

实验物理中的统计方法 作业3

1.

习题 2.1. 考虑 N 个服从多项分布的随机变量 $\mathbf{n} = (n_1, \dots, n_N)$, 概率为 $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_N)$, 并且总试验次数为 $n_{\text{tot}} = \sum_{i=1}^N n_i$. 假设变量 k 定义为前 M 个 n_i 之和,

$$k = \sum_{i=1}^M n_i, \quad M \leq N. \quad (2.1)$$

利用误差传递以及多项分布的协方差

$$\text{cov}[n_i, n_j] = \delta_{ij} n_{\text{tot}} p_i (1 - p_i) + (\delta_{ij} - 1) p_i p_j n_{\text{tot}}, \quad (2.2)$$

求 k 的方差。证明该方差等于 $p = \sum_{i=1}^M p_i$ 并且总试验次数为 n_{tot} 的二项分布的方差。

解:

由定义:

$$\begin{aligned} V[k] &= E[k^2] - E[k]^2 \\ &= E\left[\left(\sum_{i=1}^M n_i\right)^2\right] - \left(\sum_{i=1}^M E[n_i]\right)^2 \\ &= \sum_{i=1}^M (E[n_i^2] - E[n_i]^2) + \sum_{i,j=1, i \neq j}^M (E[n_i n_j] - E[n_i] E[n_j]) \\ &= \sum_{i=1}^M V[n_i] + \sum_{i,j=1, i \neq j}^M \text{cov}[n_i, n_j] \\ &= \sum_{i=1}^M n_{\text{tot}} p_i (1 - p_i) + \sum_{i,j=1, i \neq j}^M (-p_i p_j n_{\text{tot}}) \\ &= n_{\text{tot}} \left(\sum_{i=1}^M p_i - \left(\sum_{i=1}^M p_i \right)^2 \right) \\ &= n_{\text{tot}} p (1 - p) \end{aligned}$$

其中:

$$p = \sum_{i=1}^M p_i$$

2.

习题 2.3. 考虑指数分布

$$f(x; \xi) = \frac{1}{\xi} e^{-x/\xi}, \quad x \geq 0. \quad (2.3)$$

(a) 证明对应的累积分布函数为

$$F(x) = 1 - e^{-x/\xi}, \quad x \geq 0. \quad (2.4)$$

(b) 证明给定 $x > x_0$ 时 x 处于 x_0 与 $x_0 + x'$ 之间的条件概率等于 x 小于 x' 的概率 (非条件概率), 即

$$P(x \leq x_0 + x' | x \geq x_0) = P(x \leq x'). \quad (2.5)$$

(c) 产生于大气上层的宇宙线 μ 子进入海平面的探测器, 其中的一部分在探测器中停止并衰变。进入探测器与衰变的时间差 t 服从指数分布, t 的均值等于 μ 子的平均寿命 (近似为 $2.2\mu\text{S}$)。解释为什么 μ 子进入探测器前存活的时间对确定平均寿命没有影响。

解:

(a)

$$F(x) = \int_0^x f(x; \xi) dx = \int_0^x \frac{1}{\xi} e^{-\frac{x}{\xi}} dx = 1 - e^{-\frac{x}{\xi}}, x \geq 0$$

(b)

$$P(x \leq x_0 + x' | x \geq x_0) = \frac{F(x_0 + x') - F(x_0)}{1 - F(x_0)} = 1 - e^{-\frac{x'}{\xi}} = F(x') = P(x \leq x')$$

(c)

由于指数分布没有记忆性, 所以可以任意选取测量的零点。实验时测量的是进入探测器的粒子 (对应 $x \geq x_0$) 中衰变的时间 (对应 x') 的概率分布 (对应于等式右边的项), 这一概率等于非条件概率, 所以对测量没有影响。

3.

习题 2.6. 证明自由度为 n 的 χ^2 分布的累积分布函数可以表示为

$$F_{\chi^2}(x; n) = P\left(\frac{x}{2}, \frac{n}{2}\right), \quad (2.10)$$

其中 P 为不完全伽马函数 (incomplete gamma function)

$$P(x, n) = \frac{1}{\Gamma(n)} \int_0^x e^{-t} t^{n-1} dt. \quad (2.11)$$

$$\chi^2(x; n) = \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} x^{n/2-1} e^{-x/2}$$

$$\begin{aligned} F_{\chi^2}(x; n) &= \int_0^x \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n/2)} t^{n/2-1} e^{-t/2} dt \\ &= \int_0^x \frac{1}{\Gamma(n/2)} \left(\frac{t}{2}\right)^{n/2-1} e^{-t/2} d\frac{t}{2} \\ &= P\left(\frac{x}{2}; \frac{n}{2}\right) \end{aligned}$$

证毕。

4.

习题 2.7. 设随机变量 X 服从参数为 ν 的泊松分布, 求 $E[X]$ 和 $V[X]$ 。

$$f(n; \nu) = \frac{\nu^n}{n!} e^{-\nu}$$

归一化条件:

$$\sum_{n=0}^{\infty} \frac{\nu^n}{n!} e^{-\nu} = 1$$

即:

$$\sum_{n=0}^{\infty} \frac{\nu^n}{n!} = e^{\nu}$$

得到:

$$\frac{\partial}{\partial \nu} \left(\sum_{n=0}^{\infty} \frac{\nu^n}{n!} \right) = \frac{\partial}{\partial \nu} e^{\nu} = e^{\nu}$$

所以：

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{n=0}^{\infty} n \frac{\nu^n}{n!} e^{-\nu} \\ &= \nu \frac{\partial}{\partial \nu} \left(\sum_{n=0}^{\infty} \frac{\nu^n}{n!} \right) e^{-\nu} \\ &= \nu \end{aligned}$$

同理：

$$\begin{aligned} V[X] &= E[X^2] - E[X]^2 \\ &= \left(\nu \frac{\partial}{\partial \nu} \right)^2 \left(\sum_{n=0}^{\infty} \frac{\nu^n}{n!} \right) e^{-\nu} - \nu^2 \\ &= \nu \frac{\partial}{\partial \nu} (\nu e^{\nu}) e^{-\nu} - \nu^2 \\ &= \nu + \nu^2 - \nu^2 \\ &= \nu \end{aligned}$$

5.

习题 2.8. 假设 X 和 Y 分别服从参数为 ν_x 和 ν_y 的泊松分布，且相互独立。求 $Z = X + Y$ 的概率质量函数。

$$\begin{aligned} f(z) &= \sum_{x=0}^z f(x; \nu_X) f(z-x; \nu_Y) \\ &= \sum_{x=0}^z \frac{\nu_X^x}{x!} e^{-\nu_X} \frac{\nu_Y^{z-x}}{(z-x)!} e^{-\nu_Y} \\ &= \sum_{x=0}^z \frac{\nu_X^x \nu_Y^{z-x}}{x!(z-x)!} e^{-(\nu_X + \nu_Y)} \\ &= \frac{(\nu_X + \nu_Y)^z}{z!} e^{-(\nu_X + \nu_Y)} \end{aligned}$$

即 Z 遵循参数为 $\nu_X + \nu_Y$ 的泊松分布。