## 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  $x_1,\ldots,x_n$ 。

(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) 
$$E[a_i] = \int f(x_i, \mu, \sigma^2) \times dx = \mu$$
  
 $E[a_i] = \int f(x_i, \mu, \sigma^2) \times dx = \mu^2 + \sigma^2$   

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

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

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

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

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

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

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

及是无偏估计量,但可不是无偏估计量.

Page I

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  $\cos\theta$ 

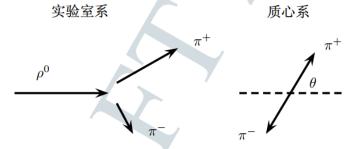


图 8.1:  $\rho^0 \to \pi^+\pi^-$  中衰变角的定义。

的分布具有如下形式

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

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

- (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 n 的期待值和方差。

8.2  
(a) 
$$E[a] = E[x^2] = \int_{-1}^{1} (\frac{1}{2}(1-\eta) + \frac{3}{2}\eta x^2) x^2 dx = \frac{1}{2}(1-\eta) \cdot \frac{2}{3} + \frac{3}{2}\eta \cdot \frac{2}{5} = \frac{1}{3} + \frac{4}{15}\eta$$

$$\hat{\eta} = \frac{15}{4} (\frac{1}{5} \times \frac{n}{15} \times \frac{1}{3} - \frac{1}{3})$$

电f(cos0;n)的性知 E[x]=0,故不能取 a=x 超估计量.

(b) 
$$E[\hat{\eta}] = \frac{1}{4} \left( \frac{1}{h} \sum_{i=1}^{n} E[X^{2}] - \frac{1}{3} \right) = \frac{1}{4} \cdot \left( \frac{1}{h} \cdot n \cdot \left( \frac{1}{3} + \frac{1}{45} \eta \right) - \frac{1}{3} \right) = \eta$$

$$E[\hat{\eta}^{2}] = \frac{225}{16} \left( \frac{1}{h^{2}} \right) \right) - \frac{2}{3n} \right) \right) - \frac{2}{3n} \sum_{i=1}^{n} E[X_{i}^{2}] + \frac{1}{4} \right)$$

$$= \frac{216}{16} \left[ \frac{1}{h} \left( \frac{1}{h^{2}} + \frac{8}{35} \eta \right) + \frac{n-1}{h} \left( \frac{1}{3} + \frac{4}{15} \eta \right)^{2} - \frac{2}{3} \left( \frac{1}{3} + \frac{4}{15} \eta \right) + \frac{1}{4} \right]$$

$$= \frac{n-1}{16} \eta^{2} + \frac{5}{4n} \eta + \frac{5}{4n} \eta$$

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

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

$$[\hat{\theta} - \sigma_{\hat{\theta}}\phi^{-1}(1 - \gamma/2), \hat{\theta} + \sigma_{\hat{\theta}}\phi^{-1}(1 - \gamma/2)],$$
 (9.1)   
 其中  $\phi^{-1}$  是标准高斯分布的分位数。

(a) 
$$d = \int_{-\infty}^{\omega(\theta)} g(\hat{\theta}; \theta) d\hat{\theta}$$

$$= \int_{-\infty}^{\omega(\theta)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} e^{-\frac{(x-\theta)^2}{2\sigma_{\theta}^2}} d\hat{\theta}$$

$$= \int_{-\infty}^{\omega(\theta)/\sigma_{\theta}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\theta)^2}{2\sigma_{\theta}^2}} dx$$

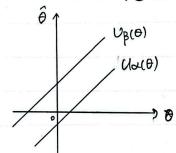
$$= \oint_{-\infty}^{\omega(\theta)/\sigma_{\theta}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\theta)^2}{2\sigma_{\theta}^2}} dx$$

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

$$I-\beta = \int_{0}^{\nu_{\beta}(\theta)} g(\hat{\theta}; \theta) d\theta$$

$$\Rightarrow V_{\beta}(\theta) = \sigma_{\theta} \phi^{-1}(1-\beta) + \theta$$

均为一次函数 超图如下:



$$(\log(0) = \hat{\theta} \Rightarrow \alpha = \hat{0} + \sigma_0 \hat{\phi}^{-1} (1 - \frac{\delta}{2})$$