

# 实验物理中的统计方法 作业11

1.

习题 8.1. 考虑服从高斯分布的随机变量  $x$ , 均值  $\mu$  和方差  $\sigma^2$  未知, 并假设样本为  $x_1, \dots, x_n$ .

(a) 利用矩方法构造  $\mu$  和  $\sigma^2$  的估计量. 利用函数  $a_1 = x$ ,  $a_2 = x^2$ , 使得期待值  $E[a_i(x)]$  对应于  $x$  的一阶和二阶代数矩.

(b) 计算 (a) 中得到的估计量  $\hat{\mu}$  与  $\hat{\sigma}^2$  的期待值. 这两个估计量是否是无偏的?

8.1

$$(a) E[a_1] = \int f(x; \mu, \sigma^2) x dx = \mu$$

$$E[a_2] = \int f(x; \mu, \sigma^2) x^2 dx = \mu^2 + \sigma^2$$

$$\Rightarrow \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\hat{\mu}^2 + \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

$$\Rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)^2$$

$$(b) E[\hat{\mu}] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[x_i] = \frac{n}{n} \mu = \mu$$

$$E[\hat{\sigma}^2] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[x_i^2] - \frac{1}{n^2} \left( \sum_{i=1}^n E[x_i^2] + \sum_{i,j=1, i \neq j}^n E[x_i] E[x_j] \right)$$

$$= \frac{1}{n} \cdot n(\mu^2 + \sigma^2) - \frac{1}{n^2} (n(\mu^2 + \sigma^2) + n(n-1)\mu^2)$$

$$= \frac{n-1}{n} \sigma^2$$

$\hat{\mu}$  是无偏估计量, 但  $\hat{\sigma}^2$  不是无偏估计量.

## 2.

习题 8.2. 考虑粒子反应中产生的  $\rho^0$  介子衰变为两个带电  $\pi$  介子 ( $\pi^+\pi^-$ )。衰变角定义为, 在  $\pi^+\pi^-$  质心系中  $\pi^+$  运动方向与  $\rho$  的原初方向的夹角, 见图 (8.1)。由于  $\rho^0$  的自旋为 1,  $\pi$  介子的自旋为 0, 可以证明  $\cos \theta$

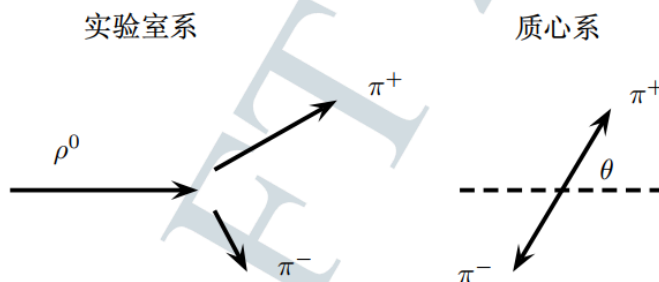


图 8.1:  $\rho^0 \rightarrow \pi^+\pi^-$  中衰变角的定义。

的分布具有如下形式

$$f(\cos \theta; \eta) = \frac{1}{2}(1 - \eta) + \frac{3}{2}\eta \cos^2 \theta, \quad (8.1)$$

其中自旋排列参数  $\eta$  的取值范围为  $-\frac{1}{2} \leq \eta \leq 1$ 。

(a) 假设某反应产生的  $\rho^0$  中, 测量到  $n$  个  $\cos \theta$  值。利用矩方法, 取  $a = x^2$ , 构造自旋排列参数的估计量  $\hat{\eta}$ 。为什么不能用  $a = x$  构造估计量?

(b) 计算  $\hat{\eta}$  的期待值和方差。

8.2

$$(a) E[a] = E[x^2] = \int_{-1}^1 \left( \frac{1}{2}(1-\eta) + \frac{3}{2}\eta x^2 \right) x^2 dx = \frac{1}{2}(1-\eta) \cdot \frac{2}{3} + \frac{3}{2}\eta \cdot \frac{2}{5} = \frac{1}{3} + \frac{4}{5}\eta$$

$$\hat{\eta} = \frac{15}{4} \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{3} \right)$$

由  $f(\cos \theta; \eta)$  的性质知  $E[x] = 0$ , 故不能取  $a = x$  构造估计量。

$$(b) E[\hat{\eta}] = \frac{15}{4} \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[x_i^2] - \frac{1}{3} \right) = \frac{15}{4} \cdot \left( \frac{1}{n} \cdot n \cdot \left( \frac{1}{3} + \frac{4}{5}\eta \right) - \frac{1}{3} \right) = \eta$$

$$E[\hat{\eta}^2] = \frac{225}{16} \left( \frac{1}{n^2} \left( \sum_{i=1}^n E[x_i^4] + \sum_{i \neq j} E[x_i^2] E[x_j^2] \right) - \frac{2}{3n} \sum_{i=1}^n E[x_i^2] + \frac{1}{9} \right)$$

$$= \frac{225}{16} \left[ \frac{1}{n} \left( \frac{1}{5} + \frac{8}{35}\eta \right) + \frac{n-1}{n} \left( \frac{1}{3} + \frac{4}{5}\eta \right)^2 - \frac{2}{3} \left( \frac{1}{3} + \frac{4}{5}\eta \right) + \frac{1}{9} \right]$$

$$= \frac{n-1}{n} \eta^2 + \frac{5}{7n} \eta + \frac{5}{4n}$$

$$V[\hat{\eta}] = E[\hat{\eta}^2] - E[\hat{\eta}]^2 = \frac{5}{4n} + \frac{5}{7n}\eta - \frac{1}{n}\eta^2$$

### 3.

**习题 9.1.** 假设估计量  $\hat{\theta}$  服从高斯分布，高斯分布的参数分别为  $\hat{\theta}$  的真值  $\theta$  和标准偏差  $\sigma_{\hat{\theta}}$ 。假设  $\sigma_{\hat{\theta}}$  已知。

(a) 画出定义置信带的函数  $u_{\alpha}(\theta)$  和  $v_{\beta}(\theta)$  (参见 *Statistical Data Analysis* 第 9.2 节)。

(b) 证明置信水平为  $1 - \gamma$  时参数  $\theta$  的中心置信区间由下式给出

$$[\hat{\theta} - \sigma_{\hat{\theta}}\phi^{-1}(1 - \gamma/2), \hat{\theta} + \sigma_{\hat{\theta}}\phi^{-1}(1 - \gamma/2)], \quad (9.1)$$

其中  $\phi^{-1}$  是标准高斯分布的分位数。

9.1

(a)

$$\begin{aligned}\alpha &= \int_{-\infty}^{u_{\alpha}(\theta)} g(\hat{\theta}; \theta) d\hat{\theta} \\ &= \int_{-\infty}^{u_{\alpha}(\theta)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\hat{\theta}}} e^{-\frac{(\hat{\theta}-\theta)^2}{2\sigma_{\hat{\theta}}^2}} d\hat{\theta} \\ &= \int_{-\infty}^{u_{\alpha}(\theta)/\sigma_{\hat{\theta}}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\theta/\sigma_{\hat{\theta}})^2}{2}} dx \\ &= \Phi\left(\frac{u_{\alpha}(\theta)-\theta}{\sigma_{\hat{\theta}}}\right)\end{aligned}$$

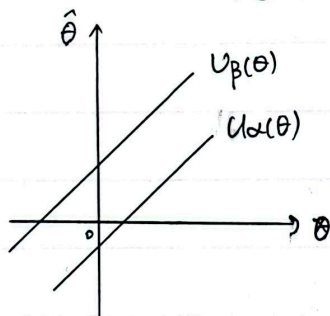
$$u_{\alpha}(\theta) = \sigma_{\hat{\theta}} \Phi^{-1}(\alpha) + \theta = -\sigma_{\hat{\theta}} \Phi^{-1}(1-\alpha) + \theta$$

同理:  $\beta = \int_{u_{\beta}(\theta)}^{\infty} g(\hat{\theta}; \theta) d\theta$

$$1-\beta = \int_{-\infty}^{u_{\beta}(\theta)} g(\hat{\theta}; \theta) d\theta$$

$$\Rightarrow u_{\beta}(\theta) = \sigma_{\hat{\theta}} \Phi^{-1}(1-\beta) + \theta$$

均为一次函数, 示意图如下:



(b) 置信水平为  $1-\alpha$  时,  $\alpha = \beta = \frac{\alpha}{2}$

$$u_{\alpha}(a) = \hat{\theta} \Rightarrow a = \hat{\theta} + \sigma_{\hat{\theta}} \Phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})$$

$$u_{\beta}(b) = \hat{\theta} \Rightarrow b = \hat{\theta} - \sigma_{\hat{\theta}} \Phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})$$

$$\Rightarrow \text{置信区间 } [\hat{\theta} - \sigma_{\hat{\theta}} \Phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2}), \hat{\theta} + \sigma_{\hat{\theta}} \Phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})]$$