

习题 2.4

1. 一批产品中有 10% 的不合格品, 现从中任取 3 件, 求其中至多有一件不合格品的概率。

解: 设 X 表示取到的不合格品个数, 有 X 服从二项分布 $b(3, 0.1)$, 故所求概率为

$$P\{X \leq 1\} = P\{X = 0\} + P\{X = 1\} = 0.9^3 + C_3^1 \times 0.1 \times 0.9^2 = 0.972。$$

2. 一条自动化生产线上产品的一级品率为 0.8, 现检查 5 件, 求至少有 2 件一级品的概率。

解: 设 X 表示检查到的一级品个数, 有 X 服从二项分布 $b(5, 0.8)$, 故所求概率为

$$P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} = 1 - 0.2^5 - C_5^1 \times 0.8 \times 0.2^4 = 0.99328。$$

3. 某优秀射手命中 10 环的概率为 0.7, 命中 9 环的概率为 0.3。试求该射手三次射击所得的环数不少于 29 环的概率。

解: 设 X 表示三次射击所中的 10 环次数, 有 X 服从二项分布 $b(3, 0.7)$, 三次射击所得的环数不少于 29 环即 $X \geq 2$, 故所求概率为

$$P\{X \geq 2\} = P\{X = 2\} + P\{X = 3\} = C_3^2 \times 0.7^2 \times 0.3 + 0.7^3 = 0.784。$$

4. 经验表明: 预定餐厅座位而不来就餐的顾客比例为 20%。如今餐厅有 50 个座位, 但预定给了 52 位顾客, 问到时顾客来到餐厅而没有座位的概率是多少?

解: 设 X 表示到时来到餐厅的顾客人数, 有 X 服从二项分布 $b(52, 0.8)$, 故所求概率为

$$P\{X \geq 51\} = P\{X = 51\} + P\{X = 52\} = C_{52}^{51} \times 0.8^{51} \times 0.2 + 0.8^{52} \approx 0.0001279。$$

5. 设随机变量 $X \sim b(n, p)$, 已知 $E(X) = 2.4$, $\text{Var}(X) = 1.44$, 求两个参数 n 与 p 各为多少?

解: 因 $X \sim b(n, p)$, 有 $E(X) = np = 2.4$, $\text{Var}(X) = np(1-p) = 1.44$, 有

$$1 - p = \frac{1.44}{2.4} = 0.6,$$

故 $p = 0.4$, $n = \frac{2.4}{0.4} = 6。$

6. 设随机变量 X 服从二项分布 $b(2, p)$, 随机变量 Y 服从二项分布 $b(4, p)$ 。若 $P\{X \geq 1\} = 8/9$, 试求 $P\{Y \geq 1\}$ 。

解: 因 X 服从二项分布 $b(2, p)$, 有

$$P\{X \geq 1\} = 1 - P\{X = 0\} = 1 - (1-p)^2 = \frac{8}{9},$$

即 $p = \frac{2}{3}$, 故

$$P\{Y \geq 1\} = 1 - P\{Y = 0\} = 1 - (1-p)^4 = 1 - \left(\frac{1}{3}\right)^4 = \frac{80}{81}。$$

7. 一批产品的不合格率为 0.02, 现从中任取 40 件进行检查, 若发现两件或两件以上不合格品就拒收这批产品。分别用以下方法求拒收的概率:

(1) 用二项分布作精确计算;

(2) 用泊松分布作近似计算。

解: 设 X 表示发现的不合格品个数, 有 X 服从二项分布 $b(40, 0.02)$,

(1) 所求概率为

$$P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} = 1 - 0.98^{40} - C_{40}^1 \times 0.02 \times 0.98^{39} \approx 0.1905;$$

(2) 因 $n = 40$ 较大, $p = 0.02$ 很小, 取 $\lambda = np = 0.8$, 有 $X \sim P(0.8)$, 故查表可得所求概率为

$$P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X \leq 1\} \approx 1 - 0.809 = 0.191。$$

8. 设 X 服从泊松分布, 且已知 $P\{X=1\} = P\{X=2\}$, 求 $P\{X=4\}$ 。

解: 设 X 服从泊松分布 $P(\lambda)$, 有 $\lambda > 0$, 则

$$P\{X=1\} = \frac{\lambda^1}{1} e^{-\lambda} = P\{X=2\} = \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda},$$

得 $\lambda = \frac{\lambda^2}{2}$, 即 $\lambda = 2$, 故查表可得

$$P\{X=4\} = P\{X \leq 4\} - P\{X \leq 3\} = 0.947 - 0.857 = 0.090。$$

9. 已知某商场一天来的顾客数 X 服从参数为 λ 的泊松分布, 而每个来到商场的顾客购物的概率为 p , 证明: 此商场一天内购物的顾客数服从参数为 λp 的泊松分布。

证明: 设 Y 表示该商场一天内购买商品的顾客人数, Y 的全部可能取值为 $0, 1, 2, \dots$, 根据全概率公式可得

$$\begin{aligned} P\{Y=r\} &= \sum_{k=r}^{\infty} P\{X=k\} P\{Y=r|X=k\} = \sum_{k=r}^{\infty} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \cdot C_k^r p^r (1-p)^{k-r} \\ &= \sum_{k=r}^{\infty} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \cdot \frac{k!}{r! \cdot (k-r)!} p^r (1-p)^{k-r} = \frac{p^r e^{-\lambda}}{r!} \sum_{k=r}^{\infty} \frac{\lambda^k (1-p)^{k-r}}{(k-r)!} = \frac{p^r e^{-\lambda}}{r!} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^{n+r} (1-p)^n}{n!} \\ &= \frac{\lambda^r p^r e^{-\lambda}}{r!} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{[\lambda(1-p)]^n}{n!} = \frac{(\lambda p)^r e^{-\lambda}}{r!} \cdot e^{-\lambda(1-p)} = \frac{(\lambda p)^r}{r!} e^{-\lambda p}, \quad r=0, 1, 2, \dots, \end{aligned}$$

故 Y 服从参数为 λp 的泊松分布。

10. 设一个人一年内患感冒的次数服从参数 $\lambda = 5$ 的泊松分布。现有某种预防感冒的药物对 75% 的人有效 (能将泊松分布的参数减少为 $\lambda = 3$), 对另外的 25% 的人不起作用。如果某人服用了此药, 一年内患了两次感冒, 那么该药对他 (她) 有效的可能性是多少?

解: 设 X 表示他 (她) 一年内患感冒的次数, 事件 A 表示该药对他 (她) 有效, 若 A 发生, X 服从参数 $\lambda = 3$ 的泊松分布; 若 \bar{A} 发生, X 服从参数 $\lambda = 5$ 的泊松分布, 故

$$\begin{aligned} P(A|X=2) &= \frac{P(A \cap \{X=2\})}{P\{X=2\}} = \frac{P(A)P\{X=2|A\}}{P(A)P\{X=2|A\} + P(\bar{A})P\{X=2|\bar{A}\}} \\ &= \frac{0.75 \times (0.423 - 0.199)}{0.75 \times (0.423 - 0.199) + 0.25 \times (0.125 - 0.040)} = \frac{0.168}{0.168 + 0.02125} \approx 0.8877。 \end{aligned}$$

11. 有三个朋友去喝咖啡, 他们决定用掷硬币的方式确定谁付账: 每人掷一枚硬币, 如果有人掷出的结果与其他两人不一样, 那么由他付账; 如果三个人掷出的结果是一样的, 那么就重新掷, 一直这样下去, 直到确定了由谁来付账。求以下事件的概率:

(1) 进行到了第 2 轮确定了由谁来付账;

(2) 进行了 3 轮还没有确定付账人。

解: 设 X 表示三个人投掷的轮数, p 表示每一轮三个人掷出的结果不一样的概率, 有 $p = 1 - \frac{2}{2^3} = \frac{3}{4}$ 。

(1) 第 2 轮确定了付账人的概率

$$P\{X=2\} = (1-p)p = \frac{3}{16}。$$

(2) 3 轮还没有确定付账人的概率

$$P\{X>3\} = (1-p)^3 = \frac{1}{64}。$$

12. 从一个装有 m 个白球、 n 个黑球的袋子中返回地摸球, 直到摸到白球时停止。试求取到黑球数的期望。

解：设 X 表示取到的黑球数，有 $X+1$ 服从参数为 $p = \frac{m}{m+n}$ 的几何分布，有 $E(X+1) = \frac{1}{p} = \frac{m+n}{m}$ ，

故

$$E(X) = \frac{m+n}{m} - 1 = \frac{n}{m}。$$

13. 某种产品上的缺陷数 X 服从下列分布列： $P\{X=k\} = \frac{1}{2^{k+1}}$ ， $k=0,1,\dots$ ，求此种产品上的平均缺陷数。

解：因 $X+1$ 服从参数为 $p = \frac{1}{2}$ 的几何分布 $Ge\left(\frac{1}{2}\right)$ ，有 $E(X+1) = \frac{1}{p} = 2$ ，故 $E(X) = 2 - 1 = 1$ 。

14. 设随机变量 X 的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

以 Y 表示对 X 的三次独立重复观察中事件 $\{X \leq 1/2\}$ 出现的次数，试求 $P\{Y=2\}$ 。

解：因

$$P\{X \leq \frac{1}{2}\} = \int_0^{\frac{1}{2}} 2x dx = x^2 \Big|_0^{\frac{1}{2}} = \frac{1}{4}，$$

有 Y 服从二项分布 $b\left(3, \frac{1}{4}\right)$ ，故

$$P\{Y=2\} = C_3^2 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^2 \cdot \frac{3}{4} = \frac{9}{64}。$$

15. 某产品的不合格品率为 0.1，每次随机抽取 10 件进行检查，若发现其中不合格品数多于 1，就去调整设备。若检验员每天检查 4 次，试问每天平均要调整几次设备。

解：设 X 表示所取 10 件中的不合格品数，有 X 服从二项分布 $b(10, 0.1)$ ，则需要调整设备的概率为

$$P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X=0\} - P\{X=1\} = 1 - 0.9^{10} - \binom{10}{1} \times 0.1 \times 0.9^9 \approx 0.2639，$$

设 Y 表示每天调整设备的次数，有 Y 服从二项分布 $b(4, 0.2639)$ ，故 $E(X) = 4 \times 0.2639 = 1.0556$ ，即每天平均要调整 1.0556 次设备。

16. 一个系统由多个元件组成，各个元件是否正常工作是相互独立的，且各个元件正常工作的概率为 p 。若在系统中至少有一半的元件正常工作，那么整个系统就有效。问 p 取何值时，5 个元件的系统比 3 个元件的系统更有可能有效？

解：设 X 表示 3 个元件的系统中正常工作的元件数， Y 表示 5 个元件的系统中正常工作的元件数，则 3 个元件的系统有效的概率为

$$P\{X \geq 2\} = C_3^2 p^2 (1-p) + C_3^3 p^3 = 3p^2 (1-p) + p^3 = 3p^2 - 2p^3，$$

且 5 个元件的系统有效的概率为

$$\begin{aligned} P\{Y \geq 3\} &= C_5^3 p^3 (1-p)^2 + C_5^4 p^4 (1-p) + C_5^5 p^5 = 10p^3 (1-p)^2 + 5p^4 (1-p) + p^5 \\ &= 10p^3 - 15p^4 + 6p^5， \end{aligned}$$

要使得 $10p^3 - 15p^4 + 6p^5 > 3p^2 - 2p^3$ ，即

$$3p^2 - 12p^3 + 15p^4 - 6p^5 < 0, \quad 3p^2(1-p)^2(1-2p) < 0,$$

故 $p > 0.5$ 。

17. 设随机变量 X 服从参数为 λ 的泊松分布, 试证明

$$E(X^n) = \lambda E[(X+1)^{n-1}],$$

利用此结果计算 $E(X^3)$ 。

证明: 因 X 的概率函数为 $P\{X=k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$, $k=0, 1, 2, \dots$, 故

$$\begin{aligned} E(X^n) &= \sum_{k=0}^{+\infty} k^n \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \sum_{k=1}^{+\infty} k^{n-1} \cdot \frac{\lambda^k}{(k-1)!} e^{-\lambda} = \sum_{m=0}^{+\infty} (m+1)^{n-1} \cdot \frac{\lambda^{m+1}}{m!} e^{-\lambda} \\ &= \lambda \sum_{m=0}^{+\infty} (m+1)^{n-1} \cdot \frac{\lambda^m}{m!} e^{-\lambda} \\ &= \lambda E[(X+1)^{n-1}]; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(X^3) &= \lambda E[(X+1)^2] = \lambda E(X^2) + 2\lambda E(X) + \lambda = \lambda^2 E(X+1) + 2\lambda E(X) + \lambda \\ &= \lambda^2(\lambda+1) + 2\lambda^2 + \lambda = \lambda^3 + 3\lambda^2 + \lambda. \end{aligned}$$

18. 令 $X(n, p)$ 表示服从 $b(n, p)$ 的随机变量, 试证明:

$$P\{X(n, p) \leq i\} = 1 - P\{X(n, 1-p) \leq n-i-1\}.$$

证明: 由二项分布的定义可得

$$\begin{aligned} P\{X(n, p) \leq i\} &= 1 - P\{X(n, p) \geq i+1\} = 1 - \sum_{k=i+1}^n P\{X(n, p) = k\} = 1 - \sum_{k=i+1}^n C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \\ &= 1 - \sum_{m=0}^{n-i-1} C_n^{n-m} p^{n-m} (1-p)^m = 1 - \sum_{m=0}^{n-i-1} C_n^m (1-p)^m p^{n-m} \\ &= 1 - P\{X(n, 1-p) \leq n-i-1\}. \end{aligned}$$

19. 设随机变量 X 服从参数为 p 的几何分布, 试证明:

$$E\left(\frac{1}{X}\right) = \frac{-p \ln p}{1-p}.$$

证明: 因 X 的概率函数为 $P\{X=k\} = (1-p)^{k-1} p$, $k=1, 2, \dots$, 则

$$E\left(\frac{1}{X}\right) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} (1-p)^{k-1} p = \frac{p}{1-p} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{(1-p)^k}{k},$$

设 $f(x) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{x^k}{k}$, 有 $f'(x) = \sum_{k=1}^{+\infty} x^{k-1} = \frac{1}{1-x}$, 可得

$$f(x) = \int_0^x \frac{1}{1-u} du = -\ln(1-u) \Big|_0^x = -\ln(1-x),$$

故

$$E\left(\frac{1}{X}\right) = \frac{p}{1-p} f(1-p) = \frac{-p \ln p}{1-p}.$$

20. 设随机变量 $X \sim b(n, p)$ ，试证明：

$$E\left(\frac{1}{X+1}\right) = \frac{1-(1-p)^{n+1}}{(n+1)p}。$$

证明： 因 X 的概率函数为 $P\{X=k\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$ ， $k=0, 1, 2, \dots, n$ ，故

$$\begin{aligned} E\left(\frac{1}{X+1}\right) &= \sum_{k=0}^n \frac{1}{k+1} \cdot C_n^k p^k (1-p)^{n-k} = \sum_{k=0}^n \frac{n!}{(k+1)!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=0}^n \frac{1}{n+1} \cdot \frac{(n+1)!}{(k+1)!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} = \sum_{k=0}^n \frac{1}{n+1} C_{n+1}^{k+1} p^{k+1} (1-p)^{n-k} \\ &= \frac{1}{(n+1)p} \sum_{k=0}^n C_{n+1}^{k+1} p^{k+1} (1-p)^{n-k} = \frac{1}{(n+1)p} \sum_{m=1}^{n+1} C_{n+1}^m p^m (1-p)^{n+1-m} \\ &= \frac{1}{(n+1)p} \left[\sum_{m=1}^{n+1} C_{n+1}^m p^m (1-p)^{n+1-m} - p^0 (1-p)^{n+1} \right] = \frac{1-(1-p)^{n+1}}{(n+1)p}。 \end{aligned}$$