

# 《统计信号处理》研讨题汇总

杨 鼎

## 目录

|   |               |   |
|---|---------------|---|
| 1 | CRLB, 有效估计量   | 1 |
| 2 | 正弦信号参数估计 CRLB | 7 |

# 1 CRLB, 有效估计量

对于矢量形式的线型模型  $\mathbf{z} = \mathbf{H}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{w}$  , 其中  $\mathbf{w}$  为高斯序列,  $PDF$  为  $N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$ , (1) 试问有效估计量是否存在? CRLB 等于多少? 如果有效估计量存在, 该估计量服从什么分布? (2) 对于观测模型:  $z[n] = A + B \cdot n + w[n]$ ,  $n=0, 1, \dots, N-1$ , 其中  $w[n]$  是零均值高斯白噪声, 方差为  $\sigma^2$ ,  $A$  和  $B$  为待估计参数, 试将此问题转化为线性模型, 确定模型的各参数, 并求出有效估计量及估计的方差阵。

## (1) 有效估计量是否存在?

已知矢量线性模型  $\mathbf{z} = \mathbf{H}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{w}$ , 其中  $\mathbf{w} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$ , 则有

$$p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta}) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{N}{2}} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (\mathbf{z} - \mathbf{H}\boldsymbol{\theta})^T (\mathbf{z} - \mathbf{H}\boldsymbol{\theta}) \right]$$

对数似然函数

$$\ln p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta}) = -\frac{N}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (\mathbf{z} - \mathbf{H}\boldsymbol{\theta})^T (\mathbf{z} - \mathbf{H}\boldsymbol{\theta})$$

对  $\boldsymbol{\theta}$  求导有

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} &= \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\theta}} \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (\mathbf{z} - \mathbf{H}\boldsymbol{\theta})^T (\mathbf{z} - \mathbf{H}\boldsymbol{\theta}) \right] \\ &= -\frac{1}{2\sigma^2} \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\theta}} (\mathbf{z}^T \mathbf{z} - \mathbf{z}^T \mathbf{H}\boldsymbol{\theta} - \boldsymbol{\theta}^T \mathbf{H}^T \mathbf{z} + \boldsymbol{\theta}^T \mathbf{H}^T \mathbf{H}\boldsymbol{\theta}) \\ &= -\frac{1}{2\sigma^2} (-2\mathbf{H}^T \mathbf{z} + 2\mathbf{H}^T \mathbf{H}\boldsymbol{\theta}) \\ &= \frac{1}{\sigma^2} (\mathbf{H}^T \mathbf{z} - \mathbf{H}^T \mathbf{H}\boldsymbol{\theta}) \end{aligned}$$

若存在有效估计量  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ , 即  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  无偏且方差达到 CRLB, 由课本定理 3.2, 则当且仅当

$$\frac{\partial \ln p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \mathbf{I}(\hat{\boldsymbol{\theta}})(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \boldsymbol{\theta})$$

成立, 假定  $(\mathbf{H}^T \mathbf{H})^{-1}$  可逆, 于是

$$\frac{\partial \ln p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \frac{\mathbf{H}^T \mathbf{H}}{\sigma^2} \left[ (\mathbf{H}^T \mathbf{H})^{-1} \mathbf{H}^T \mathbf{z} - \boldsymbol{\theta} \right]$$

因此易知  $\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\mathbf{H}^T \mathbf{H}}{\sigma^2}$ , 即  $CRLB = \mathbf{I}^{-1}(\boldsymbol{\theta}) = (\mathbf{H}^T \mathbf{H})^{-1} \sigma^2$ , 有效估计量也存在,  $\boldsymbol{\theta} = (\mathbf{H}^T \mathbf{H})^{-1} \mathbf{H}^T \mathbf{z} \hat{\boldsymbol{\theta}} \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\theta}, (\mathbf{H}^T \mathbf{H})^{-1} \sigma^2)$ ,

$$\begin{aligned}
[\mathbf{I}(\theta)]_{ij} &= -E \left[ \frac{\partial^2 \ln p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta})}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right] \\
&= \frac{1}{\sigma^2} \frac{\partial}{\partial \theta} (-\mathbf{H}^T \mathbf{H} \theta) \\
&= -\frac{\mathbf{H}^T \mathbf{H}}{\sigma^2}
\end{aligned}$$

所以

$$\mathbf{I}(\theta) = -E \left[ \frac{\partial^2 \ln p(\mathbf{z}; \theta)}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right] = -E \left[ -\frac{\mathbf{H}^T \mathbf{H}}{\sigma^2} \right] = \frac{\mathbf{H}^T \mathbf{H}}{\sigma^2}$$

## (2) 将观测模型转化为线性模型

将  $z[n] = A + Bn + w[n], n = 0, 1, \dots, N-1$  转化为  $\mathbf{z} = \mathbf{H}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{w}$ , 易知

$$\begin{aligned}
\boldsymbol{\theta} &= \begin{bmatrix} A & B \end{bmatrix}^T \\
\mathbf{H} &= \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 0 & 1 & 2 & \dots & N-1 \end{bmatrix}^T
\end{aligned}$$

似然函数

$$p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta}) = \left( \frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{N}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} [z[n] - A - Bn] \right\}$$

$$\ln p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta}) = -\frac{N}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} (z[n] - A - Bn)^2$$

求导有

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln p}{\partial A} &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} (z[n] - A - Bn) \\
\frac{\partial \ln p}{\partial B} &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} (z[n] - A - Bn) n \\
\frac{\partial^2 \ln p}{\partial A^2} &= -\frac{N}{\sigma^2} \\
\frac{\partial^2 \ln p}{\partial B^2} &= -\frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} n^2 = -\frac{1}{\sigma^2} \frac{N(N-1)(2N-1)}{6} \\
\frac{\partial^2 \ln p}{\partial A \partial B} &= -\frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} n = -\frac{1}{\sigma^2} \frac{N(N-1)}{2}
\end{aligned}$$

因此 Fisher 信息矩阵为

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} -E\left[\frac{\partial^2 \ln p}{\partial A^2}\right] & -E\left[\frac{\partial^2 \ln p}{\partial A \partial B}\right] \\ -E\left[\frac{\partial^2 \ln p}{\partial B \partial A}\right] & -E\left[\frac{\partial^2 \ln p}{\partial B^2}\right] \end{bmatrix}$$

因为二阶导数均与  $z$  无关，所以

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} \frac{N}{\sigma^2} & \frac{1}{\sigma^2} \frac{N(N-1)}{2} \\ \frac{1}{\sigma^2} \frac{N(N-1)}{2} & \frac{1}{\sigma^2} \frac{N(N-1)(2N-1)}{6} \end{bmatrix}$$

逆矩阵为

$$\mathbf{I}^{-1}(\boldsymbol{\theta}) = \sigma^2 \begin{bmatrix} \frac{2(2N-1)}{N(N+1)} & -\frac{6}{N(N+1)} \\ -\frac{6}{N(N+1)} & \frac{12}{N(N^2-1)} \end{bmatrix}$$

所以

$$\text{var}(\hat{A}) = \frac{2(2N-1)\sigma^2}{N(N+1)}$$

$$\text{var}(\hat{B}) = \frac{12\sigma^2}{N(N^2-1)}$$

根据，由定理 3.2 可知

$$\frac{\partial \ln p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \mathbf{I}(\hat{\boldsymbol{\theta}})(\hat{\boldsymbol{\theta}} - \boldsymbol{\theta})$$

有

$$\frac{\partial \ln p(\mathbf{z}; \boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} = \begin{bmatrix} \frac{N}{\sigma^2} & \frac{1}{\sigma^2} \frac{N(N-1)}{2} \\ \frac{1}{\sigma^2} \frac{N(N-1)}{2} & \frac{1}{\sigma^2} \frac{N(N-1)(2N-1)}{6} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{A} - A \\ \hat{B} - B \end{bmatrix}$$

解得有效估计量

$$\hat{A} = \frac{2(2N-1)}{N(N+1)} \sum_{n=0}^{N-1} z[n] - \frac{6}{N(N+1)} \sum_{n=0}^{N-1} nz[n]$$

$$\hat{B} = -\frac{6}{N(N+1)} \sum_{n=0}^{N-1} z[n] + \frac{12}{N(N^2-1)} \sum_{n=0}^{N-1} nz[n]$$

方差阵  $\mathbf{C}_\theta = \mathbf{I}^{-1}(\boldsymbol{\theta})$

假定  $z[n]=A+W[n]$ , 其中  $w[n]$  是零均值高斯白噪声, (1) 方差  $\sigma^2$  为已知量  $A$  的估计量为  $\hat{A} = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} z[n]$ , 试用蒙特卡洛仿真的方法分析估计量的性能 (估计量的均值、方差、PDF)。(2) 如果  $A$  和  $\sigma^2$  均未知,  $A$  和  $\sigma^2$  的估计量分别为  $\hat{A} = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} z[n]$ 、 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} (z[n] - \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} z[n])^2$ , 试用蒙特卡洛仿真的方法分析估计量的性能 (估计量的均值、方差、PDF), 并讨论估计量的性能随  $N$  的变化趋势。

### (1) 估计量 $\hat{A}$ 的性能

进行一次仿真计算, 得到  $E[\hat{A}] = 0.09941, var(\hat{A}) = 0.00095$ , PDF 仿真结果如图 2.1。

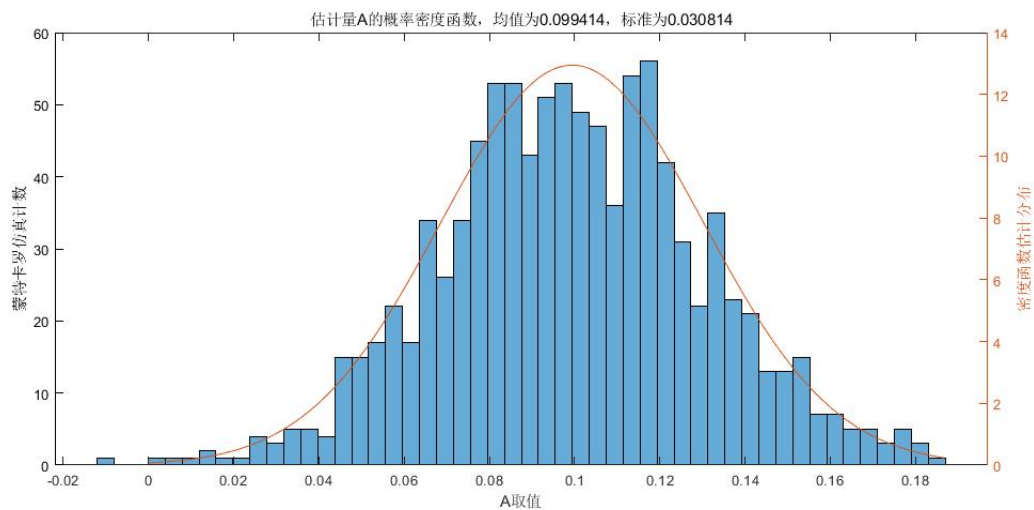


图 1.1: 估计量  $\hat{A}$  的 PDF

## (2) 估计量 $\hat{A}$ 和 $\sigma^2$ 的性能

进行一次仿真计算, 得到  $E[\hat{A}] = 0.10055, \text{var}(\hat{A}) = 0.00093$ 。估计量  $\hat{A}$  的 PDF 仿真结果如图 2.2。

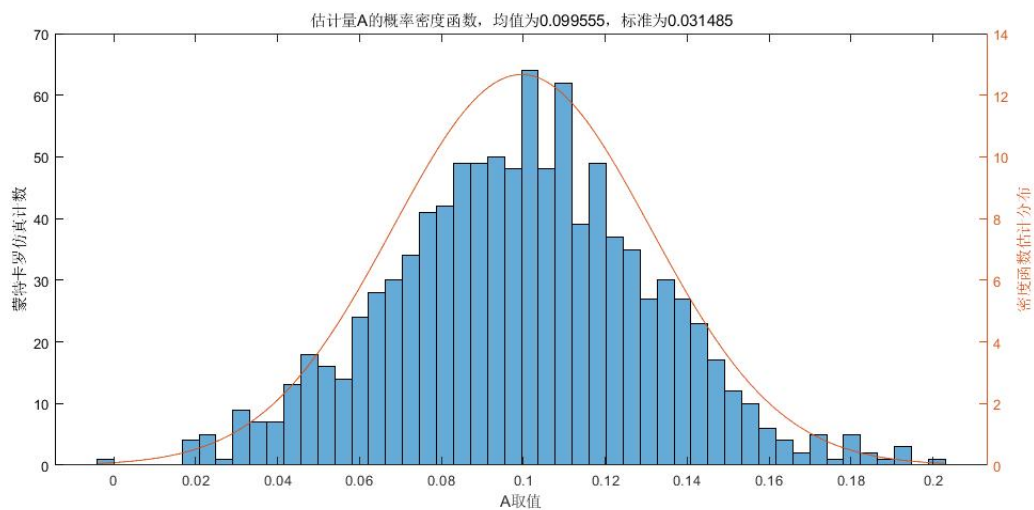


图 1.2: 估计量  $\hat{A}$  的 PDF

得到  $E[\sigma^2] = 1.00011, \text{var}(\sigma^2) = 0.00196$ 。估计量  $\sigma^2$  的 PDF 仿真结果如图 2.3。

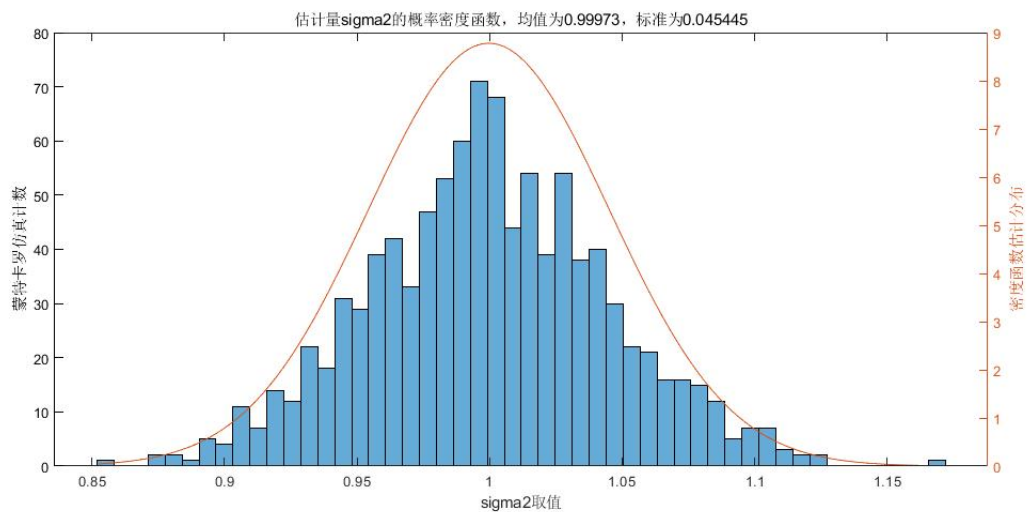


图 1.3: 估计量  $\sigma^2$  的 PDF

### (3) 估计量性能随 N 的变化讨论

当 N 从 1 至 1000 变化时, 估计量  $\hat{A}$  和估计量  $\sigma^2$  的期望变化如图 2.4。

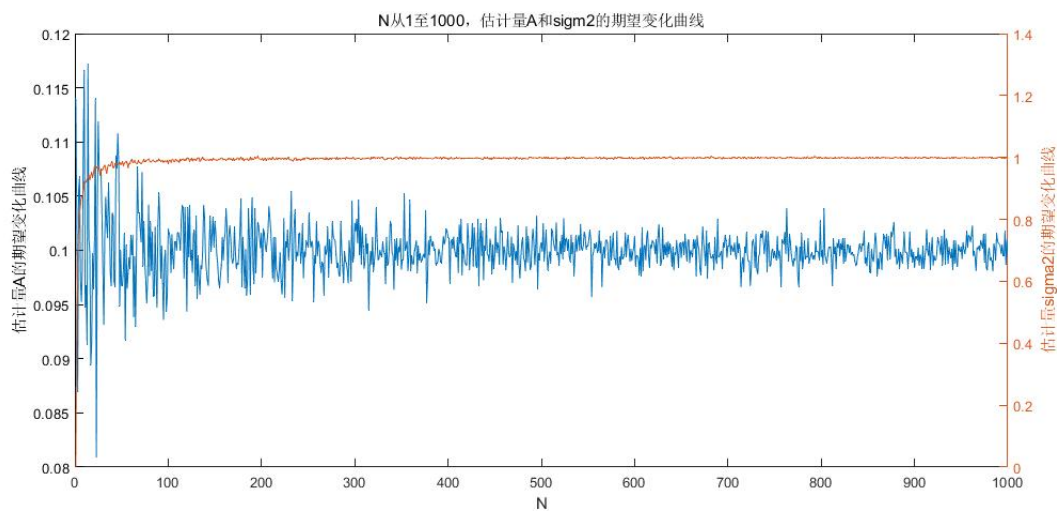


图 1.4: 估计量  $\hat{A}$  和  $\sigma^2$  的期望随 N 增长的变化曲线

从图 2.4 中可以看出, 当 N 等于 1000 时, 估计量  $\hat{A}$  和  $\sigma^2$  的期望接近于各自真值, 这说明从无偏性角度来看, 估计量  $\hat{A}$  和  $\sigma^2$  都应当都是无偏估计。

当 N 从 1 至 1000 变化时, 估计量  $\hat{A}$  和估计量  $\sigma^2$  的方差的自然对数 (即  $\ln(\text{var}(\hat{A}))$  和  $\ln(\text{var}(\sigma^2))$ ) 变化如图 2.5。

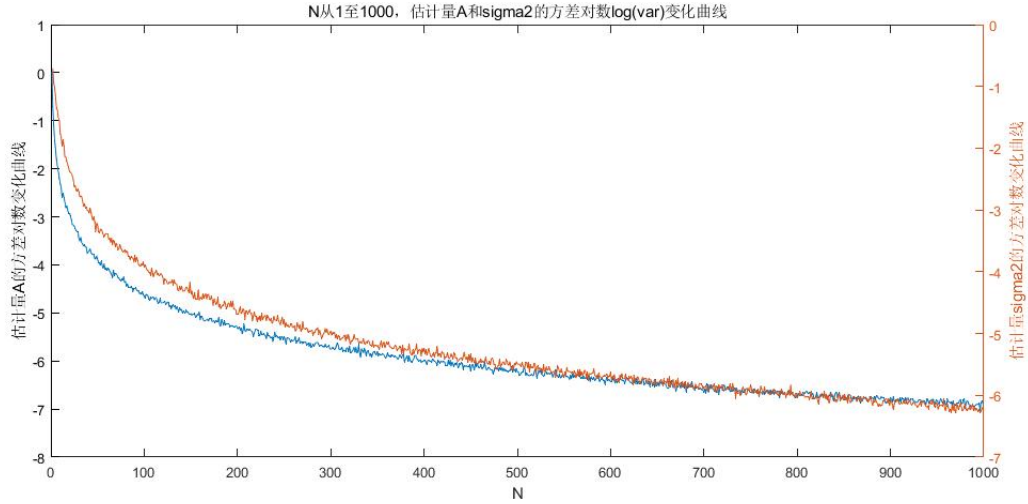


图 1.5: 估计量  $\hat{A}$  和  $\sigma^2$  的方差自然对数  $\ln(\text{var})$  随  $N$  增长的变化曲线

由于估计量  $\hat{A}$  和估计量  $\sigma^2$  的收敛速度均较快，为对比明显起见，图 2.5 中纵轴均取估计量方差的自然对数。从图 2.5 可以看出，随着  $N$  的增大，估计量  $\hat{A}$  和估计量  $\sigma^2$  的方差均逐渐减小，且收敛速度接近。这说明从有效性角度来看，估计量  $\hat{A}$  和估计量  $\sigma^2$  有效性接近。

## 2 正弦信号参数估计 CRLB

假定雷达接收信号可以表示为  $s = A\cos(2\pi fn + \varphi) + w(n)$ ,  $n = 1, \dots, N$ ,  $N$  为观测次数,  $w(n) \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ 。

(1)  $A$ 、 $\sigma^2$  已知，均为确定参数， $f$  未知,  $0 < f < \frac{1}{2}$ 。试推导  $f$  估计的 CRLB，采用 MATLAB 画出 CRLB 随频率、信噪比、观测次数的变化曲线。

(2) 若  $A$ 、 $\varphi$ 、 $f$  均未知，试推导  $f$  估计的 CRLB，采用 MATLAB 画出 CRLB 随其影响参数的变化曲线。并对比分析此时  $f$  估计方差的 CRLB 与第 (1) 问中  $f$  估计方差的 CRLB。

(3) 若噪声  $w(n)$  服从瑞利分布，噪声平均功率与高斯分布情况下相同，试再次分析第 (1)、(2) 问中参数估计的 CRLB。并分析导致 CRLB 差异的原因。

### (1) $A$ 、 $\sigma^2$ 已知，均为确定参数， $f$ 未知

已知  $x[n] = s[n; \theta] + w[n]$ , 其中  $s = A\cos(2\pi fn + \varphi + w(n))$ ,  $n=1, \dots, N$ ,  $w(n) \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ 。极大似然函数

$$p(\mathbf{x}; \theta) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{N}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} (x[n] - s[n; \theta])^2\right\}$$



一次求导得到

$$\frac{\partial p(\mathbf{x}; \theta)}{\partial \theta} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} (x[n] - s[n; \theta]) \frac{\partial s[n; \theta]}{\partial \theta}$$

二次求导得到

$$\frac{\partial^2 p(\mathbf{x}; \theta)}{\partial \theta^2} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} \left\{ (x[n] - s[n; \theta]) \frac{\partial^2 s[n; \theta]}{\partial \theta^2} - \left( \frac{s[n; \theta]}{\theta} \right)^2 \right\}$$

取数学期望后得到

$$E \left( \frac{\partial^2 p(\mathbf{x}; \theta)}{\partial \theta^2} \right) = -\frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} \left( \frac{s[n; \theta]}{\theta} \right)^2$$

将  $s = A \cos(2\pi f n + \varphi + w(n))$  带入得到

$$E \left( \frac{\partial^2 p(\mathbf{x}; \theta)}{\partial \theta^2} \right) = -\frac{A^2}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} [2\pi f n \sin(2\pi f n + \varphi)]^2$$

得到 CRLB 为

$$\text{var}(\hat{f}) \geq \frac{\sigma^2}{A^2 \sum_{n=0}^{N-1} [2\pi f n \sin(2\pi f n + \varphi)]^2} = \frac{1}{\eta^2 \sum_{n=0}^{N-1} [2\pi f n \sin(2\pi f n + \varphi)]^2}$$

**(2) A、 $\varphi$ 、 $f$  均未知**

如果 A、 $\varphi$ 、 $f$  均未知, 估计量  $\boldsymbol{\theta} = [A f \phi]^T$ , 由于

$$[\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})]_{ij} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\partial s[n; \boldsymbol{\theta}]}{\partial \theta_i} \frac{\partial s[n; \boldsymbol{\theta}]}{\partial \theta_j}$$

如果  $f$  不靠近 0 或者 1/2, 对于  $i = 0, 1, 2$

$$\begin{aligned} \frac{1}{N^{i+1}} \sum_{n=0}^{N-1} n^i \sin(4\pi f n + 2\varphi) &\approx 0 \\ \frac{1}{N^{i+1}} \sum_{n=0}^{N-1} n^i \cos(4\pi f n + 2\varphi) &\approx 0 \end{aligned}$$

利用近似, 并且令  $\alpha = 2\pi f n + \varphi$ , 得到

$$\begin{aligned}
[\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})]_{11} &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} \cos^2 \alpha = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} \left( \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \cos 2\alpha \right) \approx \frac{N}{2\sigma^2} \\
[\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})]_{12} &= -\frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} A 2\pi n \cos \alpha \sin \alpha = -\frac{\pi A}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} n \sin 2\alpha \approx 0 \\
[\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})]_{13} &= -\frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} A \cos \alpha \sin \alpha = -\frac{A}{2\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} \sin 2\alpha \approx 0 \\
[\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})]_{22} &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} A^2 (2\pi n)^2 \sin^2 \alpha = \frac{(2\pi A)^2}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} n^2 \left( \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \cos 2\alpha \right) \\
&\approx \frac{(2\pi A)^2}{2\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} n^2 \\
[\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})]_{23} &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} (2\pi n A)^2 \sin^2 \alpha \approx \frac{\pi A^2}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} n \\
[\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})]_{33} &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{n=0}^{N-1} A^2 \sin^2 \alpha \approx \frac{N A^2}{2\sigma^2}
\end{aligned}$$

Fisher 信息矩阵为

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{\sigma^2} \begin{bmatrix} \frac{N}{2} & 0 & 0 \\ 0 & 2\pi^2 A^2 \sum_{n=0}^{N-1} n^2 & \pi A^2 \sum_{n=0}^{N-1} n \\ 0 & \pi A^2 \sum_{n=0}^{N-1} n & \frac{N A^2}{2} \end{bmatrix}$$

从而得到

$$\text{var}(\hat{f}) \geq \frac{12}{(2\pi)^2 \eta N (N^2 - 1)}$$

其中  $\eta = A^2/(2\sigma^2)$  是 SNR。

### (3) $w(n)$ 服从瑞利分布

假设  $w[n]$  服从瑞利分布，分布函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{\sigma_0^2} \exp -\frac{x^2}{2\sigma_0^2} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

期望为  $\sqrt{\frac{\pi}{2}}\sigma_0$ ，方差为  $(2 - \sqrt{\frac{\pi}{2}})\sigma_0$ 。似然函数变为

$$p(\mathbf{x}; \theta) = \prod_{n=0}^{N-1} \frac{x[n] - s[n; \theta]}{\sigma_0^2} \exp \left\{ -\frac{(x[n] - s[n; \theta])^2}{2\sigma_0^2} \right\}$$

对数似然函数

$$\ln p(\mathbf{x}; \theta) = -2N \ln \sigma_0 + \sum_{n=0}^{N-1} \ln(x[n] - s[n; \theta]) - \frac{(x[n] - s[n; \theta])^2}{2\sigma^2}$$

按照 (1) 中条件, 对对数似然函数求一阶导

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln p(\mathbf{x}; \theta)}{\partial \theta} &= \sum_{n=0}^{N-1} \frac{-1}{x[n] - s[n; \theta]} \frac{\partial s[n; \theta]}{\partial \theta} + \frac{x[n] - s[n; \theta]}{\sigma_0^2} \frac{\partial s[n; \theta]}{\partial \theta} \\ &= \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\partial s[n; \theta]}{\partial \theta} \left[ \frac{x[n] - s[n; \theta]}{\sigma_0^2} - \frac{1}{x[n] - s[n; \theta]} \right] \end{aligned}$$

二阶导为

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \ln p(\mathbf{x}; \theta)}{\partial \theta^2} &= \sum_{n=0}^{N-1} \frac{\partial^2 s[n; \theta]}{\partial \theta^2} \left[ \frac{x[n] - s[n; \theta]}{\sigma_0^2} - \frac{1}{x[n] - s[n; \theta]} \right] \\ &\quad - \left( \frac{\partial s[n; \theta]}{\partial \theta} \right)^2 \left[ \frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{1}{(x[n] - s[n; \theta])^2} \right] \end{aligned}$$

由于瑞利分布的均值为  $\sqrt{\frac{\pi}{2}}\sigma_0$ , 所以

$$E \left[ \frac{\partial^2 \ln p(\mathbf{x}; \theta)}{\partial \theta^2} \right] = \frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{n=0}^{N-1} \left( \sqrt{\frac{\pi}{2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \sigma_0 \frac{\partial^2 s[n; \theta]}{\partial \theta^2} - \left( \frac{2}{\pi} + 1 \right) \left( \frac{\partial s[n; \theta]}{\partial \theta} \right)^2$$

将  $s = A \cos(2\pi f n + \varphi)$  带入上式得到

$$E \left[ \frac{\partial^2 \ln p(\mathbf{x}; \theta)}{\partial \theta^2} \right] = \frac{(2\pi n)^2 A^2}{\sigma_0^2} \sum_{n=0}^{N-1} \left( \sqrt{\frac{2}{\pi}} - \sqrt{\frac{\pi}{2}} \right) \frac{\sigma_0}{A} \cos(2\pi f n + \varphi) - \left( \frac{2}{\pi} + 1 \right) (\sin 2\pi n + \varphi)^2$$