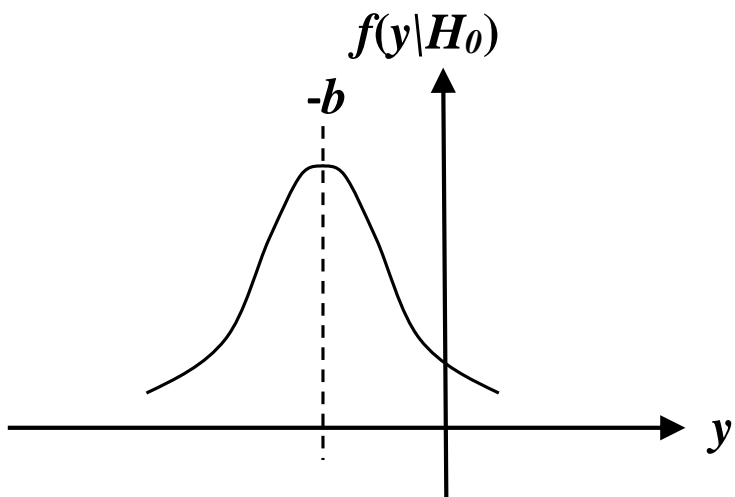


② 概率转移机构

似然函数

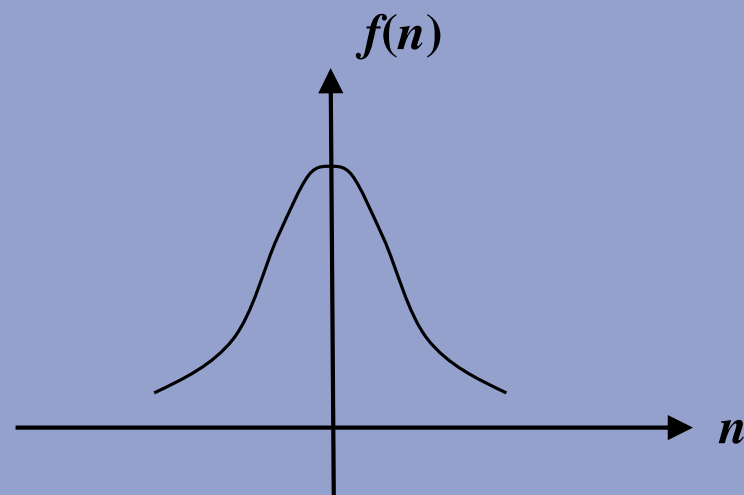
$$f(y|H_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} \exp\left\{-\frac{(y+b)^2}{2\sigma_n^2}\right\}$$

$$f(y|H_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} \exp\left\{-\frac{(y-b)^2}{2\sigma_n^2}\right\}$$



加性高斯噪声 n

$$f(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} \exp\left\{-\frac{n^2}{2\sigma_n^2}\right\}$$



中国科学院大学

University of Chinese Academy of Sciences



③ 按照某种“最佳”准则??

$y \geq \tau_{th}$, 判定 H_1 为真 (D_1) $\Rightarrow y \in R_1$

$y < \tau_{th}$, 判定 H_0 为真 (D_0) $\Rightarrow y \in R_0$

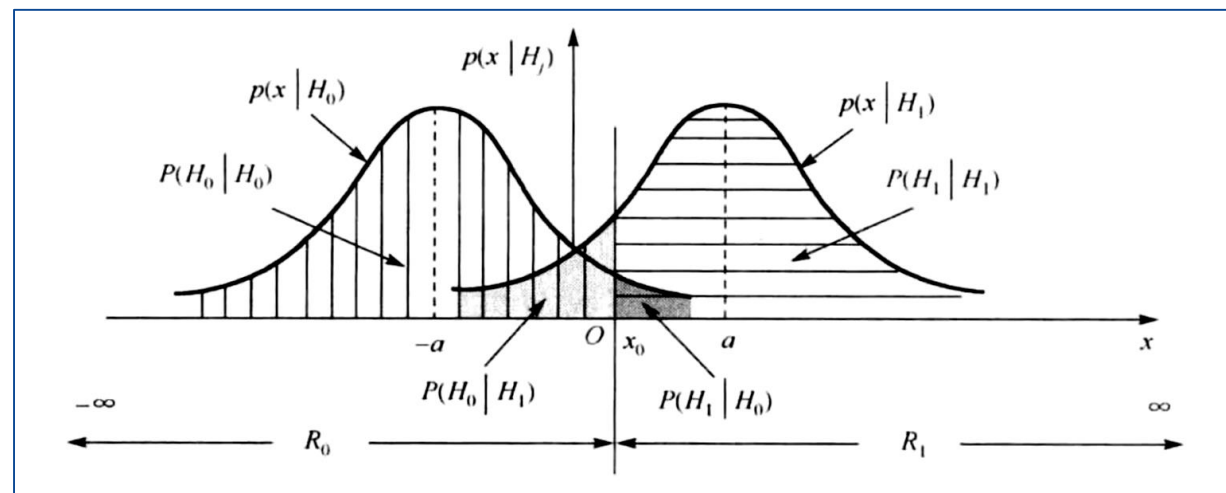
④ 检测性能（判决概率） $P_{ij} = \int_{R_i} f(y | H_j) dy$

虚警概率 $\alpha = P(D_1 | H_0) = P_{fa}$

漏警概率 $\beta = P(D_0 | H_1) = P_m$

发现概率 $P(D_1 | H_1) = P_d$

误码率 $P_e = P(H_0)\alpha + P(H_1)\beta$



统计处理方法

□ 统计描述信号随机特性

- 概率密度函数

- 高阶矩（如相关函数、协方差函数）

- 功率谱密度

□ 准则为统计意义下“最佳”

□ 性能评价为统计平均量





1

假设检验方法

2

Bayes平均风险最小准则

3

极大极小准则

4

Neyman-Pearson准则

系统模型

□接收信号(观测值): $y=s_i+n$ $i=0,1$

用假设 H_i 表示发送相应信号 s_i 的场景

• 代价因子

判 决	假 设(H_0)	假 设(H_1)
D_0	C_{00}	C_{01}
D_1	C_{10}	C_{11}

$$C_{ij} > C_{jj}$$

□似然函数: H_i 情景下获得 y 观测的概率



平均风险

$$\bar{C} = P(H_0)[C_{00}P(D_0 \setminus H_0) + C_{10}P(D_1 \setminus H_0)] + P(H_1)[C_{01}P(D_0 \setminus H_1) + C_{11}P(D_1 \setminus H_1)]$$

$$P_{ij} = \int_{R_i} f(y \setminus H_j) dy$$

$$\begin{aligned} \bar{C} = P(H_0) & \left[C_{00} \int_{R_0} f(y \setminus H_0) dy + C_{10} \int_{R_1} f(y \setminus H_0) dy \right] \\ & + P(H_1) \left[C_{01} \int_{R_0} f(y \setminus H_1) dy + C_{11} \int_{R_1} f(y \setminus H_1) dy \right] \end{aligned}$$

• 完备集 $R = R_0 \cup R_1; R_0 \cap R_1 = \emptyset$

$$P(D_0 \setminus H_0) + P(D_1 \setminus H_0) = 1$$

$$P(D_0 \setminus H_1) + P(D_1 \setminus H_1) = 1$$



平均风险

$$\begin{aligned}\bar{C} &= P(H_0)C_{10} + P(H_1)C_{11} \\ &\quad + P(H_0)[C_{00}P(D_0|H_0) - C_{10}P(D_0|H_0)] + P(H_1)[C_{01}P(D_0|H_1) - C_{11}P(D_0|H_1)] \\ &\Rightarrow\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\bar{C} &= P(H_0)C_{10} + P(H_1)C_{11} \\ &\quad + \int_{R_0} [P(H_1)(C_{01} - C_{11})f(y|H_1) - P(H_0)(C_{10} - C_{00})f(y|H_0)]dy \\ &\Rightarrow\end{aligned}$$

$$R_0 = \{y : P(H_1)(C_{01} - C_{11})f(y|H_1) - P(H_0)(C_{10} - C_{00})f(y|H_0) < 0\}$$



Bayes平均风险最小准则

判决准则：

$y \in R_0$, 判定 H_0 ; $y \in R_1$, 判定 H_1 。

$$\frac{f(y \mid H_1)}{f(y \mid H_0)} \geq \frac{P(H_0)(C_{10} - C_{00})}{P(H_1)(C_{01} - C_{11})}, \text{ 判} H_1;$$

$$\frac{f(y \mid H_1)}{f(y \mid H_0)} < \frac{P(H_0)(C_{10} - C_{00})}{P(H_1)(C_{01} - C_{11})}, \text{ 判} H_0.$$



中国科学院大学

University of Chinese Academy of Sciences

最小平均错误概率准则

- Minimum Mean Probability of Error

- $C_{00} = C_{11} = 0$; $C_{01} = C_{10} = 1$

这时平均风险退化成了什么？

- 由Bayes, 判决准则等效为:

$$\frac{f(y|H_1)}{f(y|H_0)} \geq \frac{P(H_0)}{P(H_1)} = \frac{P(H_0)}{1-P(H_0)} = \frac{1-P(H_1)}{P(H_1)}, \text{ 判为 } H_1;$$

$$\frac{f(y|H_1)}{f(y|H_0)} < \frac{P(H_0)}{P(H_1)} = \frac{P(H_0)}{1-P(H_0)} = \frac{1-P(H_1)}{P(H_1)}, \text{ 判为 } H_0.$$



最大后验准则 (MAP)

□ Maximum A Posteriori

□ 后验概率: 获得 y 条件下假设为真的概率

$$P(H_i | y) = \frac{P(H_i) f(y | H_i)}{f(y)}$$

□ 由最小平均错误, 判决准则等效为:

$$\frac{P(H_1 | y)}{P(H_0 | y)} \geq 1, \text{ 判为 } H_1; \frac{P(H_1 | y)}{P(H_0 | y)} < 1, \text{ 判为 } H_0.$$



最大似然准则(ML)

- Maximum Likelihood

- 先验概率：

$$P(H_1) = P(H_0) = \frac{1}{2}$$

- 判决准则为：

$$\frac{f(y|H_1)}{f(y|H_0)} \geq \frac{P(H_0)}{P(H_1)} = 1, \text{ 判为 } H_1; \text{ 否则, 判为 } H_0.$$



判决准则

- 似然比 $L(y) = \frac{f(y|H_1)}{f(y|H_0)}$

- 判决区域
$$\begin{cases} L(y) \geq \lambda_{th} \rightarrow y \in R_1 \\ L(y) < \lambda_{th} \rightarrow y \in R_0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} y \geq th \rightarrow y \in R_1 \\ y < th \rightarrow y \in R_0 \end{cases}$$

- 判决概率：

$$P_{ij} = \int_{R_i} f(y|H_j) dy$$



中国科学院大学

University of Chinese Academy of Sciences



二元数字通信，双极性不归零码，单样本，加性高斯白噪声均值为0，方差为 σ_n^2 。求判决准则和判决概率。

解：

$$H_0: y = -b + n$$

$$f(y|H_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} \exp \left\{ -\frac{(y+b)^2}{2\sigma_n^2} \right\}$$

$$H_1: y = b + n$$

$$f(y|H_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n^2}} \exp \left\{ -\frac{(y-b)^2}{2\sigma_n^2} \right\}$$

$$L(y) = \frac{f(y|H_1)}{f(y|H_0)} = \exp \left\{ \frac{(y+b)^2}{2\sigma_n^2} - \frac{(y-b)^2}{2\sigma_n^2} \right\} = \exp \left\{ \frac{2yb}{\sigma_n^2} \right\}$$



中国科学院大学

University of Chinese Academy of Sciences



若： $P(H_1) = 0.2$; $P(H_0) = 0.8$; $\sigma_n^2 = 1$; $b = 1$

$C_{00} = C_{11} = 0$; $C_{01} = C_{10} = 1$

由最小平均错误概率准则

$$L(y) = \exp\left\{\frac{2yb}{\sigma_n^2}\right\} \geq 4 \text{判} H_1 \Leftrightarrow y \geq \frac{\sigma_n^2}{2b} \ln 4 (\approx 0.69) \text{判} H_1$$

各判决概率 ? ? ?





1

假设检验方法

2

Bayes平均风险最小准则

3

极大极小准则

4

Neyman-Pearson准则

极大极小准则

设 $P(H_0)=Q$

$$\begin{aligned}\bar{C} &= P(H_0)[C_{00}P(D_0|H_0) + C_{10}P(D_1|H_0)] \\ &\quad + P(H_1)[C_{01}P(D_0|H_1) + C_{11}P(D_1|H_1)] \\ &= Q\{C_{00}[1-P(D_1|H_0)] + C_{10}P(D_1|H_0)\} \\ &\quad + (1-Q)\{C_{01}P(D_0|H_1) + C_{11}[1-P(D_0|H_1)]\}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\bar{C}_{min} &= Q\{C_{00}[1-\alpha(Q)] + C_{10}\alpha(Q)\} \\ &\quad + (1-Q)\{C_{01}\beta(Q) + C_{11}[1-\beta(Q)]\}\end{aligned}$$



中国科学院大学

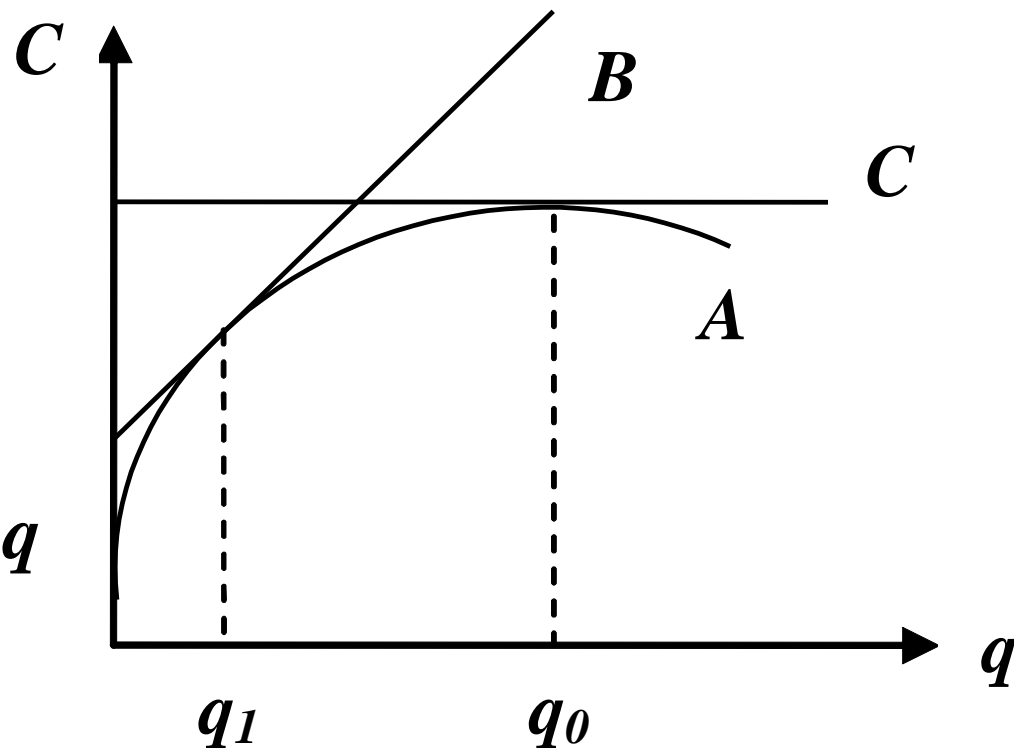
University of Chinese Academy of Sciences

极大极小准则

- C_{ij} 已知, Q 未知, 平均代价是 Q 的上凸曲线
- 预估 $Q=q_1$, 实际为 q

$$\begin{aligned}\bar{C}(q, q_1) &= q \left\{ C_{00} [1 - \alpha(q_1)] + C_{10} \alpha(q_1) \right\} \\ &\quad + (1 - q) \left\{ C_{01} \beta(q_1) + C_{11} [1 - \beta(q_1)] \right\} \\ &= C_{00} q + C_{11} (1 - q) + (C_{10} - C_{00}) \alpha(q_1) q \\ &\quad + (C_{01} - C_{11}) \beta(q_1) (1 - q)\end{aligned}$$

$$\bar{C}_{\min} = C_{00} q + C_{11} (1 - q) + (C_{10} - C_{00}) \alpha(q) q + (C_{01} - C_{11}) \beta(q) (1 - q)$$



极大极小准则

B 直线可能出现最大平均风险($q=1$ 时)

C 直线, 切点 q_0

$$\begin{aligned} & \left. \frac{\partial \bar{C}(q, q_1)}{\partial q} \right|_{q_1=q_0} \\ &= C_{00} - C_{11} + (C_{10} - C_{00})\alpha(q) - (C_{01} - C_{11})\beta(q)(1-q) = 0 \\ &\Leftrightarrow C_{10}\alpha(q_0) + C_{00}[1 - \alpha(q_0)] = C_{01}\beta(q_0) + C_{11}[1 - \beta(q_0)] \end{aligned}$$



中国科学院大学

University of Chinese Academy of Sciences



二元通信系统，使用归一化的单极性不归零码，AGWN信道（方差为1、均值为0），正确检测无代价，错误检测代价为1，求判决准则。

解：

由 $C_{00}=C_{11}=0$ ； $C_{01}=C_{10}=1$

极大极小方程

$$C_{10}\alpha(q_0) + C_{00}[1 - \alpha(q_0)] = C_{01}\beta(q_0) + C_{11}[1 - \beta(q_0)]$$

转换为

$$\alpha(q_0) = \beta(q_0)$$



中国科学院大学

University of Chinese Academy of Sciences



$$L(y) \geq \frac{P(H_0)}{P(H_1)} = \frac{P(H_0)}{1-P(H_0)} \text{判为 } H_1; \text{ otherwise判为 } H_0.$$

$$f(y|H_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(y-1)^2}{2} \right\}$$

$$f(y|H_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{y^2}{2} \right\}$$

判决规则

$$L(y) = \exp \left\{ y - \frac{1}{2} \right\} \geq \frac{P(H_0)}{1-P(H_0)} \text{判为 } H_1;$$

otherwise判为 H_0 .





等效判决规则

$$y \geq \frac{1}{2} + \ln \left[\frac{P(H_0)}{1-P(H_0)} \right] \text{判为 } H_1; \text{ otherwise 判为 } H_0.$$

$$\begin{aligned} \int_{th'}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{y^2}{2} \right\} dy &= \int_{-\infty}^{th'} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(y-1)^2}{2} \right\} dy \\ &= \int_{-\infty}^{th'-1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{y^2}{2} \right\} dy \end{aligned}$$

$$th' = \frac{1}{2} \left(\Rightarrow P(H_0) = \frac{1}{2} \right)$$

判决: $y \geq \frac{1}{2}$ 则 H_1 为真, 否则 H_0 为真





中国科学院大学
University of Chinese Academy of Sciences

1

假设检验方法

2

Bayes平均风险最小准则

3

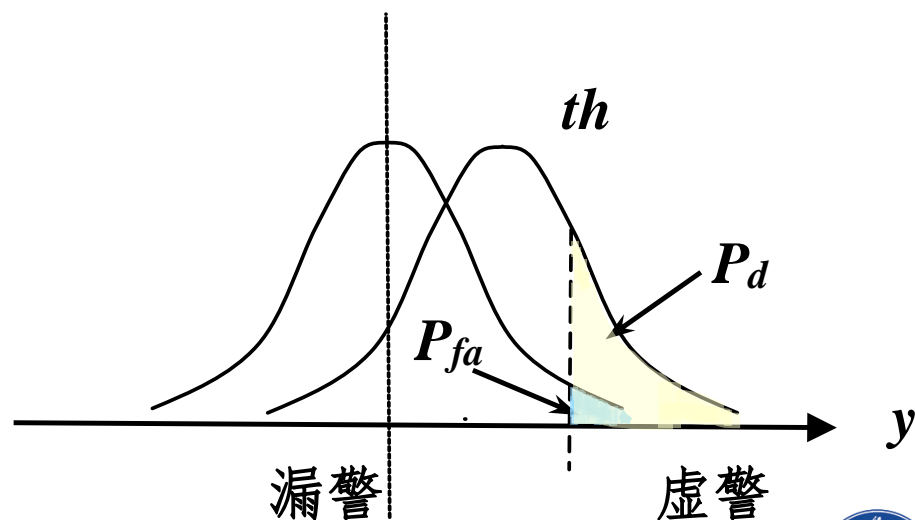
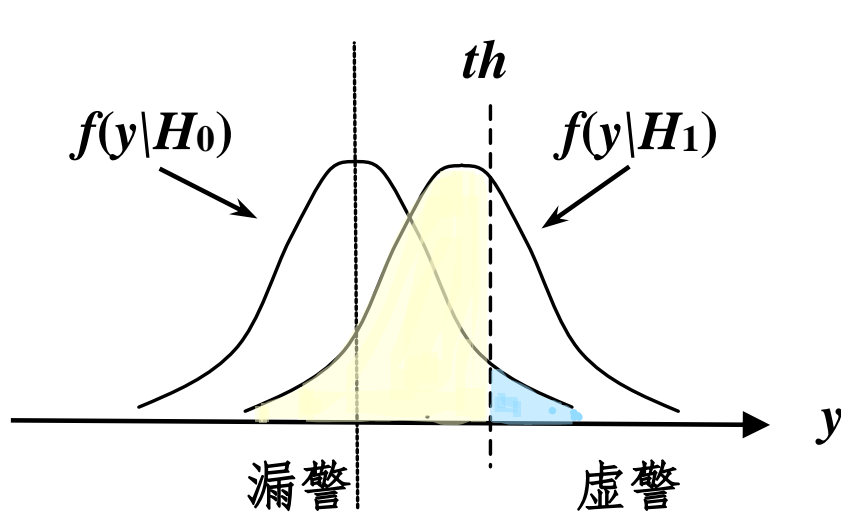
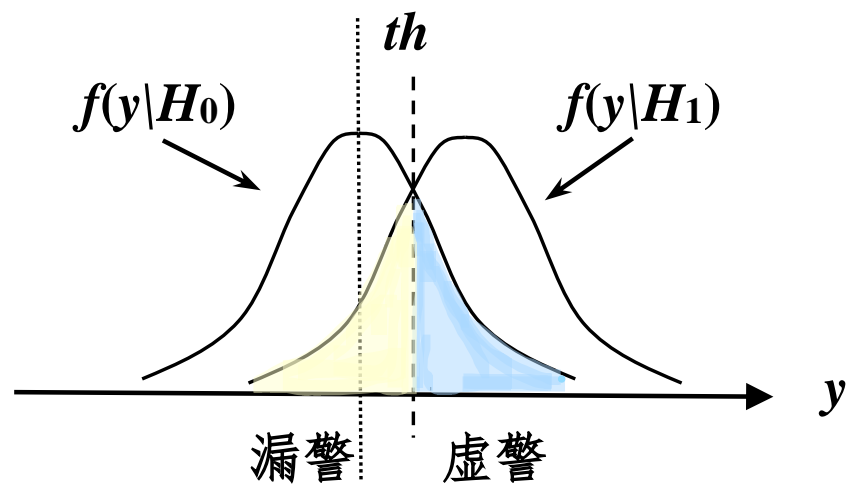
极大极小准则

4

Neyman-Pearson准则

目录
Contents

概率耦合



Neyman-Pearson准则

- 在虚警概率 $P_{fa}=\alpha$ 条件下，发现概率 P_d 最大
- Lagrange乘子 $\lambda(\geq 0)$ 构建目标函数

$$\begin{aligned} L(R_0) &= \int_{R_0} f(y|H_1) dy + \lambda \left[\int_{R_1} f(y|H_0) dY - \alpha \right] \\ &= \lambda(1-\alpha) + \int_{R_0} [f(y|H_1) - \lambda f(y|H_0)] dy \end{aligned}$$

$$\frac{f(y|H_1)}{f(y|H_0)} \geq \lambda, \text{ 判为 } H_1; \text{ 否则, 判为 } H_0.$$

$$\text{满足 } P_{fa} = \int_{R_1} f(y|H_0) dy = \int_{\lambda}^{\infty} f(L|H_0) dL = \alpha$$





二元通信系统，使用归一化的单极性不归零码，AGWN信道（方差为1、均值为0），若虚警概率保证0.1，构造接收机。

判决规则

$$L(y) = \exp \left\{ y - \frac{1}{2} \right\} \geq \lambda, \text{判为 } H_1; \text{ otherwise 判为 } H_0.$$

等效判决规则

$$y \geq \frac{1}{2} + \ln \lambda \text{ 判为 } H_1; \text{ otherwise 判为 } H_0.$$





$$P_{fa} = \int_{\lambda'}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{y^2}{2}\right\} dy = 0.1 \Rightarrow \lambda' = 1.29$$

$$\lambda = \exp\left(\lambda' - \frac{1}{2}\right) = 2.2$$

判决： $y \geq 1.29$ 则 H_1 为真，否则 H_0 为真

$$\text{发现概率 } P_d = \int_{th'}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(y-1)^2}{2}\right\} dy = 0.614$$



summary

- ✓ 假设检验方法：假设→概率映射→测量样本：统计判决
- ✓ Bayes平均风险最小准则：“最佳”--代价统计平均值最小
 - 最小平均错误概率准则：代价因子归一化
 - 最大后验概率准则：等效于最小平均错误概率准则
 - 最大似然准则：归一化代价+等概率先验
- ✓ 极大极小准则：“最佳”—代价恒定
- ✓ 最小平均错误概率准则：“最佳”—漏警概率最小

Ref: §3.1-§3.4(赵版)or §3.1-§3.7(KAY版)



中国科学院大学
University of Chinese Academy of Sciences



1

假设检验方法

2

Bayes平均风险最小准则

3

极大极小准则

4

Neyman-Pearson准则

Q

多样本时，似然函数怎么构成？

对于NP准则和极大极小准则，离散分布数据如何解方程？





中国科学院大学
University of Chinese Academy of Sciences

FIN