



# 第二章. 信号的统计检测理论

清华大学电子工程系

杨健

杨健

清华大学电子工程系





## 1. 假设检验

假设检验是数理统计中一个非常重要的概念,信号的统计检测理论是在假设检验的基础上发展起来的。

**假设检验：对几种可能的假设作出判决**

假设：可能判决结果的陈述；

雷达目标检测： $H_1$ ：“目标出现”

$H_0$ ：“目标未出现”

“目标出现”，“目标未出现”是二种可能判决结果的陈述，是两种可供我们选择的两种假设。



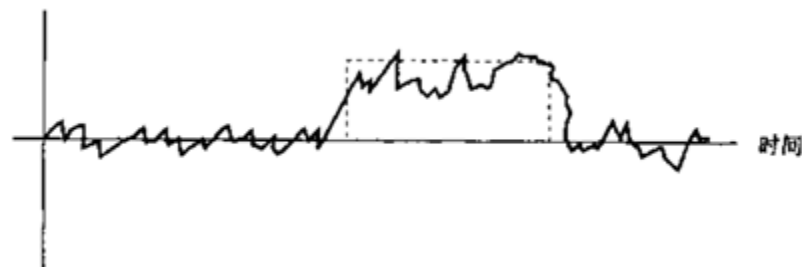


$H_1$ 和 $H_0$ 是互不相容的，这是最简单的二元假设问题，对两种假设进行判决称为二元假设检验问题

- 例：简单电平检测问题

$$H_1: \quad r = a + n$$

$$H_0: \quad r = n$$



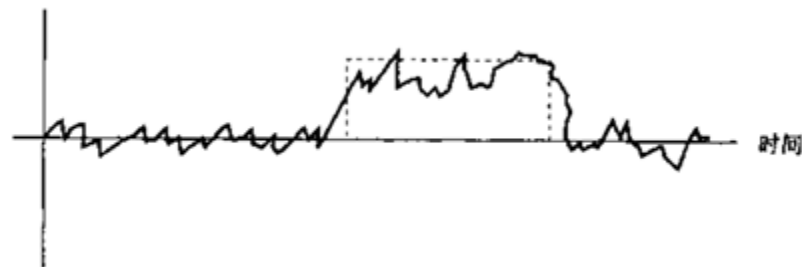


$H_1$ 和 $H_0$ 是互不相容的，这是最简单的二元假设问题，对两种假设进行判决称为二元假设检验问题

- 例：简单电平检测问题

$$H_1: \quad r = a + n$$

$$H_0: \quad r = n$$



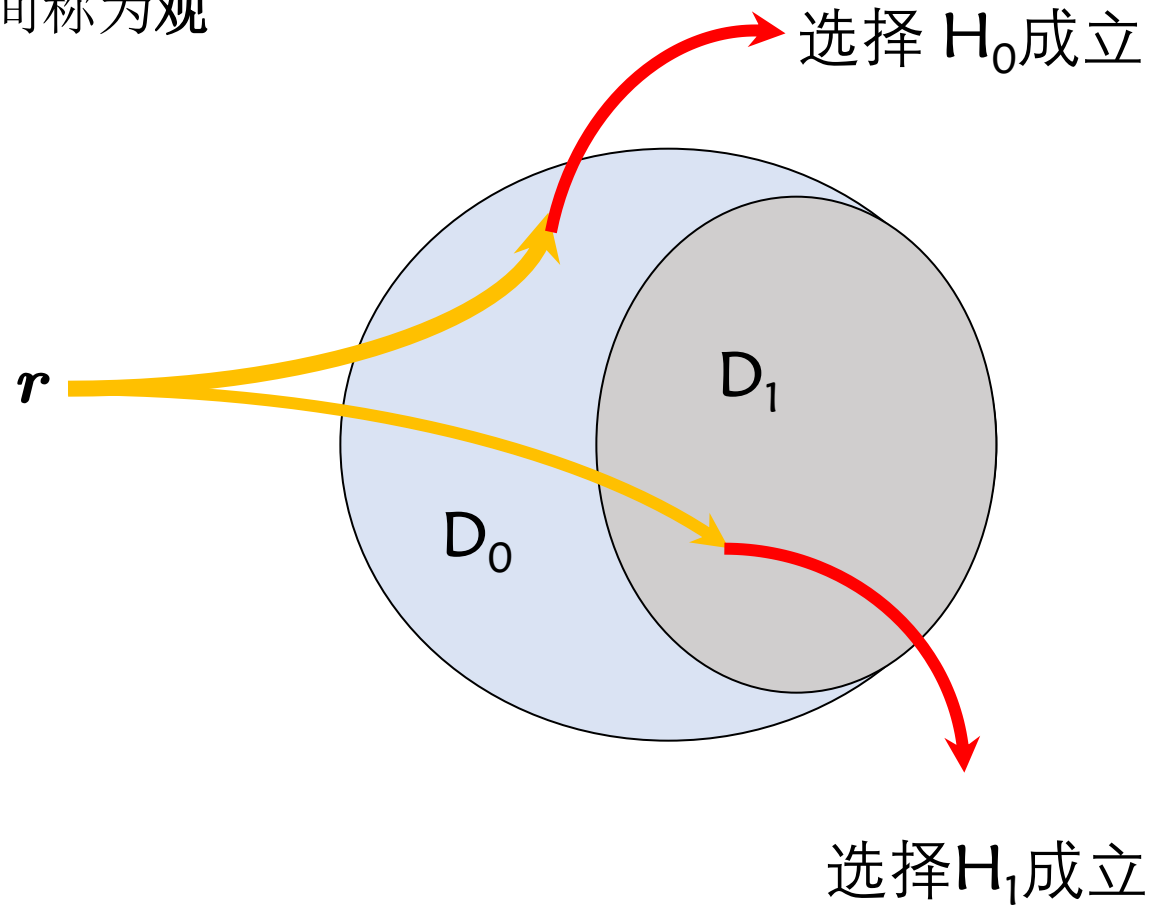
更一般的问题是有M个假设，称为M元假设问题，对M个假设进行判决称为M元假设检验问题。

对应于每种假设，我们都可以得到一个观测，观测是一个随机变量，所有观测值构成的空间称为观测空间。





- 所有观测值构成的空间称为观测空间
- 假设检验的实质是对观测空间进行划分，将观测空间划分成两部分
- $D_0$ 称为 $H_0$ 的判决域  
 $D_1$ 称为 $H_1$ 的判决域





- 假设检验的基本要素

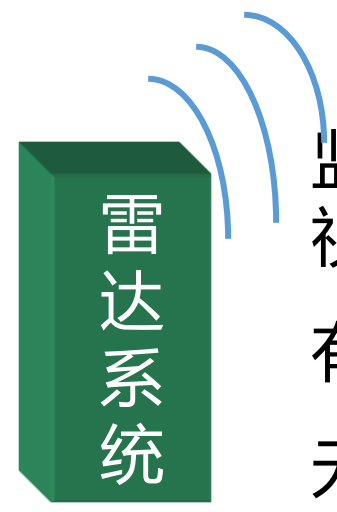
- 源



二元假设问题



发0, 1信号  
发 '0'  $\rightarrow H_0$  假设  
发 '1'  $\rightarrow H_1$  假设

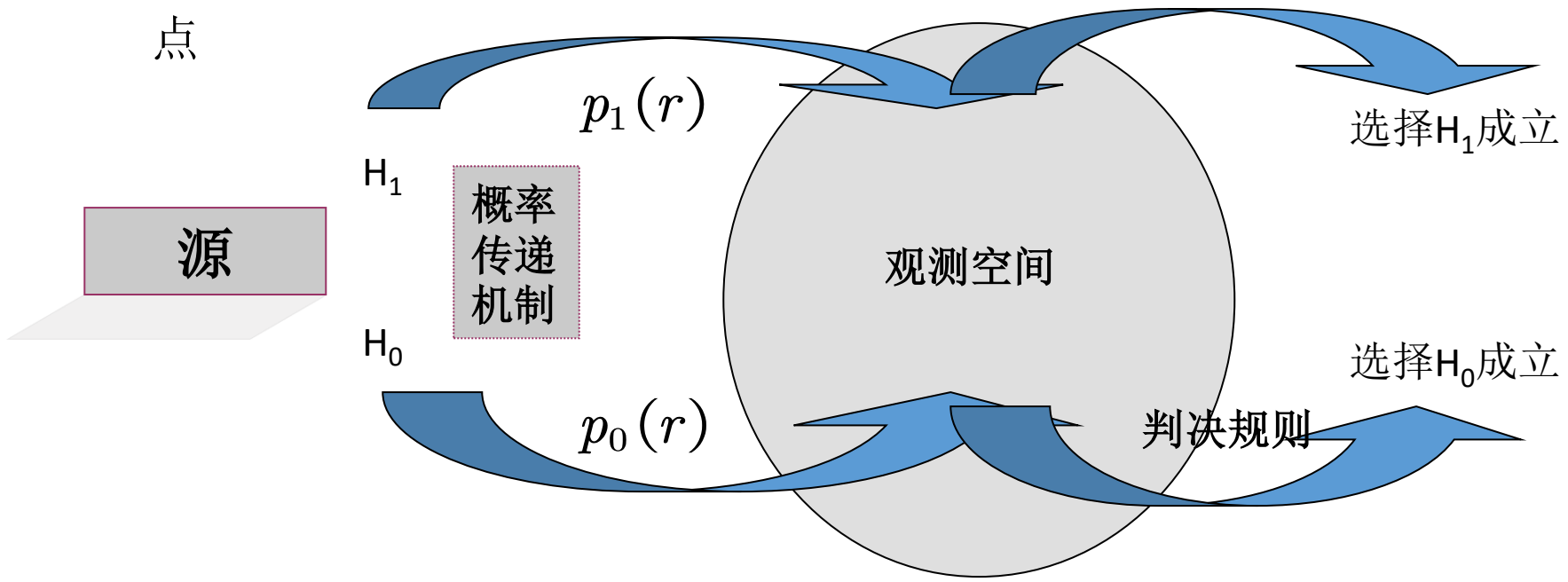


监视空域, 判断监视域中是否有目标  
有目标  $\rightarrow H_1$   
无目标  $\rightarrow H_0$



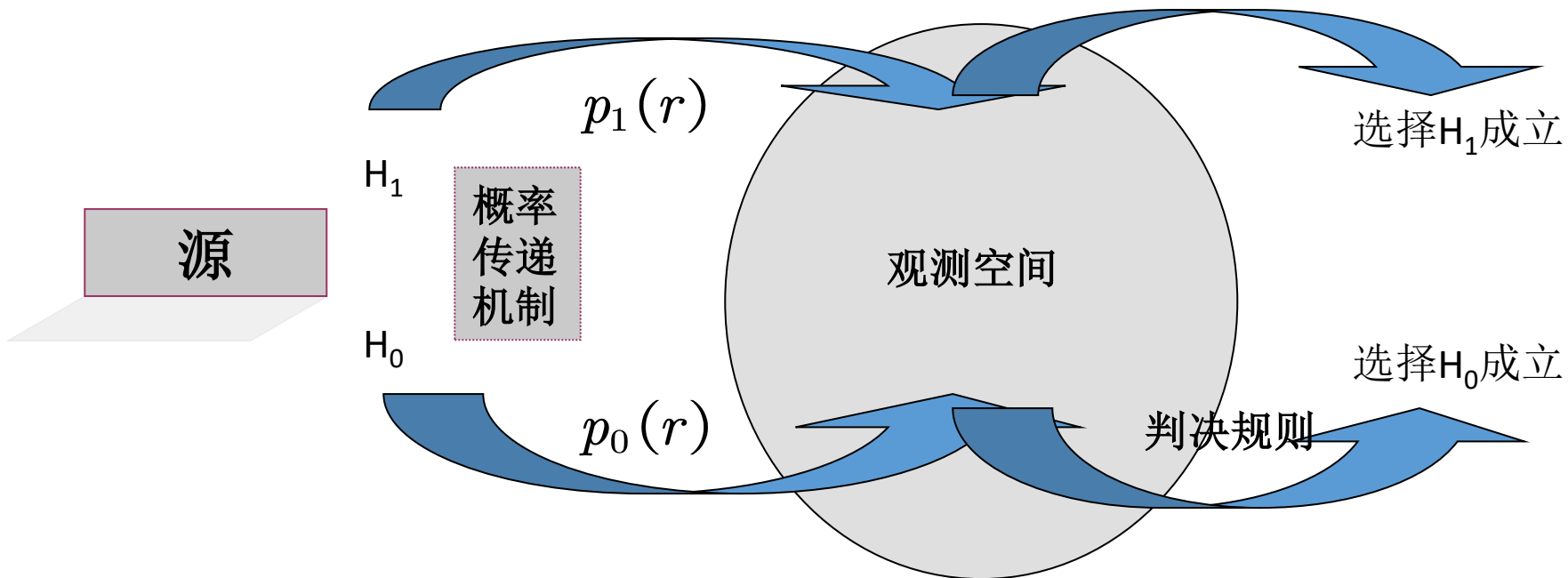


- 假设检验的基本要素
- 概率传递机制
- 它视哪个假设为真，按照一定的概率规律在观测空间中产生一个点





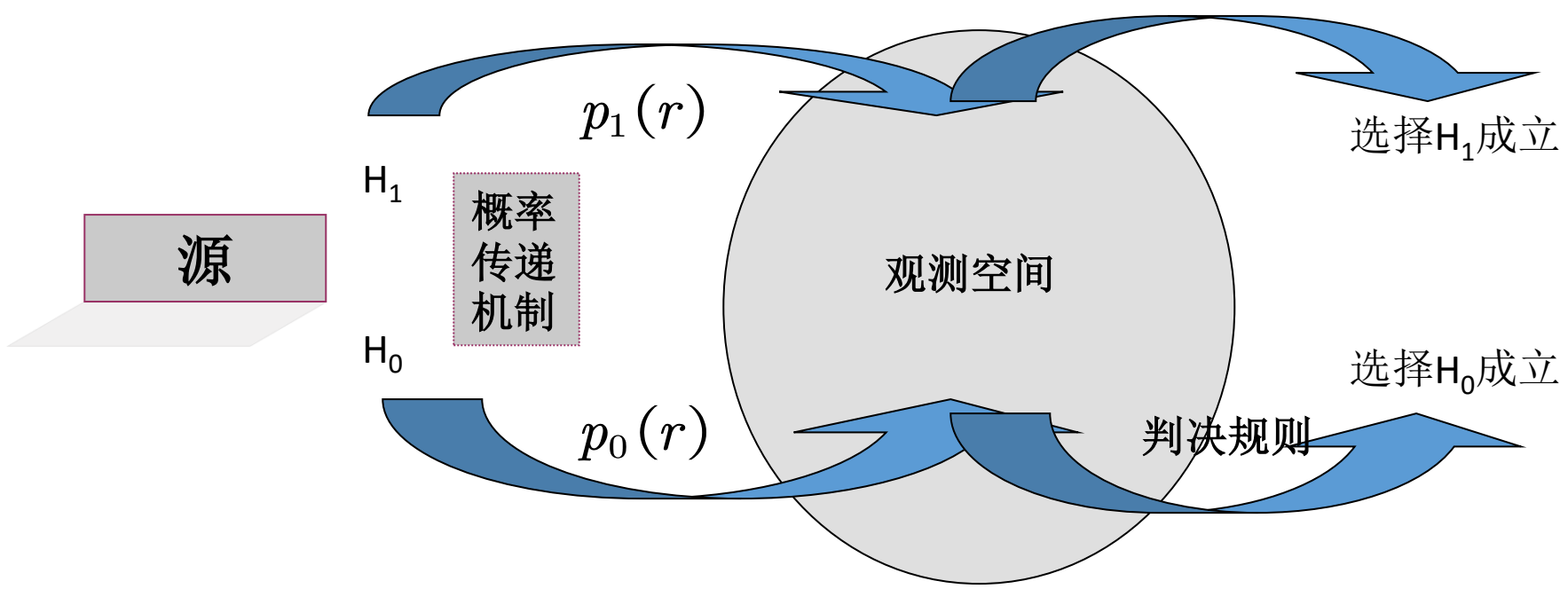
- 假设检验的基本要素
- 观测空间
- 所有观测值构成的空间





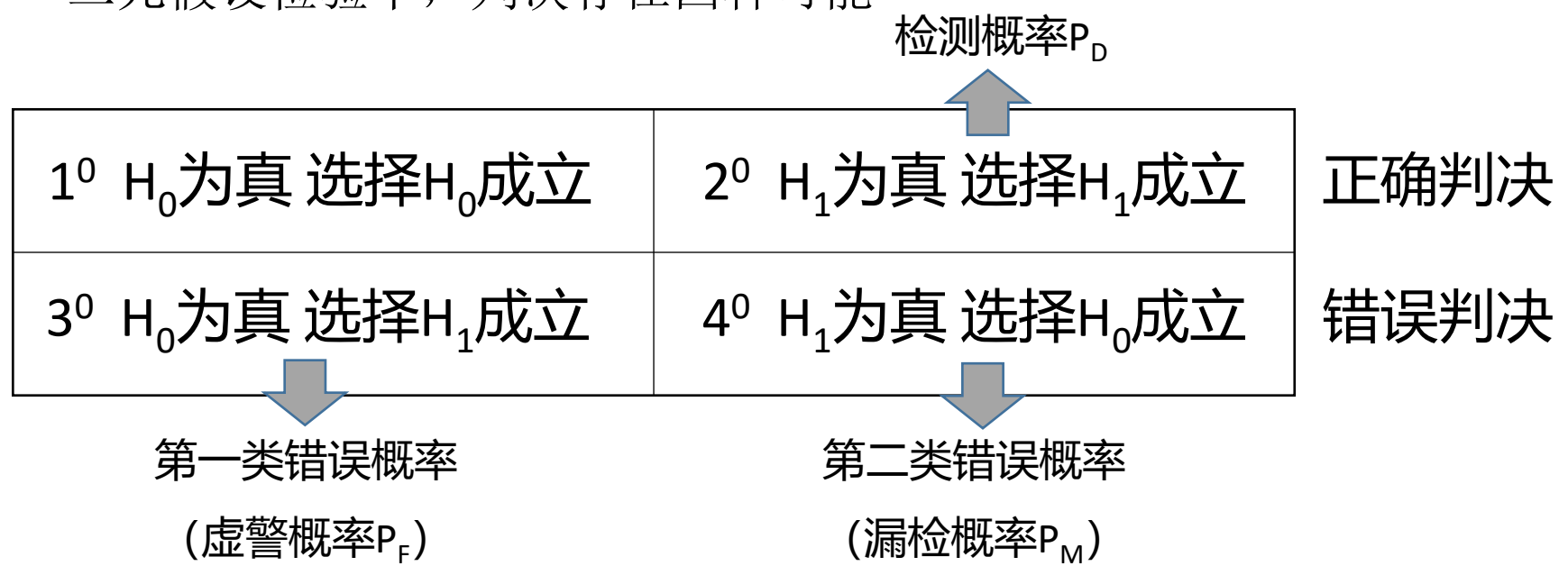


- 假设检验的基本要素
- 判决规则
- 最大后验概率准则、贝叶斯准则、极小极大准则、NP准则等





- 假设检验的基本要素
- 判决性能
- 二元假设检验中，判决存在四种可能





## 1.1 最大后验概率准则:

对于观测空间的合理划分，必须选择一个合适的准则，在观测到数据  $r$  的情况下，我们可以计算出后验概率  $P(H_1|r)$  和  $P(H_0|r)$ ，对二个后验概率进行比较，如果  $P(H_1|r) > P(H_0|r)$ ，我们有理由认为，我们之所以得到这样的观测值  $r$ ，最有可能是事件  $H_1$  发生引起的，因此，将  $r \in D_1$ ，否则， $r \in D_0$ 。那么我们的判决公式为

$$\frac{P(H_1|r)}{P(H_0|r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} 1$$





• 根据Bayes公式 
$$P(H_i|r) = \frac{P(H_i)P(r|H_i)}{P(r)}$$

$$\frac{P(H_1|r)}{P(H_0|r)} = \frac{P(r|H_1)P(H_1)}{P(r|H_0)P(H_0)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} 1$$





• 根据Bayes公式  $P(H_i|r) = \frac{P(H_i)P(r|H_i)}{P(r)}$

$$\frac{P(H_1|r)}{P(H_0|r)} = \frac{P(r|H_1)P(H_1)}{P(r|H_0)P(H_0)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} 1 \implies \frac{P(r|H_1)}{P(r|H_0)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{P(H_0)}{P(H_1)} \triangleq \lambda_0$$





• 根据Bayes公式  $P(H_i|r) = \frac{P(H_i)P(r|H_i)}{P(r)}$

$$\frac{P(H_1|r)}{P(H_0|r)} = \frac{P(r|H_1)P(H_1)}{P(r|H_0)P(H_0)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} 1 \implies \frac{P(r|H_1)}{P(r|H_0)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{P(H_0)}{P(H_1)} \triangleq \lambda_0$$





- 根据Bayes公式  $P(H_i|r) = \frac{P(H_i)P(r|H_i)}{P(r)}$

$$\frac{P(H_1|r)}{P(H_0|r)} = \frac{P(r|H_1)P(H_1)}{P(r|H_0)P(H_0)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} 1 \implies \frac{P(r|H_1)}{P(r|H_0)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{P(H_0)}{P(H_1)} \triangleq \lambda_0$$

$p_i(r) = P(r|H_i) \longrightarrow$  似然函数

$\lambda(r) = \frac{p_1(r)}{p_0(r)} \longrightarrow$  似然比

- 假设检验问题转化为似然比与门限进行比较的问题，我们称为似然比检验，即

$$\lambda(r) \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \lambda_0$$





• 例：两种假设  $H_1: r = a + n \quad (a > 0)$

$$H_0: r = n$$

先验概率：  $P(H_0) = \xi$

噪声：  $n \sim \mathcal{N}(0, \sigma_n^2)$

给出最大后验概率准则下的判决规则，并确定检测器的性能







• 例：两种假设  $H_1: r = a + n \quad (a > 0)$

$$H_0: r = n$$

先验概率:  $P(H_0) = \xi$

噪声:  $n \sim \mathcal{N}(0, \sigma_n^2)$

给出最大后验概率准则下的判决规则，并确定检测器的性能

• 首先计算似然比

$$p_1(r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_n} \exp\left(-\frac{(r-a)^2}{2\sigma_n^2}\right)$$

$$p_0(r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_n} \exp\left(-\frac{r^2}{2\sigma_n^2}\right)$$

$$\lambda(r) = \frac{p_1(r)}{p_0(r)} = \exp\left(\frac{2ra - a^2}{2\sigma_n^2}\right)$$





- 应用最大后验概率准则

$$\lambda(r) = \exp\left(\frac{2ra - a^2}{2\sigma_n^2}\right) \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{P(H_0)}{P(H_1)} = \frac{\xi}{1 - \xi} = \lambda_0$$

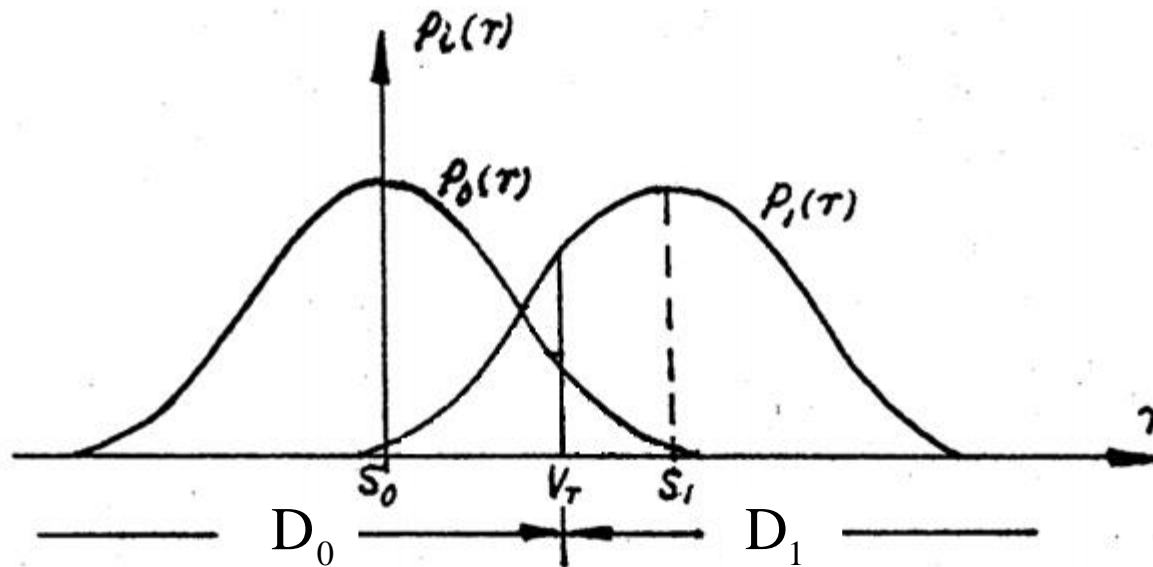
$$\Rightarrow \frac{2ra - a^2}{2\sigma_n^2} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \ln \lambda_0 \Rightarrow r \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{a}{2} + \frac{\sigma_n^2}{a} \ln \lambda_0 \triangleq V_T$$

$$H_1: r = a + n \quad (a > 0)$$

$$H_0: r = n$$

$$P(H_0) = \xi$$

$$n \sim \mathcal{N}(0, \sigma_n^2)$$





$$H_1: r = a + n \quad (a > 0)$$

$$H_0: r = n$$

$$P(H_0) = \xi$$

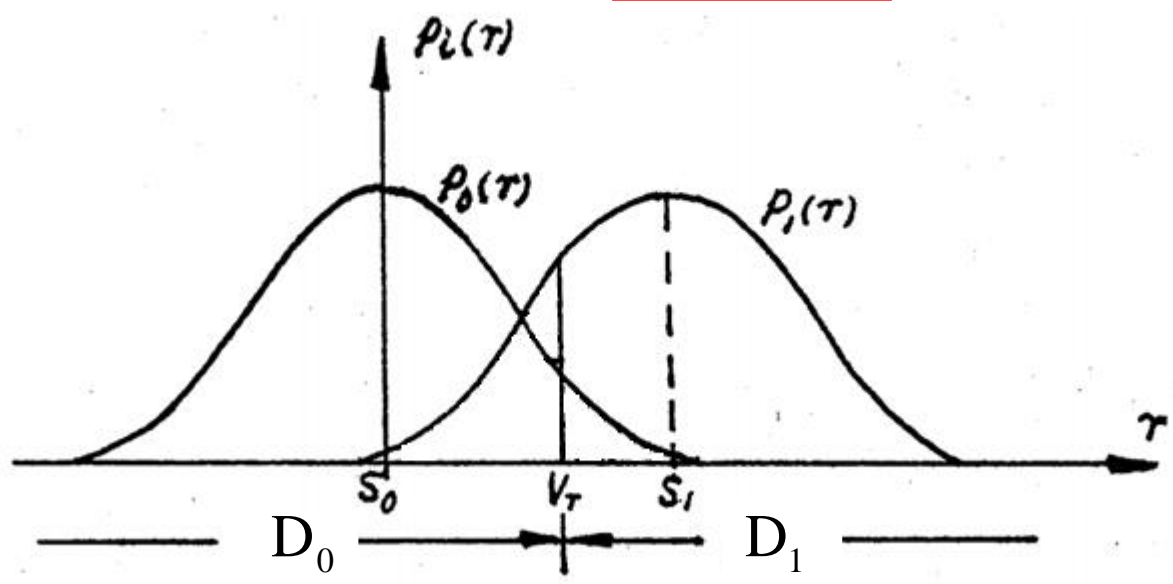
$$n \sim \mathcal{N}(0, \sigma_n^2)$$

- 应用最大后验概率准则

$$\lambda(r) = \exp\left(\frac{2ra - a^2}{2\sigma_n^2}\right) \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \frac{P(H_0)}{P(H_1)} = \frac{\xi}{1-\xi} = \lambda_0$$

$$\Rightarrow \frac{2ra - a^2}{2\sigma_n^2} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \ln \lambda_0 \Rightarrow \boxed{r} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \frac{a}{2} + \frac{\sigma_n^2}{a} \ln \lambda_0 \triangleq V_T$$

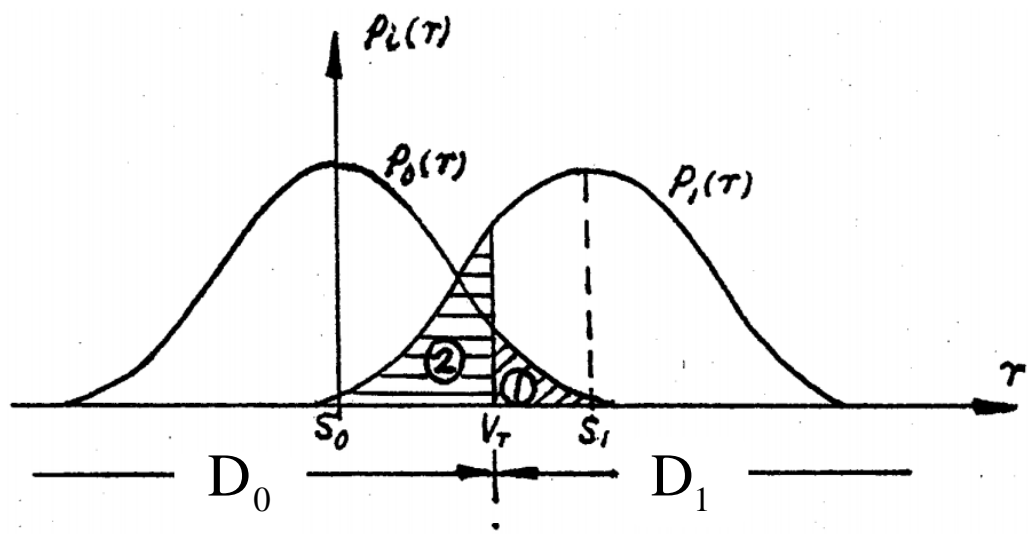
检验统计量





- 判决性能
- 第一类错误概率（虚警概率）：假设  $H_0$  为真，选择假设  $H_1$  成立

$$P_F = \int_{V_T}^{\infty} p_0(r) dr = \int_{V_T}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_n} \exp\left(-\frac{r^2}{2\sigma_n^2}\right) dr = \int_{V_T/\sigma_n}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{r^2}{2}\right) dr = Q\left(\frac{V_T}{\sigma_n}\right)$$



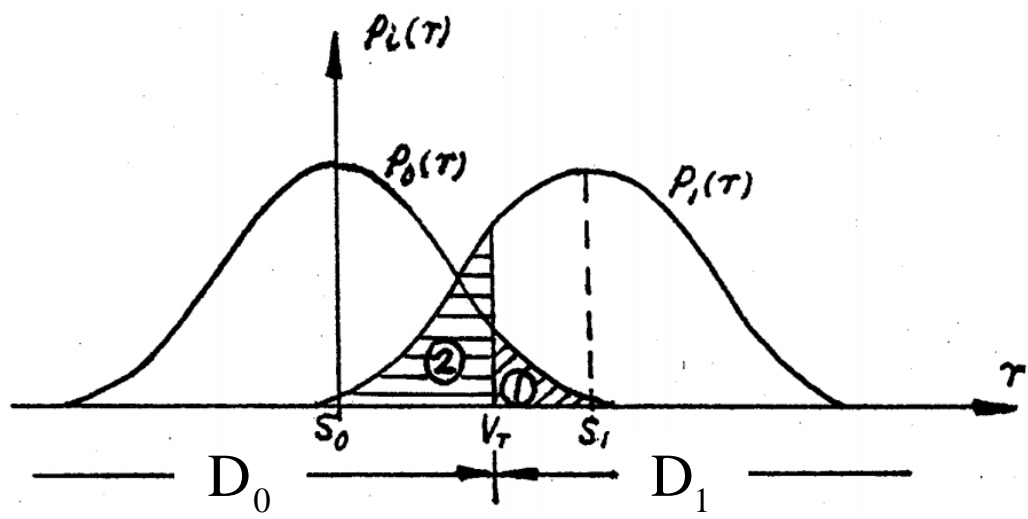


- 判决性能
- 第一类错误概率（虚警概率）：假设  $H_0$  为真，选择假设  $H_1$  成立

$$P_F = \int_{V_T}^{\infty} p_0(r) dr = \int_{V_T}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_n} \exp\left(-\frac{r^2}{2\sigma_n^2}\right) dr = \int_{V_T/\sigma_n}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{r^2}{2}\right) dr = Q\left(\frac{V_T}{\sigma_n}\right)$$

- 第二类错误概率（漏检概率）：假设  $H_1$  为真，选择假设  $H_0$  成立

$$P_M = \int_{-\infty}^{V_T} p_1(r) dr = \int_{-\infty}^{V_T} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_n} \exp\left(-\frac{(r-a)^2}{2\sigma_n^2}\right) dr = \int_{\frac{a-V_T}{\sigma_n}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{r^2}{2}\right) dr = Q\left(\frac{a-V_T}{\sigma_n}\right)$$





- 判决性能
- 第一类错误概率（虚警概率）：假设  $H_0$  为真，选择假设  $H_1$  成立

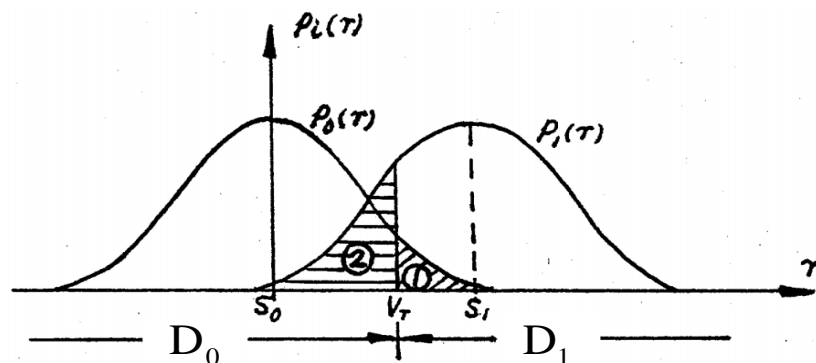
$$P_F = \int_{V_T}^{\infty} p_0(r) dr = \int_{V_T}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_n} \exp\left(-\frac{r^2}{2\sigma_n^2}\right) dr = \int_{V_T/\sigma_n}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{r^2}{2}\right) dr = Q\left(\frac{V_T}{\sigma_n}\right)$$

- 第二类错误概率（漏检概率）：假设  $H_1$  为真，选择假设  $H_0$  成立

$$P_M = \int_{-\infty}^{V_T} p_1(r) dr = \int_{-\infty}^{V_T} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_n} \exp\left(-\frac{(r-a)^2}{2\sigma_n^2}\right) dr = \int_{\frac{a-V_T}{\sigma_n}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{r^2}{2}\right) dr = Q\left(\frac{a-V_T}{\sigma_n}\right)$$

- 检测概率：假设  $H_1$  为真，选择假设  $H_1$  成立

$$P_D = \int_{V_T}^{\infty} p_1(r) dr = \int_{V_T}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_n} \exp\left(-\frac{(r-a)^2}{2\sigma_n^2}\right) dr = \int_{\frac{V_T-a}{\sigma_n}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{r^2}{2}\right) dr = Q\left(\frac{V_T-a}{\sigma_n}\right)$$





## • 1.2 最小错误概率准则

使平均错误概率达到最小的判决准则，称为最小错误概率准则。

先验概率为  $P(H_0) = \xi$ ， $H_0$ 、 $H_1$  的判决域分别为  $D_0$ 、 $D_1$ 。则平均错误概率为：

$$\bar{P} = (1 - \xi)P_M + \xi P_F$$





## • 1.2 最小错误概率准则

使平均错误概率达到最小的判决准则，称为最小错误概率准则。

先验概率为  $P(H_0) = \xi$ ， $H_0$ 、 $H_1$  的判决域分别为  $D_0$ 、 $D_1$ 。则平均错误概率为：

$$\begin{aligned}\bar{P} &= (1 - \xi)P_M + \xi P_F \\ &= (1 - \xi) \int_{D_0} p_1(r) dr + \xi \int_{D_1} p_0(r) dr\end{aligned}$$







## • 1.2 最小错误概率准则

使平均错误概率达到最小的判决准则，称为最小错误概率准则。

先验概率为  $P(H_0) = \xi$ ， $H_0$ 、 $H_1$  的判决域分别为  $D_0$ 、 $D_1$ 。则平均错误概率为：

$$\begin{aligned}\bar{P} &= (1 - \xi)P_M + \xi P_F \\ &= (1 - \xi) \int_{D_0} p_1(r) dr + \xi \int_{D_1} p_0(r) dr \\ &= 1 - \xi + \int_{D_1} [\xi p_0(r) - (1 - \xi) p_1(r)] dr\end{aligned}$$





## 1.2 最小错误概率准则

使平均错误概率达到最小的判决准则，称为最小错误概率准则。

先验概率为  $P(H_0) = \xi$ ， $H_0$ 、 $H_1$  的判决域分别为  $D_0$ 、 $D_1$ 。则平均错误概率为：

$$\begin{aligned}\bar{P} &= (1 - \xi)P_M + \xi P_F \\ &= (1 - \xi) \int_{D_0} p_1(r) dr + \xi \int_{D_1} p_0(r) dr \\ &= 1 - \xi + \int_{D_1} [\xi p_0(r) - (1 - \xi) p_1(r)] dr\end{aligned}$$

使  $\bar{P}$  达到最小，所有满足  $\xi p_0(r) - (1 - \xi) p_1(r) < 0$  的  $r$  都应属于  $D_1$ ，即判决  $H_1$  成立。因此判决规则为：
$$\frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{\xi}{1 - \xi}$$

⇒ 最小错误概率准则等价于最大后验概率准则





## 2. 贝叶斯准则

该准则由米德尔顿在上世纪五十年代提出

- 贝叶斯判决的基本原理

二元假设检验有四种可能的判决结果，两种是正确判决，两种是错误判决，错误的判决是要付出代价的。要付出代价，只不过这种代价相对于错误判决而言要小一些，为了反映这种差别，对每种可能的判决结果定义一个代价因子：

$H_j$ 为真时，判 $H_i$ 成立应付出的代价因子是

$$C_{ij}$$

正确判决的代价应小于错误判决的代价：

$$C_{10} - C_{00} > 0$$

$$C_{01} - C_{11} > 0$$



总的平均代价

$$\begin{aligned} C = & C_{00}P(H_0)P(D_0|H_0) + C_{10}P(H_0)P(D_1|H_0) \\ & + C_{01}P(H_1)P(D_0|H_1) + C_{11}P(H_1)P(D_1|H_1) \end{aligned}$$



总的平均代价

$$\begin{aligned} C &= C_{00}P(H_0)P(D_0|H_0) + C_{10}P(H_0)P(D_1|H_0) \\ &\quad + C_{01}P(H_1)P(D_0|H_1) + C_{11}P(H_1)P(D_1|H_1) \\ &= \xi C_{00} \int_{D_0} p_0(r) dr + \xi C_{10} \int_{D_1} p_0(r) dr \\ &\quad + (1 - \xi) C_{01} \int_{D_0} p_1(r) dr + (1 - \xi) C_{11} \int_{D_1} p_1(r) dr \end{aligned}$$



总的平均代价

$$\begin{aligned} C &= C_{00}P(H_0)P(D_0|H_0) + C_{10}P(H_0)P(D_1|H_0) \\ &\quad + C_{01}P(H_1)P(D_0|H_1) + C_{11}P(H_1)P(D_1|H_1) \\ &= \xi C_{00} \int_{D_0} p_0(r) dr + \xi C_{10} \int_{D_1} p_0(r) dr \\ &\quad + (1 - \xi) C_{01} \int_{D_0} p_1(r) dr + (1 - \xi) C_{11} \int_{D_1} p_1(r) dr \\ &= \xi C_{10} + (1 - \xi) C_{11} \\ &\quad + \int_{D_0} [\xi p_0(r) (C_{00} - C_{10}) + (1 - \xi) p_1(r) (C_{01} - C_{11})] dr \end{aligned}$$



$$C = \xi C_{10} + (1 - \xi) C_{11} \\ + \int_{D_0} [\xi p_0(r) (C_{00} - C_{10}) + (1 - \xi) p_1(r) (C_{01} - C_{11})] dr$$



$$C = \xi C_{10} + (1 - \xi) C_{11} \\ + \int_{D_0} [\xi p_0(r) (C_{00} - C_{10}) + (1 - \xi) p_1(r) (C_{01} - C_{11})] dr$$

与最小错误概率准则的推导同理，满足

$$\xi p_0(r) (C_{00} - C_{10}) + (1 - \xi) p_1(r) (C_{01} - C_{11}) < 0$$

的观测值应被归入 $D_0$ ，才能够使平均代价达到最小。因此贝叶斯准则下的判决规则为：





$$C = \xi C_{10} + (1 - \xi) C_{11} \\ + \int_{D_0} [\xi p_0(r) (C_{00} - C_{10}) + (1 - \xi) p_1(r) (C_{01} - C_{11})] dr$$

与最小错误概率准则的推导同理，满足

$$\xi p_0(r) (C_{00} - C_{10}) + (1 - \xi) p_1(r) (C_{01} - C_{11}) < 0$$

的观测值应被归入 $D_0$ ，才能够使平均代价达到最小。因此贝叶斯准则下的判决规则为：

$$\frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{\xi (C_{10} - C_{00})}{(1 - \xi) (C_{01} - C_{11})} \quad \begin{array}{l} \text{判决规则是似然} \\ \text{比检验的形式} \end{array}$$



- 贝叶斯准则的分析
- 最终形式归结于似然比检验

$$\lambda(r) \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \lambda_0$$

- 当  $C_{10} - C_{00} = C_{01} - C_{11}$  时, 判决规则等价于最大后验概率 (最小错误概率) 准则

$$\frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \frac{\xi (C_{10} - C_{00})}{(1 - \xi) (C_{01} - C_{11})} = \frac{\xi}{1 - \xi}$$



- 贝叶斯准则的分析
- 最终形式归结于似然比检验

$$\lambda(r) \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \lambda_0$$

- 当  $C_{10} - C_{00} = C_{01} - C_{11}$  时, 判决规则等价于最大后验概率 (最小错误概率) 准则

$$\frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \frac{\xi(C_{10} - C_{00})}{(1 - \xi)(C_{01} - C_{11})} = \frac{\xi}{1 - \xi}$$

- 当  $C_{10} = C_{01} = 1, C_{00} = C_{11} = 0$  时, 平均风险就等于平均错误概率

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



- 讨论贝叶斯准则的应用可能性

$$\frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{x(C_{10} - C_{00})}{(1-x)(C_{01} - C_{11})}$$

$$C = C_{00}P(H_0)(1 - P_F) + C_{10}P(H_0)P_F \\ + C_{01}P(H_1)P_M + C_{11}P(H_1)(1 - P_M)$$

- 数字通信
- 思考在哪些行业可以应用？如何估计代价因子？



# 作业题 1

设二元假设检验的观测信号模型为：

$$H_0: \quad x = -1 + n$$

$$H_1: \quad x = 1 + n$$

其中  $n$  是均值为 0，方差为  $\sigma_n^2 = \frac{1}{2}$  的高斯观测噪声。若两种假设是等先验概率的，而

因子为  $c_{00} = 1, c_{01} = 8, c_{10} = 4, c_{11} = 2$ ，试求贝叶斯（最佳）表达式和平均代价  $C$ ：

.....



## 3. 极小极大准则

- 1939年，瓦尔德（Abraham Wald, 1902-1950）提出了代价和 risk 的概念。他认为做出错误的判决是要付出代价的，不同的错误类型付出的代价不同，应该选择代价最小的检验。在统计学中引入了极小极大风险准则。
- 他还建立了序贯分析理论，提出了著名的序贯概率比检验法，并证明该方法的最优性。
- 二战中他为美国空军提出了非常重要的建议！





## 3. 极小极大准则

- 普通人想当然的假设：
- 战场返回来的飞机是等概率的
- 或战场抬下来的伤员是是等概率的



因此，我们在学会用概率统计的观点思考问题时，首先要注意假设的前提是否正确？

幸运者偏差

很可惜他48岁因飞机事故遇难





### 3. 极小极大准则

贝叶斯准则需要知道先验概率，前边的讨论大家也看到了先验概率的极端重要性。如果先验概率不知道，我们这时可采用极小极大准则。

简单地说，极小极大准则就是在最不利的情况下的最佳解，或者说把最大的可能风险最小化。

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





猜测先验概率  $P'(H_0) = x$

$$\frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{x(C_{10} - C_{00})}{(1-x)(C_{01} - C_{11})}$$

$$C = C_{00}P(H_0)(1 - P_F) + C_{10}P(H_0)P_F \\ + C_{01}P(H_1)P_M + C_{11}P(H_1)(1 - P_M)$$



猜测先验概率  $P'(H_0) = x$

$$\frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{x(C_{10} - C_{00})}{(1-x)(C_{01} - C_{11})}$$

$$C = C_{00}P(H_0)(1 - P_F) + C_{10}P(H_0)P_F \\ + C_{01}P(H_1)P_M + C_{11}P(H_1)(1 - P_M)$$

实际先验概率  $P(H_0) = \xi$

平均代价是关于  $\xi, x$  的函数

$$C(\xi, x) = \xi C_{00}(1 - P_F(x)) + \xi C_{10}P_F(x) \\ + (1 - \xi)C_{01}P_M(x) + (1 - \xi)C_{11}(1 - P_M(x))$$



猜测先验概率  $P'(H_0) = x$

$$\frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \frac{x(C_{10} - C_{00})}{(1-x)(C_{01} - C_{11})}$$

$$C = C_{00}P(H_0)(1 - P_F) + C_{10}P(H_0)P_F \\ + C_{01}P(H_1)P_M + C_{11}P(H_1)(1 - P_M)$$

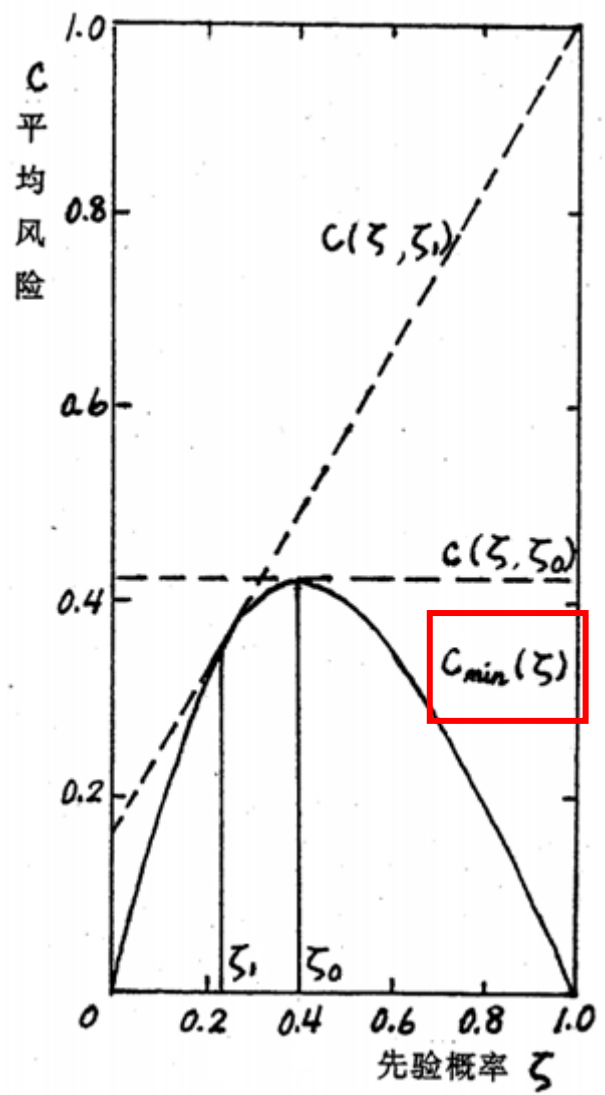
实际先验概率  $P(H_0) = \xi$

平均代价是关于  $\xi, x$  的函数

$$C(\xi, x) = \xi C_{00}(1 - P_F(x)) + \xi C_{10}P_F(x) \\ + (1 - \xi)C_{01}P_M(x) + (1 - \xi)C_{11}(1 - P_M(x))$$

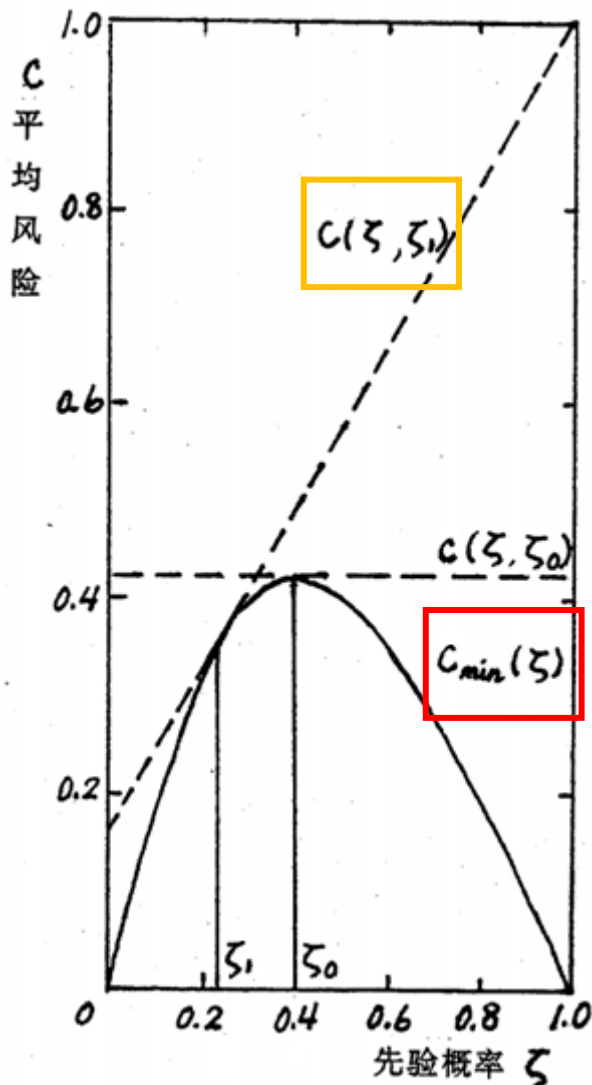
当  $x = \xi$  时，就是贝叶斯准则的情况

$$C_{min}(\xi) = \xi C_{00}(1 - P_F(\xi)) + \xi C_{10}P_F(\xi) \\ + (1 - \xi)C_{01}P_M(\xi) + (1 - \xi)C_{11}(1 - P_M(\xi))$$



$$C(\xi, x) = \xi C_{00}(1 - P_F(x)) + \xi C_{10}P_F(x) \\ + (1 - \xi)C_{01}P_M(x) + (1 - \xi)C_{11}(1 - P_M(x))$$

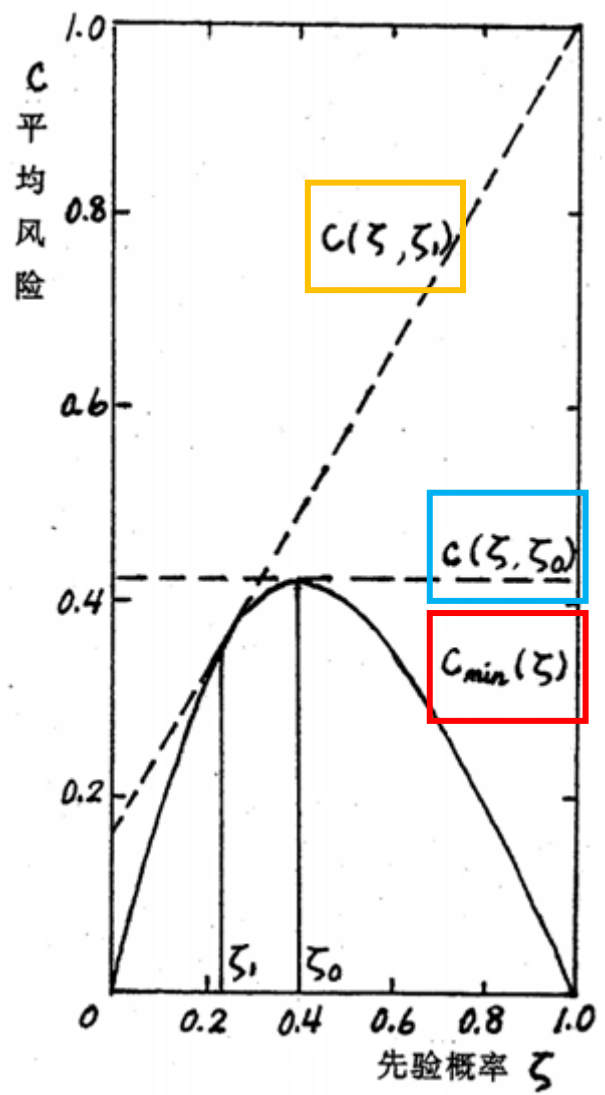
如果选取  $x = \xi$  ,  $C_{min}(\xi)$  是可能得到的最小平均代价 (贝叶斯准则)



$$C(\xi, x) = \xi C_{00}(1 - P_F(x)) + \xi C_{10}P_F(x) \\ + (1 - \xi)C_{01}P_M(x) + (1 - \xi)C_{11}(1 - P_M(x))$$

如果选取  $x = \xi$ ,  $C_{min}(\xi)$  是可能得到的最小平均代价 (贝叶斯准则)

任意取定一个  $x = \xi_1$ , 此时  $C(\xi, \xi_1)$  为一条直线, 并且在  $C_{min}(\xi)$  之上, 在  $\xi = \xi_1$  相切。极大风险在  $\xi = 0, 1$  取到



$$C(\xi, x) = \xi C_{00}(1 - P_F(x)) + \xi C_{10}P_F(x) + (1 - \xi)C_{01}P_M(x) + (1 - \xi)C_{11}(1 - P_M(x))$$

如果选取  $x = \xi$  ,  $C_{min}(\xi)$  是可能得到的最小平均代价（贝叶斯准则）

任意取定一个  $x = \xi_1$  , 此时  $C(\xi, \xi_1)$  为一条直线, 并且在  $C_{min}(\xi)$  之上, 在  $\xi = \xi_1$  相切。极大风险在  $\xi = 0, 1$  取到

极小极大准则: 当取到  $x = \xi_0$  , 且  $\xi_0$  满足  $C(\xi, \xi_0)$  斜率为0时, 可以使极大风险极小化, 即  $\xi_0 = \underset{x}{\operatorname{argmin}} \max_{\xi} C(\xi, x)$



## 思考题（选做）：

什么假设下代价函数曲线是上凸的？



$$C(\xi, x) = \xi C_{00}(1 - P_F(x)) + \xi C_{10} P_F(x) \\ + (1 - \xi) C_{01} P_M(x) + (1 - \xi) C_{11}(1 - P_M(x))$$

极小极大方程：

$$C(\xi, x^*) \text{关于} \xi \text{的斜率为} 0 \Rightarrow C(0, x^*) = C(1, x^*)$$

$$C_{01} P_M(x^*) + C_{11}(1 - P_M(x^*)) = C_{00}(1 - P_F(x^*)) + C_{10} P_F(x^*)$$





$$C(\xi, x) = \xi C_{00}(1 - P_F(x)) + \xi C_{10} P_F(x) \\ + (1 - \xi) C_{01} P_M(x) + (1 - \xi) C_{11}(1 - P_M(x))$$

极小极大方程：

$$C(\xi, x^*) \text{关于} \xi \text{的斜率为} 0 \Rightarrow C(0, x^*) = C(1, x^*)$$

$$C_{01} P_M(x^*) + C_{11}(1 - P_M(x^*)) = C_{00}(1 - P_F(x^*)) + C_{10} P_F(x^*)$$

得到  $x^*$  后，判决规则归结于似然比检验：

$$\lambda(r) = \frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \lambda_0 = \frac{x^*(C_{10} - C_{00})}{(1 - x^*)(C_{01} - C_{11})}$$

此准则下，在任意先验概率下的代价均为  $C_{min}(x^*) = \max C_{min}(\xi)$



$$C(\xi, x) = \xi C_{00}(1 - P_F(x)) + \xi C_{10} P_F(x) \\ + (1 - \xi) C_{01} P_M(x) + (1 - \xi) C_{11}(1 - P_M(x))$$

极小极大方程：

$$C(\xi, x^*) \text{关于} \xi \text{的斜率为} 0 \Rightarrow C(0, x^*) = C(1, x^*)$$

$$C_{01} P_M(x^*) + C_{11}(1 - P_M(x^*)) = C_{00}(1 - P_F(x^*)) + C_{10} P_F(x^*)$$

得到  $x^*$  后，判决规则归结于似然比检验：

$$\lambda(r) = \frac{p_1(r)}{p_0(r)} \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \lambda_0 = \frac{x^*(C_{10} - C_{00})}{(1 - x^*)(C_{01} - C_{11})}$$

此准则下，在任意先验概率下的代价均为  $C_{min}(x^*) = \max C_{min}(\xi)$

特殊情况  $C_{00} = C_{11} = 0$ ,  $C_{10} = C_{01} = 1$  下，极小极大方程简化为：

$$P_F = P_M$$



- 例  $\mathbf{H}_1: r = a + n \quad (a > 0)$   
 $\mathbf{H}_0: r = n$   $n \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

$$C_{ij} = 1(i \neq j), \quad C_{ii} = 0$$

给出极小极大风险准则下的判决规则



- 例  $\mathbf{H}_1: r = a + n \quad (a > 0)$   
 $n \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

$$\mathbf{H}_0: r = n$$

$$C_{ij} = 1(i \neq j), \quad C_{ii} = 0$$

给出极小极大风险准则下的判决规则

$$C(\xi, x) = \xi \int_V^\infty p_0(r) dr + (1 - \xi) \int_{-\infty}^V p_1(r) dr$$

$$C(1, x^*) = C(0, x^*) \Rightarrow \int_V^\infty p_0(r) dr = \int_{-\infty}^V p_1(r) dr$$



• 例  $\mathbf{H}_1: r = a + n \quad (a > 0) \quad n \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

$\mathbf{H}_0: r = n$

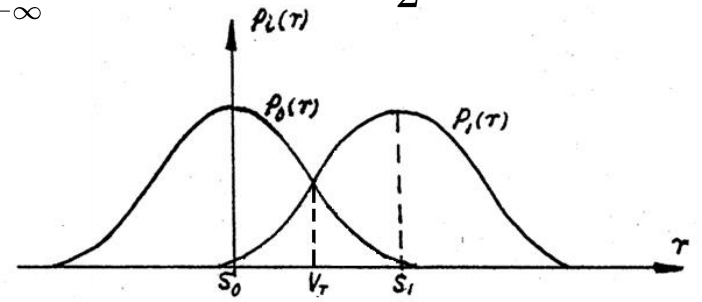
$C_{ij} = 1 (i \neq j), \quad C_{ii} = 0$

给出极小极大风险准则下的判决规则

$$C(\xi, x) = \xi \int_V^\infty p_0(r) dr + (1 - \xi) \int_{-\infty}^V p_1(r) dr$$
$$p_1(r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(r-a)^2}{2\sigma^2}\right)$$
$$p_0(r) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{r^2}{2\sigma^2}\right)$$

$$C(1, x^*) = C(0, x^*) \Rightarrow \int_V^\infty p_0(r) dr = \int_{-\infty}^V p_1(r) dr \Rightarrow V = \frac{a}{2}$$

判决规则为:  $r \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \frac{a}{2}$





复习:

1 初步了解统计信号处理的发展概况

2 理解和掌握几个基本概念和基本方法:

假设检验、先验概率、虚警概率、检测概率、似然函数、似然比

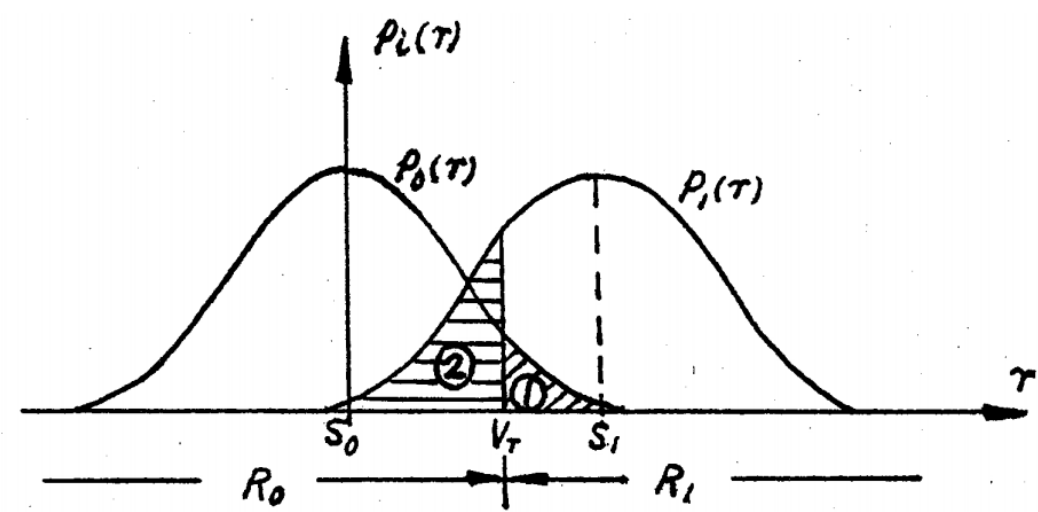
最大后验概率准则、最小错误概率准则

贝叶斯准则、极小极大风险准则

清楚知道每种检测准则的前提条件



### 3 记住一张图



### 4 逐渐学会用统计信号处理的观点去思考问题和解释现象



**谢谢大家!**