

# 信号检测理论

赵丰

2018 年 4 月 17 日

## 1. Bayes 准则

定义似然比为  $\lambda(z) \triangleq \frac{p(z|H_1)}{p(z|H_0)}$

$$\lambda(z) \underset{z \in \mathcal{Z}_0}{\overset{z \in \mathcal{Z}_1}{\gtrless}} \lambda_B(z) \triangleq \frac{P(H_0)(C_{10} - C_{00})}{P(H_1)(C_{01} - C_{11})} \quad (1)$$

其中  $C_{ij} = P(D_i, H_j)$

## 2. 极大极小准则 (先验概率 $\xi = P(H_0)$ 未知), 满足极大极小化方程:

$$C_{00}P(D_0|H_0) + C_{10}P(D_1|H_0) = C_{01}P(D_0|H_1) + C_{11}P(D_1|H_1) \quad (2)$$

解出  $\xi_{MM}$ , 根据

$$\lambda(z) \underset{z \in \mathcal{Z}_0}{\overset{z \in \mathcal{Z}_1}{\gtrless}} \lambda_{MM} \triangleq \frac{\xi_{MM}(C_{10} - C_{00})}{(1 - \xi_{MM})(C_{01} - C_{11})} \quad (3)$$

设计接收机。

## 3. Neyman Pearson 准则: 给定 $P_F = \alpha$ , 使得 $P_D$ 最大。

$$\lambda(z) \underset{z \in \mathcal{Z}_0}{\overset{z \in \mathcal{Z}_1}{\gtrless}} \lambda_{NP} \quad (4)$$

其中  $\lambda_{NP}$  满足方程

$$P_F = \int_{z \in \mathcal{Z}_1} p(z|H_0)dz = \alpha \quad (5)$$

## 4. ROC 曲线: 将由 Neyman Pearson 准则计算出的 $(P_F, P_D)$ 曲线。

5. 在理想白高斯信道中信号的检测

考虑高斯带限白噪声, 即

$$S_N(f) = \begin{cases} 0 & \text{if } |f| > B \\ \frac{N_0}{2} & \text{if } |f| < B \end{cases} \quad (6)$$

可以证明  $S_N(f)$  对应的相关函数是  $R_N(\tau) = \frac{N_0 \sin(2B\pi\tau)}{2\pi\tau}$

证明. 首先已知  $\mathcal{F}(\text{sinc}(t)) = \text{rect}(f)$  其中

$$\text{rect}(f) = \begin{cases} 0 & \text{if } |f| > \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & \text{if } |f| = \frac{1}{2} \\ 1 & \text{if } |f| < \frac{1}{2} \end{cases} \quad \text{sinc}(x) = \frac{\sin(\pi x)}{\pi x}$$

根据 Fourier 变换的性质: 若  $\mathcal{F}f(x) = \hat{f}(\lambda)$ , 则  $\mathcal{F}f(ax) = \frac{1}{a}\hat{f}(\frac{\lambda}{a})$  因此  $\mathcal{F}(\text{sinc}(2Bt)) = \frac{1}{2B} \text{rect}(\frac{f}{2B})$ , 等式两边同时乘以  $N_0B$  得  $\mathcal{F}(N_0B \text{sinc}(2Bt)) = \frac{N_0}{2} \text{rect}(\frac{f}{2B})$   $\square$

由相关函数的性质  $R_N(0) = N_0B$  为高斯分布的方差。

可以证明, 若  $n(t)$  是高斯带限白噪声随机过程, 在  $[0, T]$  时间内, 关于  $z_i(t) = s_i(t) + n(t), i = 0, 1$  的信号检测似然函数为:

$$\lambda(z(t)) = \exp \left( \frac{2}{N_0} \int_0^T (s_1(t) - s_0(t))z(t)dt - \frac{1}{N_0} \left( \int_0^T (s_1^2(t) - s_0^2(t))dt \right) \right) \quad (7)$$

接收机工作性能

设随机变量  $v = \int_0^T [s_1(t) - s_0(t)]z(t)dt$ , 根据最小平均错误概率准则

$$v \underset{z \in Z_0}{\overset{z \in Z_1}{\gtrless}} v_T \quad (8)$$

其中  $v_T = \frac{N_0}{2} \ln \mathcal{L}_T + \frac{1}{2}(E_1 - E_0)$ , 而  $\mathcal{L}_T = \frac{P(H_0)}{P(H_1)}$ ,  $E_i = \int_0^T s_i^2(t)dt$  为已知量。为计算虚警概率  $P_F$  和漏警概率  $P_M$ , 首先求  $v$  的分布。设信号平均能量  $E = \frac{1}{2}(E_0 + E_1)$ , 互相关系数  $\rho = \frac{1}{E} \int_0^T s_1(t)s_0(t)dt$ 。因

为高斯过程的积分也是高斯分布,

$$\begin{aligned}
v|H_0 &= \int_0^T [s_1(t) - s_0(t)]s_0(t)dt + \int_0^T [s_1(t) - s_0(t)]n(t)dt \\
&\Rightarrow \mathbb{E}[v|H_0] = \rho E - E_0 \\
&\Rightarrow \text{Var}[v|H_0] = \frac{N_0}{2} \int_0^T (s_1(t) - s_0(t))^2 dt = N_0 E(1 - \rho)
\end{aligned}$$

同理可求出

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}[v|H_1] &= E_1 - \rho E \\
\text{Var}[v|H_1] &= N_0 E(1 - \rho)
\end{aligned}$$

因此虚警概率  $P_F$  为

$$\begin{aligned}
P_F &= \int_{v_T}^{\infty} p(v|H_0)dv \\
&= 1 - \Phi(y_T)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
y_T &= \frac{v_T - (\rho E - E_0)}{\sqrt{N_0 E(1 - \rho)}} \\
&= \frac{\frac{N_0}{2} \mathcal{L}_T + E(1 - \rho)}{\sqrt{N_0 E(1 - \rho)}}
\end{aligned}$$

漏警概率  $P_M$  为

$$\begin{aligned}
P_M &= \int_{-\infty}^{v_T} p(v|H_1)dv \\
&= \Phi(y'_T)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
y'_T &= \frac{v_T - (E_1 - \rho E)}{\sqrt{N_0 E(1 - \rho)}} \\
&= \frac{\frac{N_0}{2} \mathcal{L}_T - E(1 - \rho)}{\sqrt{N_0 E(1 - \rho)}}
\end{aligned}$$

在等先验概率的情况下,  $\mathcal{L}_T = 0 \Rightarrow y_T = y'_T \Rightarrow$

$$P_F = P_M = \Phi\left(-\sqrt{\frac{E(1 - \rho)}{N_0}}\right) \quad (9)$$

当信噪比  $\frac{E}{N_0}$  一定时,  $\rho \downarrow \Rightarrow P_F \downarrow$

雷达系统检测是否有信号, 其中  $s_0(t) = 0 \Rightarrow \rho = 0, E_0 = 0$ , 采用 Neyman-Pearson 准则, 门限  $v_{NP}$  根据下式确定:

$$P_F = 1 - \Phi\left(\frac{v_{NP}}{\sqrt{N_0 E_1/2}}\right) = \alpha$$

求出  $v_{NP}$  后, 代入计算  $P_D$ ,

$$P_D = 1 - P_M = 1 - \Phi\left(\frac{v_{NP} - E_1}{\sqrt{N_0 E_1/2}}\right)$$

于是可作出 ROC 曲线。当信噪比  $\frac{E_1}{N_0}$  增加时, 对相同的  $\alpha, P_D$  增大, ROC 曲线向左上方倾斜。

## 6. 多元假设检验

考虑 “M 元择一” 的情况, 平均代价可计算出为:

$$\bar{R} = \sum_{i=0}^{M-1} C_{ii} P(H_i) + \sum_{i=0}^{M-1} \int_{\mathcal{Z}_i} I_i(z) dz$$

其中

$$I_i(z) = \sum_{j=0, j \neq i}^{M-1} (C_{ij} - C_{jj}) P(H_j) p(z|H_j)$$

使得  $\bar{R}$  最小的空间划分方式为:

$$\mathcal{Z}_i = \{z | I_i(z) = \min\{I_k(z) | k = 0, \dots, M-1\}\}$$

最小平均错误准则取  $C_{ij} = 1 - \delta_{ij}$ , 此时  $I_i(z)$  为

$$I_i(z) = \sum_{j=0, j \neq i}^{M-1} P(H_j) p(z|H_j) \quad (10)$$

$$= p(z) - p(z) P(H_i|z) \quad (11)$$

故  $I_i(z)$  取最小值等效于  $P(H_i|z)$  取最大值 (MAP 准则)。

在等先验概率的情况下  $p(z)P(H_i|z) = p(z|H_i)P$ , 可以用最大似然准则。

举例: 考虑  $H_i$ : 接收信号  $\sim N(m_i, \sigma^2)$ , 其中  $m_1 = 1, m_2 = 2, m_3 = -1$ 。若考虑等先验概率下的最小平均错误概率准则, 且有  $n$  次观测样本  $z_1, \dots, z_n$ 。

首先可以知道  $z = \frac{1}{n}(z_1 + \cdots + z_n)$  是充分统计量, 分布为  $N(m_i, \frac{1}{n}\sigma^2)$ 。根据最大似然准则, 分别作出三种假设下  $z$  的概率密度函数曲线如图 1 所示。由图可见, 三条概率密度函数曲线将实轴分为三段  $(-\infty, 0)$ ,  $(0, \frac{3}{2})$ ,  $(\frac{3}{2}, \infty)$ , 分别记为  $I_3, I_1, I_2$ 。每段中分别有一条曲线达到最高。当样本值落在区间  $I_i$  时判定假设  $H_i$  成立。

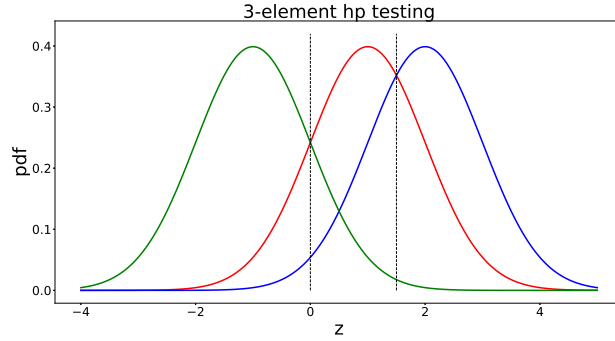


图 1: 三元假设问题

## 7. 复合假设检验：参量是随机变量

- (a) 若参量的概率分布已知, 可将条件似然函数对参量的分布取平均, 按简单假设检验求解。比如假设

$$H_0 : s_0(t) = 0$$

$$H_1 : s_1(t) = A, \text{ where } A \sim N(0, \sigma_A^2)$$

信道是高斯信道, 观测  $z(t) = s(t) + n(t)$ ,  $n(t) \sim N(0, \sigma_N^2)$ , 且  $A$  与  $n(t)$  相互独立。设只有 1 次观测,  $z|H_0 \sim N(0, \sigma_N^2)$  而

$$p(z|H_1) = \int_{\mathbb{R}} p(z|H_1, A)p(A)dA = \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_N^2 + \sigma_A^2)}} \exp\left(-\frac{z^2}{2(\sigma_N^2 + \sigma_A^2)}\right)$$

$\Rightarrow z|H_1 \sim N(0, \sigma_N^2 + \sigma_A^2)$  再通过似然比检验得到双边检验的形式:

$$z^2 \underset{z \in Z_0}{\overset{z \in Z_1}{\gtrless}} \frac{2\sigma_N^2(\sigma_A^2 + \sigma_N^2)}{\sigma_A^2} \left[ \ln \lambda_B + \frac{1}{2} \ln\left(1 + \frac{\sigma_A^2}{\sigma_N^2}\right) \right]$$

(b) 随机相位信号的检测

$H_0 : z(t) = n(t), 0 \leq t \leq T, n(t)$  是均值为 0, 谱密度为  $\frac{N_0}{2}$  的高斯白噪声

$H_1 : z(t) = \sqrt{\frac{2E_s}{T}} \sin(\omega_c t + \theta) + n(t)$ , where :

$A \sim N(0, \sigma_A^2), \theta$  是随机变量,  $E_s$  是该信号的能量

若  $\theta$  给定, 假定  $T$  是  $\frac{2\pi}{\omega_c}$  的整数倍, 可求出条件似然比为:

$$\lambda(z(t)|\theta) = \exp \left( \frac{2}{N_0} \sqrt{\frac{2E_s}{T}} (y_c \sin \theta + y_s \cos \theta) - \frac{E_s}{N_0} \right) \quad (12)$$

其中:

$$y_c = \int_0^T z(t) \cos \omega_c t dt \quad (13)$$

$$y_s = \int_0^T z(t) \sin \omega_c t dt \quad (14)$$

$$(15)$$

进一步假定随机相位  $\theta$  在  $[0, 2\pi]$  区间上是均匀分布 (最不利分布), 则平均似然比为

$$\lambda(z(t)) = \mathbb{E}_\theta [\lambda(z(t)|\theta)] \quad (16)$$

$$= \exp(-\frac{E_s}{N_0}) I_0 \left( \frac{2}{N_0} \sqrt{\frac{2E_s}{T}} \sqrt{y_c^2 + y_s^2} \right) \quad (17)$$

其中

$$I_0(x) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \exp(x \cos \phi) d\phi$$

称为零阶修正的 Bessel 函数。设  $y = \sqrt{y_c^2 + y_s^2}$ , 由似然比判决规则可以得到

$$y \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} y_T$$

可以计算出  $y$  的概率密度函数为:

$$p(y|H_1) = \frac{y}{\sigma^2} \exp \left( -\frac{1}{2\sigma^2} \left[ y^2 + \frac{E_s T}{2} \right] \right) \cdot I_0 \left( \frac{y}{\sigma^2} \sqrt{\frac{E_s T}{2}} \right) \quad (18)$$

$$p(y|H_0) = \frac{y}{\sigma^2} \exp \left( -\frac{y^2}{2\sigma^2} \right) \quad (19)$$

其中  $y > 0, \sigma^2 = \frac{N_0 T}{4}, y|H_0$  服从 Rayleigh 分布, 是假设  $H_1$  下信号能量为 0 的特殊情况。

从而求出虚警概率  $P_F$  和检测概率  $P_D$ :

$$P_F = \int_{y_T}^{\infty} p(y|H_0)dy = \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{y_T^2}{\sigma^2}\right) \quad (20)$$

$$P_D = \int_{y_T}^{\infty} p(y|H_1)dy = Q\left(\frac{1}{\sigma} \sqrt{\frac{E_s T}{2}}, \frac{y_T}{\sigma}\right) \quad (21)$$

其中

$$Q(a, b) = \int_b^{\infty} u \exp\left(-\frac{u^2 + a^2}{2}\right) I_0(au) du$$

称为 Marcum 函数。

采用 Neyman-Pearson 准则, 由  $P_F = \alpha$  得到  $P_D = Q\left(\sqrt{\frac{2E_s}{N_0}}, \sqrt{-2 \ln \alpha}\right)$ 。信噪比  $r = \frac{2E_s}{N_0}$ , 于是可作出接收机的 ROC 曲线以及当  $\alpha$  一定时检测概率与信噪比的关系曲线如图 2 所示。

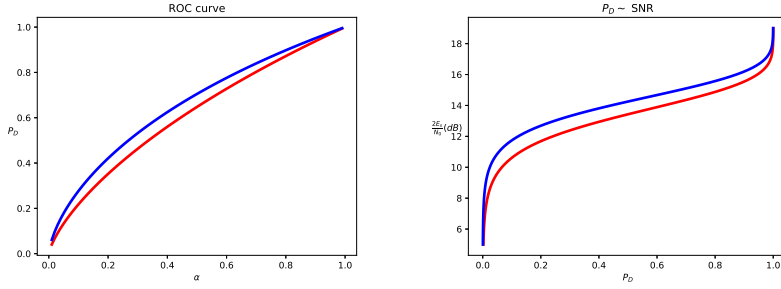


图 2

(c) 随机幅度和相位信号的检测

$$H_0 : z(t) = n(t), 0 \leq t \leq T$$

$$H_1 : z(t) = A \sin(\omega_c t + \theta) + n(t), 0 \leq t \leq T$$

$A$  服从 Rayleigh 分布:

$$p(A) = \frac{A}{\sigma_A^2} \exp\left(-\frac{A^2}{2\sigma_A^2}\right), A \geq 0$$

此时似然比为

$$\lambda(z(t)) = \int_0^{\infty} \lambda(z(t)|A) p(A) dA$$

其中  $\lambda(z(t)|A)$  可由 (17) 得到为

$$\lambda(z(t)|A) = \exp\left(-\frac{A^2 T}{2N_0}\right) \cdot I_0\left(\frac{2}{N_0} A y\right)$$

利用 Marcum 函数的性质可得

$$\lambda(z(t)) = \frac{N_0}{\sigma_A^2 T + N_0} \exp\left(\frac{2\sigma_A^2}{N_0(\sigma_A^2 T + N_0)} y^2\right)$$

再根据似然比检验的准则得到最佳接收机。

在随机相位、随机幅度的情况下，虚警概率  $P_F$  的计算与之前相同，而检测概率  $P_D$  则为(21)对  $p(A)$  的平均（将  $E_s = \frac{A^2 T}{2}$  代入该式）。可得：

$$P_D = \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{y_T}{2}\right)^2 \left(1 + \frac{\bar{E}_s}{N_0}\right)^{-1}\right) \quad (22)$$

其中  $\bar{E}_s = \sigma_A^2 T$  表示平均能量， $\bar{r} = \frac{\bar{E}_s}{N_0}$  表示平均信噪比。若令  $P_F = \alpha$ ，则  $P_D = \alpha^{1/(1+\bar{r})}$

## 8. 色高斯信道

考虑一般的情形，噪声仍为高斯过程，但相关函数不再是  $\delta\tau$  而是一般的  $R_n(t_1, t_2)$ ，可能是时变的。处理这一问题可以用 Karhunen-Loeve 正交展开或者白化滤波器的方法。不同于白高斯信道中平均错误概率只与信号能量有关，在一般的色高斯信道中与信号波形有关。

### (a) 正交展开

把  $z(t)$  在基函数  $\{g_k(t)\}$  上展开：

$$z(t) = \sum_{k=1}^{\infty} z_k g_k(t), \text{ where } z_k = \int_0^T z(t) g_k(t) dt \quad (23)$$

展开的目的是希望选择基函数使得展开系数  $\{z_k\}$  相互独立，因为  $z_k$  是高斯变量，所以只需使  $\{z_k\}$  互不相关即可，其协方差函数满足：

$$\begin{aligned} \text{Cov}(z_k, z_l) &= \mathbb{E} \left[ \int_0^T \int_0^T n(t_1) n(t_2) g_k(t_1) g_l(t_2) dt_1 dt_2 \right] \\ &= \int_0^T \int_0^T R_n(t_1, t_2) g_k(t_1) g_l(t_2) dt_1 dt_2 \end{aligned} \quad (24)$$



若

$$\int_0^T R_n(t_1, t_2) g_k(t_2) dt_2 = \lambda_k g_k(t_1) \quad (25)$$

且  $\{g_k(t)\}$  是归一化的正交函数集:

$$\int_0^T g_k(t) g_l(t) dt = \delta_{kl}$$

则  $\text{Cov}(z_k, z_l) = \lambda_k \delta_{kl}$

似然比计算及判决规则: 我们以接收信号  $K-L$  展开式的前  $N$  个系数来建立“等效”的观测向量:  $\mathbf{z}_N = (z_1, \dots, z_N)$ 。似然比函数为

$$\lambda(\mathbf{z}_N) = \frac{\prod_{k=1}^N \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_k}} \exp\left(-\frac{(z_k - s_{1k})^2}{2\lambda_k}\right)}{\prod_{k=1}^N \frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_k}} \exp\left(-\frac{(z_k - s_{0k})^2}{2\lambda_k}\right)}$$

其中

$$s_{ik} = \int_0^T s_i(t) g_k(t) dt, i = 1, 2 \quad (26)$$

是  $z_k$  的均值。上式取对数并整理得:

$$\ln \lambda(\mathbf{z}_N) = \sum_{k=1}^N \frac{1}{\lambda_k} z_k (s_{1k} - s_{0k}) - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \frac{1}{\lambda_k} (s_{1k}^2 - s_{0k}^2)$$

令  $N \rightarrow \infty$  并将(23)代入上式的第一项, (26)取一个代入上式第二项, 得到:

$$\begin{aligned} \ln \lambda(z(t)) &= \int_0^T z(t) \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{\lambda_k} (s_{1k} - s_{0k}) g_k(t) dt - \frac{1}{2} \left[ \int_0^T s_1(t) \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{\lambda_k} s_{1k} g_k(t) dt - \int_0^T s_1(t) \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{\lambda_k} s_{0k} g_k(t) dt \right] \\ &= \left[ \int_0^T z(t) h_1(t) dt - \int_0^T z(t) h_0(t) dt \right] - \frac{1}{2} \left[ \int_0^T s_1(t) h_1(t) dt - \int_0^T s_0(t) h_0(t) dt \right] \end{aligned}$$

其中  $h_i(t) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{\lambda_k} s_{ik} g_k(t)$  易验证,  $h_i(t)$  是积分方程  $\int_0^T R_n(t, \tau) h_i(\tau) d\tau = s_i(t)$  的解。根据似然比检验准则有:

$$\int_0^T z(t) h_1(t) dt - \int_0^T z(t) h_0(t) dt \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} v_T, \text{ where } v_T = \ln \lambda_T + \frac{1}{2} \left[ \int_0^T s_1(t) h_1(t) dt - \int_0^T s_0(t) h_0(t) dt \right] \quad (27)$$

#### (b) 白化滤波器

将接收信号  $z(t)$  通过一个滤波器  $h_w(t, \tau)$ , 设输出信号为  $z_w(t)$ , 则:

$$z_w(t) = \int_0^T h_w(t, \tau) z(\tau) d\tau | H_i = s_{wi}(t) + n_w(t) \quad (28)$$

其中

$$s_{wi}(t) = \int_0^T h_w(t, \tau) s_i(\tau) d\tau$$

$$n_w(t) = \int_0^T h_w(t, \tau) n(\tau) d\tau$$

若输出噪声  $n_w(t)$  是白噪声，则可以根据(8)的判决准则设计接收机。

假设  $h_w(t, \tau)$  可以展开为：

$$h_w(t, \tau) = \sum_{k=1}^{\infty} h_k g_k(t) g_k(\tau)$$

于是可得：

$$\begin{aligned} R_{n_w}(t, \tau) &= \mathbb{E}[n_w(t) n_w(\tau)] \\ &= \mathbb{E} \left[ \int_0^T \int_0^T h_w(t, s) h_w(\tau, u) n(s) n(u) ds du \right] \\ &= \int_0^T \int_0^T h_w(t, s) h_w(\tau, u) R_n(s, u) ds du \\ &= \int_0^T \int_0^T \left[ \sum_{k=1}^{\infty} h_k g_k(t) g_k(s) \right] \left[ \sum_{l=1}^{\infty} h_l g_l(\tau) g_l(u) \right] R_n(s, u) ds du \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{l=1}^{\infty} \int_0^T h_k g_k(t) g_k(s) h_l g_l(\tau) \lambda_l g_l(s) ds \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{l=1}^{\infty} h_k g_k(t) h_l g_l(\tau) \lambda_l \delta_{lk} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \lambda_k h_k^2 g_k(t) g_k(\tau) \end{aligned}$$

另一方面

$$\delta(t - \tau) = \sum_{k=1}^{\infty} g_k(t) g_k(\tau)$$

比较系数得：

$$h_k = \frac{1}{\sqrt{\lambda_k}} \Rightarrow h_w(t, \tau) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{\lambda_k}} g_k(t) g_k(\tau) \quad (29)$$

## 9. 练习题

(1) 试推导如下情况的似然比。

$$H_0 : z \sim N(m_0, \sigma_0^2)$$

$$H_1 : z \sim N(m_1, \sigma_1^2)$$

并求判决域和错误概率。

解.

$$\lambda(z) = \frac{p(z|H_1)}{p(z|H_0)} \quad (30)$$

$$= \frac{\sigma_0}{\sigma_1} \exp\left(-\frac{(z-m_1)^2}{2\sigma_1^2} + \frac{(z-m_0)^2}{2\sigma_0^2}\right) \quad (31)$$

$$\mathcal{Z}_0 = \{z | \lambda(z) < \lambda_B\}$$

$$= \{z | (\sigma_1^2 - \sigma_0^2)z^2 - 2(m_0\sigma_1^2 - m_1\sigma_0^2 + m_0^2\sigma_1^2 - m_1^2\sigma_0^2) < 2\sigma_0^2\sigma_1^2(\ln \lambda_B - \ln \frac{\sigma_0}{\sigma_1})\}$$

$$\mathcal{Z}_1 = \{z | \lambda(z) > \lambda_B\}$$

$$P_F = P(D_1, H_0) = \int_{z \in \mathcal{Z}_1} p(z|H_0) dz$$

$$P_M = P(D_0, H_1) = \int_{z \in \mathcal{Z}_0} p(z|H_1) dz$$

Discuss  $\sigma_1 \gtrless \sigma_0, m_1 \gtrless m_0$ . □

(2) 考虑一二元对称信道,  $\epsilon$  是交叉概率 (假定  $\epsilon < \frac{1}{2}$ ), 即信道输入为 0 (或 1) 时, 输出为  $b$  (或  $a$ ) 的概率。若先验概率相等, 试导出保证平均错误概率最小的判决准则, 并求最小平均错误概率。

解. 考虑一次观测  $z$ ,

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_1 : \theta = 1$$

条件概率  $z|\theta$  已知:  $p_{z|\theta=0}(a) = 1 - \epsilon, p_{z|\theta=0}(b) = \epsilon, p_{z|\theta=1}(a) = \epsilon, p_{z|\theta=1}(b) = 1 - \epsilon$  由似然比检验,  $\lambda(z) = \frac{p(z|H_1)}{p(z|H_0)} \Rightarrow \lambda(a) = \frac{\epsilon}{1-\epsilon} <$

1,  $\lambda(b) = \frac{\epsilon}{1-\epsilon} > 1$  因为先验概率相等, 所以  $\lambda_B = 1$ , 因此判决准则为  $z = b \Rightarrow \theta = 1; z = a \Rightarrow \theta = 0$ 。平均错误概率为

$$\begin{aligned} P_{\theta,z}(0,b) + P_{\theta,z}(1,a) &= P_{\theta}(0)P_{z|\theta=0}(b) + P_{\theta}(1)P_{z|\theta=1}(a) \\ &= \epsilon \end{aligned}$$

或比较四类判决的错误概率, 分别为  $\epsilon, \frac{1}{2}, \frac{1}{2}, 1 - \epsilon$ 。□

(3) 请使用最小错误概率准则, 设计一个在如下两种假设间作出选择的接收机 (假定两种假设的先验概率相等):

$$H_0 : z(t) = s_0(t) + n(t)$$

$$H_1 : z(t) = s_1(t) + n(t)$$

其中: 信号  $s_1(t)$  和  $s_0(t)$  如图 3 所示: 噪声  $n(t)$  是高斯型随机变量, 均值为零, 谱密度为  $\frac{N_0}{2}$ 。并画出平均错误概率与  $\frac{2E}{N_0}$  的函数关系 ( $E$  为信号的平均能量)。

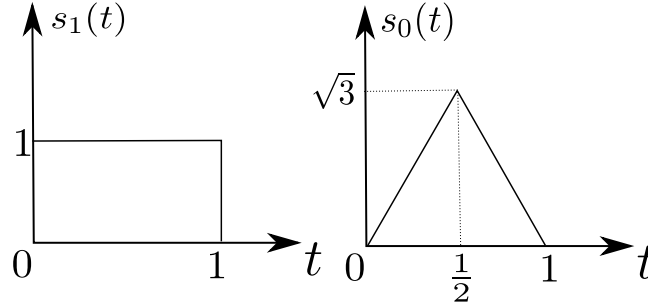


图 3: 信号  $s_1(t)$  和  $s_0(t)$

解. 首先计算信号的能量  $E_1 = 1, E_2 = 1, \mathcal{L}_T = 1 \Rightarrow v_T = 0$ , 根据(8)式可得到最小错误概率的判决准则.  $s_1(t)$  和  $s_2(t)$  的互相关系数  $\rho = \frac{\sqrt{3}}{2}$ 。由(9)式可得到平均错误概率为

$$\bar{R} = \frac{1}{2}(P_F + P_M) = \Phi \left( -\sqrt{\frac{2E}{N_0} \left( \frac{1}{2} - \frac{\sqrt{3}}{4} \right)} \right)$$

平均错误概率与  $\frac{2E}{N_0}$  的函数关系如图 4 所示

□

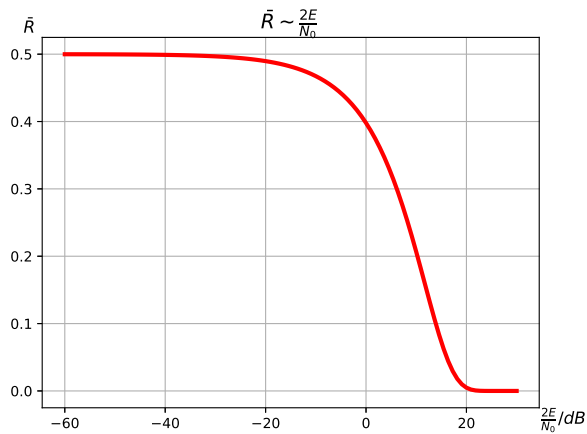


图 4

(4) 已知  $K$  个独立的观测值

$$\begin{cases} H_1: & z_k = n_k \\ H_0: & z_k = 1 + n_k \end{cases} \quad \text{其中: } n_k \text{ 是均值为零、方差为 2 的高斯随机变量, } k = 1, 2, \dots, K.$$

(a) 设计似然比检验, 并求  $P_F$  和  $P_M$ 。

(b) 画出  $K = 1$  时的接收机工作特性。

(c) 假定  $c_{00} = c_{11} = 0, c_{01} = 2, c_{10} = 1, P(H_0) = 0.7$ , 试求最小  $N$  值, 使得  $K = N$  时的风险不大于  $K = 1$  时风险的  $\frac{1}{2}$ 。

解. (a) 设  $\mathbf{z} = [z_1, \dots, z_K]$ ,  $\lambda(\mathbf{z}) = \frac{p(\mathbf{z}|H_1)}{p(\mathbf{z}|H_0)}$

$$\lambda(\mathbf{z}) \underset{H_0}{\overset{H_1}{\gtrless}} \lambda_B \Rightarrow z \underset{H_1}{\overset{H_0}{\gtrless}} \frac{1}{2} - \frac{2}{K} \ln \lambda_B$$

其中  $z = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K z_i, z|H_0 \sim N(1, \frac{2}{K}), z|H_1 \sim N(0, \frac{2}{K})$

$$\begin{aligned} P_F &= \int_{-\infty}^{\frac{1}{2} - \frac{2}{K} \ln \lambda_B} p(z|H_0) dz \\ &= \Phi \left( -\sqrt{2K} \left( \frac{1}{4} + \frac{\ln \lambda_B}{K} \right) \right) \\ P_M &= \Phi \left( -\sqrt{2K} \left( \frac{1}{4} - \frac{\ln \lambda_B}{K} \right) \right) \end{aligned}$$

(b) 当  $K = 1$  时, 以  $\lambda_B$  作为曲线参数, 作出  $(P_F, P_D)$  的曲线如图 5 所示。

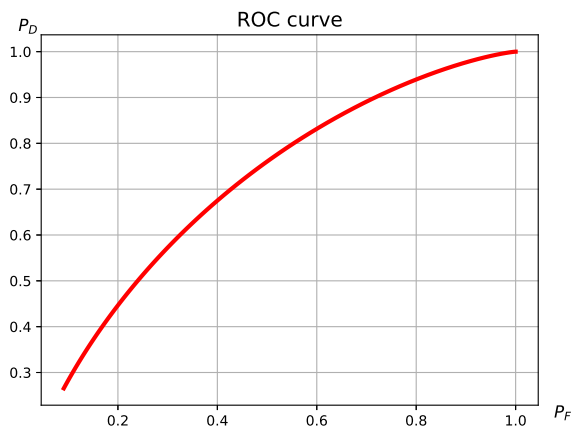


图 5

(c)

$$\begin{aligned}\bar{R} &= C_{01}P(D_0, H_1) + C_{10}P(D_1, H_0) \\ &= 2P(H_1)P(D_0|H_1) + P(H_0)P(D_1|H_0) \\ &= 0.6P_M + 0.7P_F\end{aligned}$$

另一方面,

$$\lambda_B = \frac{P(H_0)(C_{10} - C_{00})}{P(H_1)(C_{01} - C_{11})} = \frac{7}{6}$$

根据 (a)  $\bar{R}(K = 1) = 0.47, \bar{R}(K = 6) = 0.25, \bar{R}(K = 7) = 0.23 < \frac{1}{2}\bar{R}(K = 1) \Rightarrow N = 7$

□

(5) 对于二元通信系统, 其假设为:

$$\begin{cases} H_1: & z(t) = A \cos \omega_1 t + B \cos(\omega_2 t + \phi) + n(t) \\ H_0: & z(t) = B \cos(\omega_2 t + \phi) + n(t) \end{cases} \quad \text{其中: } \begin{matrix} 0 \leq t \leq T \\ A, B, \omega_1, \omega_2, \phi \text{ are known constant} \end{matrix}$$

假定:  $\int_0^T \cos \omega_1 t \cos \omega_2 t dt = \int_0^T \cos \omega_1 t \sin \omega_2 t dt = 0, n(t)$  是谱密度为  $\frac{N_0}{2}$  的高斯白噪声。试画出其最佳接收机模型, 并分析其误

码率是否和  $A \cos \omega_1 t$  及  $B \cos(\omega_2 t + \phi)$  有关。计算误码率以证明你的分析结论。

解. 假定等先验概率, 由(9)得

$$P_e = \Phi\left(-\sqrt{\frac{E(1-\rho)}{N_0}}\right)$$

而

$$\begin{aligned} E(1-\rho) &= \frac{1}{2} \int_0^T (s_1(t) - s_0(t))^2 dt \\ &= \frac{1}{2} \int_0^T (A \cos \omega_1 t)^2 dt \end{aligned}$$

因此误码率与  $A \cos \omega_1 t$  有关而和  $B \cos(\omega_2 t + \phi)$  无关。 □