

第二章 随机变量及其分布

习题 2.1

1. 口袋中有 5 个球, 编号为 1, 2, 3, 4, 5. 从中任取 3 只, 以 X 表示取出的 3 个球中的最大号码.

(1) 试求 X 的分布列;

(2) 写出 X 的分布函数, 并作图.

解: (1) X 的全部可能取值为 3, 4, 5,

$$\text{且 } P\{X=3\} = \frac{1}{\binom{5}{3}} = \frac{1}{10} = 0.1, \quad P\{X=4\} = \frac{\binom{3}{2}}{\binom{5}{3}} = \frac{3}{10} = 0.3, \quad P\{X=5\} = \frac{\binom{4}{2}}{\binom{5}{3}} = \frac{6}{10} = 0.6,$$

故 X 的分布列为

X	3	4	5
P	0.1	0.3	0.6

(2) 因分布函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$, 分段点为 $x = 3, 4, 5$,

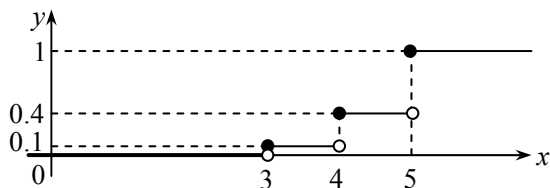
当 $x < 3$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P(\emptyset) = 0$,

当 $3 \leq x < 4$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X=3\} = 0.1$,

当 $4 \leq x < 5$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X=3\} + P\{X=4\} = 0.1 + 0.3 = 0.4$,

当 $x \geq 5$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X=3\} + P\{X=4\} + P\{X=5\} = 0.1 + 0.3 + 0.6 = 1$,

$$\text{故 } X \text{ 的分布函数 } F(x) = \begin{cases} 0, & x < 3; \\ 0.1, & 3 \leq x < 4; \\ 0.4, & 4 \leq x < 5; \\ 1, & x \geq 5. \end{cases}$$



2. 一颗骰子抛两次, 求以下随机变量的分布列:

(1) X 表示两次所得的最小点数;

(2) Y 表示两次所得的点数之差的绝对值.

解: (1) X 的全部可能取值为 1, 2, 3, 4, 5, 6,

$$\text{且 } P\{X=1\} = \frac{6^2 - 5^2}{6^2} = \frac{11}{36}, \quad P\{X=2\} = \frac{5^2 - 4^2}{6^2} = \frac{9}{36},$$

$$P\{X=3\} = \frac{4^2 - 3^2}{6^2} = \frac{7}{36}, \quad P\{X=4\} = \frac{3^2 - 2^2}{6^2} = \frac{5}{36},$$

$$P\{X=5\} = \frac{2^2 - 1}{6^2} = \frac{3}{36}, \quad P\{X=6\} = \frac{1}{6^2} = \frac{1}{36},$$

故 X 的分布列为

X	1	2	3	4	5	6
P	$\frac{11}{36}$	$\frac{9}{36}$	$\frac{7}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{1}{36}$

(2) Y 的全部可能取值为 0, 1, 2, 3, 4, 5,

$$\text{且 } P\{Y=0\} = \frac{6}{6^2} = \frac{6}{36}, \quad P\{Y=1\} = \frac{5 \times 2}{6^2} = \frac{10}{36},$$

$$P\{Y=2\} = \frac{4 \times 2}{6^2} = \frac{8}{36}, \quad P\{Y=3\} = \frac{3 \times 2}{6^2} = \frac{6}{36},$$

$$P\{Y=4\}=\frac{2\times 2}{6^2}=\frac{4}{36}, \quad P\{Y=5\}=\frac{1\times 2}{6^2}=\frac{2}{36},$$

故 Y 的分布列为

Y	0	1	2	3	4	5
P	$\frac{6}{36}$	$\frac{10}{36}$	$\frac{8}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{2}{36}$

3. 口袋中有 7 个白球、3 个黑球.

(1) 每次从中任取一个不放回, 求首次取出白球的取球次数 X 的概率分布列;

(2) 如果取出的是黑球则不放回, 而另外放入一个白球, 此时 X 的概率分布列如何.

解: (1) X 的全部可能取值为 1, 2, 3, 4,

$$\text{且 } P\{X=1\}=\frac{7}{10}, \quad P\{X=2\}=\frac{3}{10}\times\frac{7}{9}=\frac{7}{30},$$

$$P\{X=3\}=\frac{3}{10}\times\frac{2}{9}\times\frac{7}{8}=\frac{7}{120}, \quad P\{X=4\}=\frac{3}{10}\times\frac{2}{9}\times\frac{1}{8}\times\frac{7}{7}=\frac{1}{120},$$

故 X 的概率分布列为

X	1	2	3	4
P	$\frac{7}{10}$	$\frac{7}{30}$	$\frac{7}{120}$	$\frac{1}{120}$

(2) X 的全部可能取值仍为 1, 2, 3, 4,

$$\text{且 } P\{X=1\}=\frac{7}{10}=0.7, \quad P\{X=2\}=\frac{3}{10}\times\frac{8}{10}=0.24,$$

$$P\{X=3\}=\frac{3}{10}\times\frac{2}{10}\times\frac{9}{10}=0.054, \quad P\{X=4\}=\frac{3}{10}\times\frac{2}{10}\times\frac{1}{10}\times\frac{10}{10}=0.006,$$

故 X 的概率分布列为

X	1	2	3	4
P	0.7	0.24	0.054	0.006

4. 有 3 个盒子, 第一个盒子装有 1 个白球、4 个黑球; 第二个盒子装有 2 个白球、3 个黑球; 第三个盒子装有 3 个白球、2 个黑球. 现任取一个盒子, 从中任取 3 个球. 以 X 表示所取到的白球数.

(1) 试求 X 的概率分布列;

(2) 取到的白球数不少于 2 个的概率是多少?

解: 设 A_1, A_2, A_3 分别表示“取到第一个、第二个、第三个盒子”,

(1) X 的全部可能取值为 0, 1, 2, 3,

$$\text{且 } P\{X=0\}=P(A_1)P\{X=0|A_1\}+P(A_2)P\{X=0|A_2\}+P(A_3)P\{X=0|A_3\}$$

$$=\frac{1}{3}\times\frac{\binom{4}{3}}{\binom{5}{3}}+\frac{1}{3}\times\frac{\binom{3}{3}}{\binom{5}{3}}+\frac{1}{3}\times 0=\frac{4}{30}+\frac{1}{30}+0=\frac{1}{6},$$

$$P\{X=1\}=P(A_1)P\{X=1|A_1\}+P(A_2)P\{X=1|A_2\}+P(A_3)P\{X=1|A_3\}$$

$$=\frac{1}{3}\times\frac{1\times\binom{4}{2}}{\binom{5}{3}}+\frac{1}{3}\times\frac{\binom{2}{1}\binom{3}{2}}{\binom{5}{3}}+\frac{1}{3}\times\frac{\binom{3}{1}\binom{2}{2}}{\binom{5}{3}}=\frac{6}{30}+\frac{6}{30}+\frac{3}{30}=\frac{1}{2},$$

$$P\{X=2\}=P(A_1)P\{X=2|A_1\}+P(A_2)P\{X=2|A_2\}+P(A_3)P\{X=2|A_3\}$$

$$= \frac{1}{3} \times 0 + \frac{1}{3} \times \frac{\binom{2}{2} \binom{3}{1}}{\binom{5}{3}} + \frac{1}{3} \times \frac{\binom{3}{2} \binom{2}{1}}{\binom{5}{3}} = 0 + \frac{3}{30} + \frac{6}{30} = \frac{3}{10},$$

$$P\{X=3\} = P(A_1)P\{X=3|A_1\} + P(A_2)P\{X=3|A_2\} + P(A_3)P\{X=3|A_3\}$$

$$= \frac{1}{3} \times 0 + \frac{1}{3} \times 0 + \frac{1}{3} \times \frac{\binom{3}{3}}{\binom{5}{3}} = 0 + 0 + \frac{1}{30} = \frac{1}{30},$$

故 X 的概率分布列为

X	0	1	2	3
P	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{3}{10}$	$\frac{1}{30}$

$$(2) \text{ 所求概率为 } P\{X \geq 2\} = P\{X=2\} + P\{X=3\} = \frac{3}{10} + \frac{1}{30} = \frac{10}{30} = \frac{1}{3}.$$

5. 掷一颗骰子 4 次, 求点数 6 出现的次数的概率分布.

解: 设 X 表示点数 6 出现的次数, 有 X 的全部可能取值为 0, 1, 2, 3, 4,

且试验次数 $n=4$, 每次掷骰子点数 6 出现的概率 $p=\frac{1}{6}$,

$$\text{则 } P\{X=0\} = \binom{4}{0} \times \left(\frac{1}{6}\right)^0 \times \left(\frac{5}{6}\right)^4 = \frac{625}{1296}, \quad P\{X=1\} = \binom{4}{1} \times \left(\frac{1}{6}\right)^1 \times \left(\frac{5}{6}\right)^3 = \frac{500}{1296},$$

$$P\{X=2\} = \binom{4}{2} \times \left(\frac{1}{6}\right)^2 \times \left(\frac{5}{6}\right)^2 = \frac{150}{1296}, \quad P\{X=3\} = \binom{4}{3} \times \left(\frac{1}{6}\right)^3 \times \left(\frac{5}{6}\right)^1 = \frac{20}{1296},$$

$$P\{X=4\} = \binom{4}{4} \times \left(\frac{1}{6}\right)^4 \times \left(\frac{5}{6}\right)^0 = \frac{1}{1296},$$

故 X 的概率分布列为

X	0	1	2	3	4
P	$\frac{625}{1296}$	$\frac{500}{1296}$	$\frac{150}{1296}$	$\frac{20}{1296}$	$\frac{1}{1296}$

6. 从一副 52 张的扑克牌中任取 5 张, 求其中黑桃张数的概率分布.

解: 设 X 表示黑桃张数, 有 X 的全部可能取值为 0, 1, 2, 3, 4, 5,

$$\text{则 } P\{X=0\} = \frac{\binom{13}{0} \binom{39}{5}}{\binom{52}{5}} = \frac{575757}{2598960} = 0.2215, \quad P\{X=1\} = \frac{\binom{13}{1} \binom{39}{4}}{\binom{52}{5}} = \frac{1069263}{2598960} = 0.4114,$$

$$P\{X=2\} = \frac{\binom{13}{2} \binom{39}{3}}{\binom{52}{5}} = \frac{712842}{2598960} = 0.2743, \quad P\{X=3\} = \frac{\binom{13}{3} \binom{39}{2}}{\binom{52}{5}} = \frac{211926}{2598960} = 0.0815,$$

$$P\{X=4\} = \frac{\binom{13}{4}\binom{39}{1}}{\binom{52}{5}} = \frac{27885}{2598960} = 0.0107, \quad P\{X=5\} = \frac{\binom{13}{5}\binom{39}{0}}{\binom{52}{5}} = \frac{1287}{2598960} = 0.0005,$$

故 X 的概率分布列为

X	0	1	2	3	4	5
P	0.2215	0.4114	0.2743	0.0815	0.0107	0.0005

7. 一批产品共有 100 件, 其中 10 件是不合格品. 根据验收规则, 从中任取 5 件产品进行质量检验, 假如 5 件中无不合格品, 则这批产品被接受, 否则就要重新对这批产品逐个检验.

(1) 试求 5 件产品中不合格品数 X 的分布列;

(2) 需要对这批产品进行逐个检验的概率是多少?

解: (1) 这 5 件产品中不合格品数 X 的全部可能取值为 0, 1, 2, 3, 4, 5,

$$P\{X=0\} = \frac{\binom{10}{0}\binom{90}{5}}{\binom{100}{5}} = \frac{43949268}{75287520} = 0.583752, \quad P\{X=1\} = \frac{\binom{10}{1}\binom{90}{4}}{\binom{100}{5}} = \frac{25551900}{75287520} = 0.339391,$$

$$P\{X=2\} = \frac{\binom{10}{2}\binom{90}{3}}{\binom{100}{5}} = \frac{5286600}{75287520} = 0.070219, \quad P\{X=3\} = \frac{\binom{10}{3}\binom{90}{2}}{\binom{100}{5}} = \frac{480600}{75287520} = 0.006384,$$

$$P\{X=4\} = \frac{\binom{10}{4}\binom{90}{1}}{\binom{100}{5}} = \frac{18900}{75287520} = 0.000251, \quad P\{X=5\} = \frac{\binom{10}{5}\binom{90}{0}}{\binom{100}{5}} = \frac{252}{75287520} = 0.000003,$$

故 X 的分布列为

X	0	1	2	3	4	5
P	0.583752	0.339391	0.070219	0.006384	0.000251	0.000003

(2) 所求概率为 $P\{X>0\} = 1 - P\{X=0\} = 1 - 0.583752 = 0.416248$.

8. 设随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ \frac{1}{4}, & 0 \leq x < 1; \\ \frac{1}{3}, & 1 \leq x < 3; \\ \frac{1}{2}, & 3 \leq x < 6; \\ 1, & x \geq 6. \end{cases}$$

试求 X 的概率分布列及 $P\{X < 3\}$, $P\{X \leq 3\}$, $P\{X > 1\}$, $P\{X \geq 1\}$.

解: X 的全部可能取值为其分布函数 $F(x)$ 的分段点 0, 1, 3, 6,

$$\text{且 } P\{X=0\} = F(0) - F(0-0) = \frac{1}{4} - 0 = \frac{1}{4}, \quad P\{X=1\} = F(1) - F(1-0) = \frac{1}{3} - \frac{1}{4} = \frac{1}{12},$$

$$P\{X=3\}=F(3)-F(3-0)=\frac{1}{2}-\frac{1}{3}=\frac{1}{6}, \quad P\{X=6\}=F(6)-F(6-0)=1-\frac{1}{2}=\frac{1}{2},$$

故 X 的概率分布列为

$$\begin{array}{c|cccc} X & 0 & 1 & 2 & 3 \\ \hline P & \frac{1}{4} & \frac{1}{12} & \frac{1}{6} & \frac{1}{2} \end{array};$$

$$\text{且 } P\{X < 3\} = F(3-0) = \frac{1}{3}; \quad P\{X \leq 3\} = F(3) = \frac{1}{2}; \quad P\{X > 1\} = 1 - P\{X \leq 1\} = 1 - F(1) = 1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3};$$

$$P\{X \geq 1\} = 1 - P\{X < 1\} = 1 - F(1-0) = 1 - \frac{1}{4} = \frac{3}{4}.$$

9. 设随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 1; \\ \ln x, & 1 \leq x < e; \\ 1, & x \geq e. \end{cases}$$

试求 $P\{X < 2\}$, $P\{0 < X \leq 3\}$, $P\{2 < X < 2.5\}$.

解: $P\{X < 2\} = F(2-0) = \ln 2$; $P\{0 < X \leq 3\} = F(3) - F(0) = 1 - 0 = 1$;

$$P\{2 < X < 2.5\} = F(2.5-0) - F(2) = \ln 2.5 - \ln 2 = \ln 1.25.$$

10. 若 $P\{X \geq x_1\} = 1 - \alpha$, $P\{X \leq x_2\} = 1 - \beta$, 其中 $x_1 < x_2$, 试求 $P\{x_1 < X < x_2\}$.

注: 此题有误, 应改为“试求 $P\{x_1 \leq X \leq x_2\}$ ”

解: $P\{x_1 \leq X \leq x_2\} = P\{X \leq x_2\} - P\{X < x_1\} = P\{X \leq x_2\} + P\{X \geq x_1\} - 1 = 1 - \beta + 1 - \alpha - 1 = 1 - \alpha - \beta$.

11. 从 1, 2, 3, 4, 5 五个数字中任取三个, 按大小排列记为 $x_1 < x_2 < x_3$, 令 $X = x_2$, 试求

(1) X 的分布函数;

(2) $P\{X < 2\}$ 及 $P\{X > 4\}$.

解: (1) X 的全部可能取值为 2, 3, 4,

$$\text{且 } P\{X=2\} = \frac{1 \times 3}{\binom{5}{3}} = \frac{3}{10} = 0.3, \quad P\{X=3\} = \frac{2 \times 2}{\binom{5}{3}} = \frac{4}{10} = 0.4, \quad P\{X=4\} = \frac{3 \times 1}{\binom{5}{3}} = \frac{3}{10} = 0.3,$$

因分布函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$, 分段点为 $x = 2, 3, 4$,

当 $x < 2$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P(\emptyset) = 0$,

当 $2 \leq x < 3$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X=2\} = 0.3$,

当 $3 \leq x < 4$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X=2\} + P\{X=3\} = 0.3 + 0.4 = 0.7$,

当 $x \geq 4$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P(\Omega) = 1$,

$$\text{故 } X \text{ 的分布函数 } F(x) = \begin{cases} 0, & x < 2; \\ 0.3, & 2 \leq x < 3; \\ 0.7, & 3 \leq x < 4; \\ 1, & x \geq 4; \end{cases}$$

(2) $P\{X < 2\} = P(\emptyset) = 0$, $P\{X > 4\} = P(\emptyset) = 0$.

12. 设随机变量 X 的密度函数为

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

试求 X 的分布函数.

解: 分布函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$, 分段点为 $x = -1, 0, 1$,

当 $x < -1$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P(\emptyset) = 0$,

$$\text{当 } -1 \leq x < 0 \text{ 时, } F(x) = \int_{-\infty}^x p(u)du = \int_{-1}^x [1 - (-u)]du = \left(u + \frac{u^2}{2}\right) \Big|_{-1}^x = x + \frac{x^2}{2} - \left(-1 + \frac{1}{2}\right) = \frac{x^2}{2} + x + \frac{1}{2},$$

$$\begin{aligned} \text{当 } 0 \leq x < 1 \text{ 时, } F(x) &= \int_{-\infty}^x p(u)du = \int_{-1}^0 [1 - (-u)]du + \int_0^x (1 - u)du = \left(u + \frac{u^2}{2}\right) \Big|_{-1}^0 + \left(u - \frac{u^2}{2}\right) \Big|_0^x \\ &= 0 - \left(-1 + \frac{1}{2}\right) + \left(x - \frac{x^2}{2}\right) - 0 = -\frac{x^2}{2} + x + \frac{1}{2}, \end{aligned}$$

当 $x \geq 1$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P(\Omega) = 1$,

$$\text{故 } X \text{ 的分布函数 } F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1; \\ \frac{x^2}{2} + x + \frac{1}{2}, & -1 \leq x < 0; \\ -\frac{x^2}{2} + x + \frac{1}{2}, & 0 \leq x < 1; \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

13. 如果 X 的密度函数为

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

试求 $P\{X \leq 1.5\}$.

$$\text{解: } P\{X \leq 1.5\} = \int_{-\infty}^{1.5} p(x)dx = \int_0^1 xdx + \int_1^{1.5} (2 - x)dx = \frac{x^2}{2} \Big|_0^1 + \left(2x - \frac{x^2}{2}\right) \Big|_1^{1.5} = \frac{1}{2} - 0 + \left(3 - \frac{1.5^2}{2}\right) - \frac{3}{2} = \frac{7}{8}.$$

14. 设随机变量 X 的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} A \cos x, & |x| \leq \frac{\pi}{2}; \\ 0, & |x| > \frac{\pi}{2}. \end{cases}$$

试求

(1) 系数 A ;

(2) X 落在区间 $(0, \pi/4)$ 内的概率.

$$\text{解: (1) 由密度函数正则性知 } \int_{-\infty}^{+\infty} p(x)dx = \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} A \cos x dx = A \sin x \Big|_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} = A \sin \frac{\pi}{2} - A \sin \left(-\frac{\pi}{2}\right) = 2A = 1,$$

$$\text{故 } A = \frac{1}{2};$$

$$(2) \text{ 所求概率为 } P\{0 < X < \frac{\pi}{4}\} = \int_0^{\frac{\pi}{4}} \frac{1}{2} \cos x dx = \frac{1}{2} \sin x \Big|_0^{\frac{\pi}{4}} = \frac{1}{2} \sin \frac{\pi}{4} - 0 = \frac{\sqrt{2}}{4}.$$

15. 设连续随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ Ax^2, & 0 \leq x < 1; \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

试求

- (1) 系数 A ;
- (2) X 落在区间 $(0.3, 0.7)$ 内的概率;
- (3) X 的密度函数.

解: (1) 由连续随机变量分布函数的连续性知 $1 = F(1) = F(1-0) = \lim_{x \rightarrow 1^-} F(x) = A \cdot 1^2 = A$, 故 $A = 1$;

(2) 所求概率为 $P\{0.3 < X < 0.7\} = F(0.7) - F(0.3) = 0.7^2 - 0.3^2 = 0.4$;

(3) 密度函数 $p(x) = F'(x)$,

当 $x < 0$ 时, $F(x) = 0$, 有 $p(x) = F'(x) = 0$,

当 $0 \leq x < 1$ 时, $F(x) = x^2$, 有 $p(x) = F'(x) = 2x$,

当 $x \geq 1$ 时, $F(x) = 1$, 有 $p(x) = F'(x) = 0$,

故 X 的密度函数为 $p(x) = \begin{cases} 2x, & 0 \leq x < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

16. 学生完成一道作业的时间 X 是一个随机变量, 单位为小时. 它的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} cx^2 + x, & 0 \leq x \leq 0.5; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

- (1) 确定常数 c ;
- (2) 写出 X 的分布函数;
- (3) 试求在 20min 内完成一道作业的概率;
- (4) 试求 10min 以上完成一道作业的概率.

解: (1) 由密度函数正则性知 $\int_{-\infty}^{+\infty} p(x)dx = \int_0^{0.5} (cx^2 + x)dx = \left(c \frac{x^3}{3} + \frac{x^2}{2} \right) \Big|_0^{0.5} = \frac{c}{24} + \frac{1}{8} = 1$, 故 $c = 21$;

(2) 分布函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$, 分段点为 $x = 0, 0.5$,

当 $x < 0$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P(\emptyset) = 0$,

当 $0 \leq x < 0.5$ 时, $F(x) = \int_{-\infty}^x p(u)du = \int_0^x (21u^2 + u)du = \left(7u^3 + \frac{u^2}{2} \right) \Big|_0^x = 7x^3 + \frac{x^2}{2}$,

当 $x \geq 0.5$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P(\Omega) = 1$,

故 X 的分布函数 $F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ 7x^3 + \frac{x^2}{2}, & 0 \leq x < 0.5; \\ 1, & x \geq 0.5; \end{cases}$

(3) 所求概率为 $P\{X \leq \frac{20}{60} = \frac{1}{3}\} = F\left(\frac{1}{3}\right) = 7 \times \left(\frac{1}{3}\right)^3 + \frac{1}{2} \times \left(\frac{1}{3}\right)^2 = \frac{7}{27} + \frac{1}{18} = \frac{17}{54}$;

(4) 所求概率为 $P\{X \geq \frac{10}{60} = \frac{1}{6}\} = 1 - F\left(\frac{1}{6}\right) = 1 - 7 \times \left(\frac{1}{6}\right)^3 - \frac{1}{2} \times \left(\frac{1}{6}\right)^2 = 1 - \frac{7}{216} - \frac{1}{72} = \frac{103}{108}$.

17. 某加油站每周补给一次油. 如果这个加油站每周的销售量 (单位: 千升) 为一随机变量, 其密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} 0.05 \left(1 - \frac{x}{100} \right)^4, & 0 < x < 100; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

试问该油站的储油罐需要多大, 才能把一周内断油的概率控制在 5% 以下?

解: 设这个加油站每周的销售量为 X 千升, 储油罐的储油量为 a 千升, 有 $P\{X > a\} \leq 0.05$,

$$\text{则 } P\{X > a\} = \int_a^{+\infty} p(x)dx = \int_a^{100} 0.05 \left(1 - \frac{x}{100}\right)^4 dx = -\left(1 - \frac{x}{100}\right)^5 \Big|_a^{100} = \left(1 - \frac{a}{100}\right)^5 \leq 0.05,$$

$$\text{故 } a \geq 100(1 - \sqrt[5]{0.05}) = 45.0720.$$

18. 设随机变量 X 和 Y 同分布, X 的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{3}{8}x^2, & 0 < x < 2; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

已知事件 $A = \{X > a\}$ 和 $B = \{Y > a\}$ 独立, 且 $P(A \cup B) = 3/4$, 求常数 a .

解: 由于事件 A 和 B 独立, 且显然有 $P(A) = P(B)$,

$$\text{则 } P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) = P(A) + P(B) - P(A)P(B) = 2P(A) - [P(A)]^2 = \frac{3}{4},$$

$$\text{可得 } P(A) = \frac{1}{2} \text{ 或 } P(A) = \frac{3}{2} \text{ (舍去),}$$

$$\text{显然 } 0 < a < 2, \text{ 有 } P(A) = P\{X > a\} = \int_a^2 \frac{3}{8}x^2 dx = \frac{1}{8}x^3 \Big|_a^2 = 1 - \frac{a^3}{8} = \frac{1}{2},$$

$$\text{故 } a = \sqrt[3]{4}.$$

19. 设连续随机变量 X 的密度函数 $p(x)$ 是一个偶函数, $F(x)$ 为 X 的分布函数, 求证对任意实数 $a > 0$, 有

$$(1) F(-a) = 1 - F(a) = 0.5 - \int_0^a p(x)dx;$$

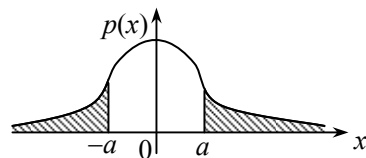
$$(2) P\{|X| < a\} = 2F(a) - 1;$$

$$(3) P\{|X| > a\} = 2[1 - F(a)].$$

证: (1) 因 $p(x)$ 为偶函数, 有 $\int_{-\infty}^{-a} p(x)dx = \int_a^{+\infty} p(x)dx$ 且 $\int_{-\infty}^0 p(x)dx = 0.5$,

$$\text{则 } F(a) = \int_{-\infty}^a p(x)dx = \int_{-\infty}^0 p(x)dx + \int_0^a p(x)dx = 0.5 + \int_0^a p(x)dx,$$

$$\text{故 } F(-a) = \int_{-\infty}^{-a} p(x)dx = \int_a^{+\infty} p(x)dx = 1 - \int_{-\infty}^a p(x)dx = 1 - F(a) = 0.5 - \int_0^a p(x)dx;$$



$$(2) P\{|X| < a\} = P\{-a < X < a\} = F(a) - F(-a) = F(a) - [1 - F(a)] = 2F(a) - 1;$$

$$(3) P\{|X| > a\} = 1 - P\{|X| \leq a\} = 1 - P\{|X| < a\} = 1 - [2F(a) - 1] = 2 - 2F(a).$$

习题 2.2

1. 设离散型随机变量 X 的分布列为

X	-2	0	2
P	0.4	0.3	0.3

试求 $E(X)$ 和 $E(3X+5)$.

解: $E(X) = (-2) \times 0.4 + 0 \times 0.3 + 2 \times 0.3 = -0.2$; $E(3X+5) = (-1) \times 0.4 + 5 \times 0.3 + 11 \times 0.3 = 4.4$.

2. 某服装店根据历年销售资料得知: 一位顾客在商店中购买服装的件数 X 的分布列为

X	0	1	2	3	4	5
P	0.10	0.33	0.31	0.13	0.09	0.04

试求顾客在商店平均购买服装件数.

解: 平均购买服装件数为 $E(X) = 0 \times 0.10 + 1 \times 0.33 + 2 \times 0.31 + 3 \times 0.13 + 4 \times 0.09 + 5 \times 0.04 = 1.9$.

3. 某地区一个月内发生重大交通事故数 X 服从如下分布

X	0	1	2	3	4	5	6
P	0.301	0.362	0.216	0.087	0.026	0.006	0.002

试求该地区发生重大交通事故的月平均数.

解: 月平均数 $E(X) = 0 \times 0.301 + 1 \times 0.362 + 2 \times 0.216 + 3 \times 0.087 + 4 \times 0.026 + 5 \times 0.006 + 6 \times 0.002 = 1.201$.

4. 一海运货船的甲板上放着 20 个装有化学原料的圆桶, 现已知其中有 5 桶被海水污染了. 若从中随机抽取 8 桶, 记 X 为 8 桶中被污染的桶数, 试求 X 的分布列, 并求 $E(X)$.

解: X 的全部可能取值为 0, 1, 2, 3, 4, 5,

$$\text{且 } P\{X=0\} = \frac{\binom{15}{8}}{\binom{20}{8}} = \frac{6435}{125970} = 0.0511, \quad P\{X=1\} = \frac{\binom{5}{1}\binom{15}{7}}{\binom{20}{8}} = \frac{32175}{125970} = 0.2554,$$

$$P\{X=2\} = \frac{\binom{5}{2}\binom{15}{6}}{\binom{20}{8}} = \frac{50050}{125970} = 0.3973, \quad P\{X=3\} = \frac{\binom{5}{3}\binom{15}{5}}{\binom{20}{8}} = \frac{30030}{125970} = 0.2384,$$

$$P\{X=4\} = \frac{\binom{5}{4}\binom{15}{4}}{\binom{20}{8}} = \frac{6825}{125970} = 0.0542, \quad P\{X=5\} = \frac{\binom{5}{5}\binom{15}{3}}{\binom{20}{8}} = \frac{455}{125970} = 0.0036,$$

故 X 的分布列为

X	0	1	2	3	4	5
P	0.0511	0.2554	0.3973	0.2384	0.0542	0.0036

且 $E(X) = 0 \times 0.0511 + 1 \times 0.2554 + 2 \times 0.3973 + 3 \times 0.2384 + 4 \times 0.0542 + 5 \times 0.0036 = 2$.

5. 用天平称某种物品的质量 (砝码仅允许放在一个盘中), 现有三组砝码: (甲) 1, 2, 2, 5, 10 (g); (乙) 1, 2, 3, 4, 10 (g); (丙) 1, 1, 2, 5, 10 (g), 称重时只能使用一组砝码. 问: 当物品的质量为 1g、2g、...、10g 的概率是相同的, 用哪一组砝码称重所用的平均砝码数最少?

解：设 X_1, X_2, X_3 分别表示使用甲、乙、丙组砝码称重时需要的砝码个数，

当物品的质量为 1g、2g、 \cdots 、10g 时，

有 $X_1 = 1, 1, 2, 2, 1, 2, 2, 3, 3, 1$ ，即 $P\{X_1 = 1\} = 0.4$ ， $P\{X_1 = 2\} = 0.4$ ， $P\{X_1 = 3\} = 0.2$ ，

$X_2 = 1, 1, 1, 1, 2, 2, 2, 3, 3, 1$ ，即 $P\{X_2 = 1\} = 0.5$ ， $P\{X_2 = 2\} = 0.3$ ， $P\{X_2 = 3\} = 0.2$ ，

$X_3 = 1, 1, 2, 3, 1, 2, 2, 3, 4, 1$ ，

即 $P\{X_3 = 1\} = 0.4$ ， $P\{X_3 = 2\} = 0.3$ ， $P\{X_3 = 3\} = 0.2$ ， $P\{X_3 = 4\} = 0.1$ ，

则平均砝码数 $E(X_1) = 1 \times 0.4 + 2 \times 0.4 + 3 \times 0.2 = 1.8$ ， $E(X_2) = 1 \times 0.5 + 2 \times 0.3 + 3 \times 0.2 = 1.7$ ，

$E(X_3) = 1 \times 0.4 + 2 \times 0.3 + 3 \times 0.2 + 4 \times 0.1 = 2$ ，

故用乙组砝码称重所用的平均砝码数最少。

6. 假设有十只同种电器元件，其中有两只不合格品。装配仪器时，从这批元件中任取一只，如是不合格品，则扔掉重新任取一只；如仍是不合格品，则扔掉再取一只，试求在取到合格品之前，已取出的不合格品只数的数学期望。

解：设 X 表示在取到合格品之前已取出的不合格品只数， X 的全部可能取值为 0, 1, 2，

$$\text{则 } P\{X=0\} = \frac{8}{10} = \frac{4}{5}, \quad P\{X=1\} = \frac{2}{10} \times \frac{8}{9} = \frac{8}{45}, \quad P\{X=2\} = \frac{2}{10} \times \frac{1}{9} \times \frac{8}{8} = \frac{1}{45},$$

$$\text{故 } E(X) = 0 \times \frac{4}{5} + 1 \times \frac{8}{45} + 2 \times \frac{1}{45} = \frac{2}{9}.$$

7. 对一批产品进行检查，如查到第 a 件全为合格品，就认为这批产品合格；若在前 a 件中发现不合格品即停止检查，且认为这批产品不合格。设产品的数量很大，可以认为每次查到不合格品的概率都是 p 。问每批产品平均要查多少件？

解：设 X 表示检查一批产品要查的件数， X 的全部可能取值为 1, 2, \cdots , $a-1, a$ ，

$$\text{则 } P\{X=1\} = p, \quad P\{X=2\} = (1-p)p, \quad \cdots, \quad P\{X=a-1\} = (1-p)^{a-2}p, \quad P\{X=a\} = (1-p)^{a-1},$$

$$\text{即 } E(X) = 1 \cdot p + 2(1-p)p + \cdots + (a-1)(1-p)^{a-2}p + a(1-p)^{a-1},$$

$$\text{有 } (1-p)E(X) = 1 \cdot (1-p)p + 2(1-p)^2p + \cdots + (a-2)(1-p)^{a-2}p + (a-1)(1-p)^{a-1}p + a(1-p)^a,$$

$$\text{得 } E(X) - (1-p)E(X) = p + (1-p)p + \cdots + (1-p)^{a-2}p + a(1-p)^{a-1} - (a-1)(1-p)^{a-1}p - a(1-p)^a,$$

$$\text{即 } pE(X) = \frac{p[1 - (1-p)^{a-1}]}{1 - (1-p)} + (1-p)^{a-1}[a - (a-1)p - a(1-p)]$$

$$= 1 - (1-p)^{a-1} + (1-p)^{a-1} \cdot p = 1 - (1-p)^{a-1} \cdot (1-p) = 1 - (1-p)^a,$$

$$\text{故 } E(X) = \frac{1 - (1-p)^a}{p}.$$

8. 某人参加“答题秀”，一共有问题 1 和问题 2 两个问题，他可以自行决定回答这两个问题的顺序。如果他先回答问题 i ，那么只有回答正确，他才被允许回答另一题。如果他有 60% 的把握答对问题 1，而答对问题 1 将获得 200 元奖励；有 80% 的把握答对问题 2，而答对问题 2 将获得 100 元奖励。问他应该先回答哪个问题，才能使获得奖励的期望值最大化？

解：设答对问题 i 记为事件 A_i ，记为他先回答问题 i 获得的奖励金额为 X_i 元， $i = 1, 2$ ，

有 X_1 的全部可能取值为 0, 200, 300， X_2 的全部可能取值为 0, 100, 300，

$$\text{且 } P\{X_1=0\} = P(\bar{A}_1) = 0.4, \quad P\{X_1=200\} = P(A_1\bar{A}_2) = 0.12, \quad P\{X_1=300\} = P(A_1A_2) = 0.48,$$

$$P\{X_2=0\} = P(\bar{A}_2) = 0.2, \quad P\{X_2=100\} = P(A_2\bar{A}_1) = 0.32, \quad P\{X_2=300\} = P(A_2A_1) = 0.48,$$

$$\text{则 } E(X_1) = 0.4 \times 0 + 0.12 \times 200 + 0.48 \times 300 = 168, \quad E(X_2) = 0.2 \times 0 + 0.32 \times 100 + 0.48 \times 300 = 176,$$

故 $E(X_1) < E(X_2)$ ，他应该先回答问题 2。

9. 某人想用 10000 元投资于某股票，该股票当前价格是 2 元/股，假设一年后该股票等可能的为 1 元/股和 4 元/股。而理财顾问给他的建议是：若期望一年后所拥有的股票市值达到最大，则现在就购买；

若期望一年后所拥有股票数量达到最大, 则一年以后购买. 试问理财顾问的建议是否正确? 为什么?

解: 设 X 表示一年后该股票的价格, X 的全部可能取值为 1, 4,

若现在就购买股票所拥有的股票数量为 5000 股, 一年后的股票市值为 $5000X$ 元,

若一年以后购买股票所拥有的股票数量为 $\frac{10000}{X}$ 股, 股票市值为 10000 元,

因 $E(5000X) = 0.5 \times 5000 \times 1 + 0.5 \times 5000 \times 4 = 12500 > 10000$,

故现在就购买股票, 则一年后所拥有的股票市值的数学期望达到最大;

$$\text{因 } E\left(\frac{10000}{X}\right) = 0.5 \times \frac{10000}{1} + 0.5 \times \frac{10000}{4} = 6250 > 5000,$$

故一年以后购买股票, 则所拥有的股票数量的数学期望达到最大.

10. 保险公司的某险种规定: 如果某个事件 A 在一年内发生了, 则保险公司应付给投保户金额 a 元, 而事件 A 在一年内发生的概率为 p . 如果保险公司向投保户收取的保费为 ka 元, 则问 k 为多少, 才能使保险公司期望收益达到 a 的 10%?

解: 设 X 表示保险公司的收益, X 的全部可能取值为 $ka, ka - a$,

则 $E(X) = (1 - p) \times ka + p \times (ka - a) = (k - p)a = 0.1a$,

故 $k = p + 0.1$.

11. 某厂推土机发生故障后的维修时间 T 是一个随机变量 (单位: h), 其密度函数为

$$p(t) = \begin{cases} 0.02e^{-0.02t}, & t > 0; \\ 0, & t \leq 0. \end{cases}$$

试求平均维修时间.

解: 平均维修时间 $E(T) = \int_0^{+\infty} t \cdot 0.02e^{-0.02t} dt = \int_0^{+\infty} t(-d e^{-0.02t}) = -t e^{-0.02t} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-0.02t} dt = \frac{e^{-0.02t}}{-0.02} \Big|_0^{+\infty} = 50$.

12. 某新产品在未来市场上的占有率 X 是仅在区间 $(0, 1)$ 上取值的随机变量, 它的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} 4(1-x)^3, & 0 < x < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

试求平均市场占有率.

解: $E(X) = \int_0^1 x \cdot 4(1-x)^3 dx = \int_0^1 (4x - 12x^2 + 12x^3 - 4x^4) dx = \left(2x^2 - 4x^3 + 3x^4 - \frac{4}{5}x^5 \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{5}$.

13. 设随机变量 X 的密度函数如下, 试求 $E(2X + 5)$.

$$p(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0; \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

解: $E(2X + 5) = \int_0^{+\infty} (2x + 5)e^{-x} dx = \int_0^{+\infty} (2x + 5)(-d e^{-x}) = -(2x + 5)e^{-x} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} 2e^{-x} dx = 5 - 2e^{-x} \Big|_0^{+\infty} = 7$.

14. 设随机变量 X 的分布函数如下, 试求 $E(X)$.

$$F(x) = \begin{cases} \frac{e^x}{2}, & x < 0; \\ \frac{1}{2}, & 0 \leq x < 1; \\ 1 - \frac{1}{2}e^{-\frac{1}{2}(x-1)}, & x \geq 1. \end{cases}$$

解：因分布函数 $F(x)$ 是连续函数，有 X 为连续型，密度函数 $p(x) = F'(x)$ ，

$$\text{当 } x < 0 \text{ 时, } p(x) = F'(x) = \frac{e^x}{2},$$

$$\text{当 } 0 < x < 1 \text{ 时, } p(x) = F'(x) = 0,$$

$$\text{当 } x > 1 \text{ 时, } p(x) = F'(x) = \frac{1}{4} e^{-\frac{1}{2}(x-1)}, = \int_{-\infty}^0 x \cdot \frac{1}{2} d(e^x) + \int_1^{+\infty} x \cdot \left(-\frac{1}{2}\right) d[e^{-\frac{1}{2}(x-1)}]$$

$$\text{则 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx = \int_{-\infty}^0 x \cdot \frac{e^x}{2} dx + \int_1^{+\infty} x \cdot \frac{1}{4} e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^0 x e^x dx + \frac{1}{4} \int_1^{+\infty} x e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx,$$

$$\text{因 } \int_{-\infty}^0 x e^x dx = \int_{-\infty}^0 x \cdot d(e^x) = x \cdot e^x \Big|_{-\infty}^0 - \int_{-\infty}^0 e^x dx = 0 - e^x \Big|_{-\infty}^0 = -1,$$

$$\int_1^{+\infty} x e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx = -2 \int_1^{+\infty} x \cdot d[e^{-\frac{1}{2}(x-1)}] = -2x e^{-\frac{1}{2}(x-1)} \Big|_1^{+\infty} + 2 \int_1^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx = 2 - 4e^{-\frac{1}{2}(x-1)} \Big|_1^{+\infty} = 6,$$

$$\text{故 } E(X) = \frac{1}{2} \times (-1) + \frac{1}{4} \times 6 = 1.$$

15. 设随机变量 X 的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} a + bx^2, & 0 \leq x \leq 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\text{如果 } E(X) = \frac{2}{3}, \text{ 求 } a \text{ 和 } b.$$

$$\text{解：由正则性得 } \int_{-\infty}^{+\infty} p(x)dx = \int_0^1 (a + bx^2)dx = \left(ax + b \cdot \frac{x^3}{3}\right) \Big|_0^1 = a + \frac{b}{3} = 1,$$

$$\text{又 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx = \int_0^1 x(a + bx^2)dx = \left(a \cdot \frac{x^2}{2} + b \cdot \frac{x^4}{4}\right) \Big|_0^1 = \frac{a}{2} + \frac{b}{4} = \frac{2}{3},$$

$$\text{故 } a = \frac{1}{3}, b = 2.$$

16. 某工程队完成某项工程的时间 X (单位：月) 是一个随机变量，它的分布列为

X	10	11	12	13
P	0.4	0.3	0.2	0.1

(1) 试求该工程队完成此项工程的平均月数；

(2) 设该工程队所获利润为 $Y = 50(13 - X)$ ，单位为万元。试求该工程队的平均利润；

(3) 若该工程队调整安排，完成该项工程的时间 X (单位：月) 的分布为

X	10	11	12
P	0.5	0.4	0.1

则其平均利润可增加多少？

解：(1) 平均月数 $E(X) = 10 \times 0.4 + 11 \times 0.3 + 12 \times 0.2 + 13 \times 0.1 = 11.$

(2) 平均利润为 $E(Y) = E[50(13 - X)] = 150 \times 0.4 + 100 \times 0.3 + 50 \times 0.2 + 0 \times 0.1 = 100$ (万元)；

(3) 因 $E(Y_1) = E[50(13 - X_1)] = 150 \times 0.5 + 100 \times 0.4 + 50 \times 0.1 = 120$ ，有 $E(Y_1) - E(Y) = 20$ ，
故平均利润增加 20 万元。

17. 设随机变量 X 的概率密度函数为

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

对 X 独立重复观察 4 次, Y 表示观察值大于 $\pi/3$ 的次数, 求 Y^2 的数学期望.

解: Y 的全部可能取值为 0, 1, 2, 3, 4, 因 $p = P\{X > \frac{\pi}{3}\} = \int_{\frac{\pi}{3}}^{\pi} \frac{1}{2} \cos \frac{x}{2} dx = \sin \frac{x}{2} \Big|_{\frac{\pi}{3}}^{\pi} = \sin \frac{\pi}{2} - \sin \frac{\pi}{6} = \frac{1}{2}$,

$$\text{则 } P\{Y=0\} = (1-p)^4 = \frac{1}{16}, \quad P\{Y=1\} = \binom{4}{1} \cdot p(1-p)^3 = \frac{4}{16}, \quad P\{Y=2\} = \binom{4}{2} \cdot p^2(1-p)^2 = \frac{6}{16},$$

$$P\{Y=3\} = \binom{4}{3} \cdot p^3(1-p) = \frac{4}{16}, \quad P\{Y=4\} = p^4 = \frac{1}{16},$$

$$\text{故 } E(Y^2) = 0^2 \times \frac{1}{16} + 1^2 \times \frac{4}{16} + 2^2 \times \frac{6}{16} + 3^2 \times \frac{4}{16} + 4^2 \times \frac{1}{16} = \frac{80}{16} = 5.$$

18. 设随机变量 X 的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{3}{8} x^2, & 0 < x < 2; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

试求 $\frac{1}{X^2}$ 的数学期望.

$$\text{解: } E\left(\frac{1}{X^2}\right) = \int_0^2 \frac{1}{x^2} \cdot \frac{3}{8} x^2 dx = \int_0^2 \frac{3}{8} dx = \frac{3}{4}.$$

19. 设 X 为仅取非负整数的离散随机变量, 若其数学期望存在, 证明

$$(1) \quad E(X) = \sum_{k=1}^{+\infty} P\{X \geq k\};$$

$$(2) \quad \sum_{k=0}^{+\infty} kP\{X > k\} = \frac{1}{2}[E(X^2) - E(X)].$$

$$\text{证: (1) } \sum_{k=1}^{+\infty} P\{X \geq k\} = \sum_{k=1}^{+\infty} \sum_{n=k}^{+\infty} P\{X=n\} = \sum_{n=1}^{+\infty} \sum_{k=1}^n P\{X=n\} = \sum_{n=1}^{+\infty} nP\{X=n\} = E(X);$$

$$(2) \quad \sum_{k=0}^{+\infty} kP\{X > k\} = \sum_{k=0}^{+\infty} k \sum_{n=k+1}^{+\infty} P\{X=n\} = \sum_{n=1}^{+\infty} \sum_{k=0}^{n-1} kP\{X=n\} = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{2} n(n-1)P\{X=n\}$$

$$= \frac{1}{2} \left[\sum_{n=1}^{+\infty} n^2 P\{X=n\} - \sum_{n=1}^{+\infty} nP\{X=n\} \right] = \frac{1}{2} [E(X^2) - E(X)].$$

20. 设连续随机变量 X 的分布函数为 $F(x)$, 且数学期望存在, 证明:

$$E(X) = \int_0^{+\infty} [1 - F(x)] dx - \int_{-\infty}^0 F(x) dx.$$

证: 设 X 的密度函数为 $p(x)$, 有 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x) dx = \int_0^{+\infty} xp(x) dx + \int_{-\infty}^0 xp(x) dx,$

$$\begin{aligned}\text{因 } \int_0^{+\infty} xp(x)dx &= \int_0^{+\infty} \left(\int_0^x dy \right) p(x)dx = \int_0^{+\infty} dx \int_0^x p(x)dy = \int_0^{+\infty} dy \int_y^{+\infty} p(x)dx = \int_0^{+\infty} dy \cdot F(x) \Big|_y^{+\infty} \\ &= \int_0^{+\infty} [1 - F(y)]dy = \int_0^{+\infty} [1 - F(x)]dx ,\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{且 } \int_{-\infty}^0 xp(x)dx &= \int_{-\infty}^0 \left(- \int_x^0 dy \right) p(x)dx = - \int_{-\infty}^0 dx \int_x^0 p(x)dy = - \int_{-\infty}^0 dy \int_{-\infty}^y p(x)dx = - \int_{-\infty}^0 dy \cdot F(x) \Big|_{-\infty}^y \\ &= - \int_{-\infty}^0 F(y)dy = - \int_{-\infty}^0 F(x)dx ,\end{aligned}$$

$$\text{故 } E(X) = \int_0^{+\infty} [1 - F(x)]dx - \int_{-\infty}^0 F(x)dx .$$

21. 设 X 为非负连续随机变量, 若 $E(X^n)$ 存在, 试证明:

$$(1) \quad E(X) = \int_0^{+\infty} P\{X > x\}dx ;$$

$$(2) \quad E(X^n) = \int_0^{+\infty} nx^{n-1}P\{X > x\}dx .$$

证: 设 X 的密度函数为 $p(x)$, 分布函数为 $F(x)$, 当 $x < 0$ 时, $p(x) = 0$,

$$\begin{aligned}(1) \quad E(X) &= \int_0^{+\infty} xp(x)dx = \int_0^{+\infty} \left(\int_0^x dy \right) p(x)dx = \int_0^{+\infty} dx \int_0^x p(x)dy = \int_0^{+\infty} dy \int_y^{+\infty} p(x)dx = \int_0^{+\infty} dy \cdot F(x) \Big|_y^{+\infty} \\ &= \int_0^{+\infty} [1 - F(y)]dy = \int_0^{+\infty} P\{X > x\}dx ;\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}(2) \quad E(X^n) &= \int_0^{+\infty} x^n p(x)dx = \int_0^{+\infty} \left(\int_0^x ny^{n-1}dy \right) p(x)dx = \int_0^{+\infty} dx \int_0^x ny^{n-1}p(x)dy = \int_0^{+\infty} dy \int_y^{+\infty} ny^{n-1}p(x)dx \\ &= \int_0^{+\infty} dy \cdot ny^{n-1}F(x) \Big|_y^{+\infty} = \int_0^{+\infty} ny^{n-1}[1 - F(y)]dy = \int_0^{+\infty} nx^{n-1}P\{X > x\}dx .\end{aligned}$$

习题 2.3

1. 设随机变量 X 满足 $E(X) = \text{Var}(X) = \lambda$, 已知 $E[(X-1)(X-2)] = 1$, 试求 λ .

解: 因 $E(X) = \text{Var}(X) = \lambda$, 有 $E(X^2) = \text{Var}(X) + [E(X)]^2 = \lambda + \lambda^2$,

则 $E[(X-1)(X-2)] = E(X^2 - 3X + 2) = E(X^2) - 3E(X) + 2 = \lambda + \lambda^2 - 3\lambda + 2 = \lambda^2 - 2\lambda + 2 = 1$,

故 $(\lambda - 1)^2 = 0$, 即 $\lambda = 1$.

2. 假设有 10 只同种电器元件, 其中有两只不合格品. 装配仪器时, 从这批元件中任取一只, 如是不合格品, 则扔掉重新任取一只; 如仍是不合格品, 则扔掉再取一只, 试求在取到合格品之前, 已取出的不合格品数的方差.

解: 设 X 表示在取到合格品之前已取出的不合格品只数, X 的全部可能取值为 0, 1, 2,

$$\text{则 } P\{X=0\} = \frac{8}{10} = \frac{4}{5}, \quad P\{X=1\} = \frac{2}{10} \times \frac{8}{9} = \frac{8}{45}, \quad P\{X=2\} = \frac{2}{10} \times \frac{1}{9} \times \frac{8}{8} = \frac{1}{45},$$

$$\text{得 } E(X) = 0 \times \frac{4}{5} + 1 \times \frac{8}{45} + 2 \times \frac{1}{45} = \frac{2}{9}, \quad \text{且 } E(X^2) = 0^2 \times \frac{4}{5} + 1^2 \times \frac{8}{45} + 2^2 \times \frac{1}{45} = \frac{12}{45} = \frac{4}{15},$$

$$\text{故 } \text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{4}{15} - \left(\frac{2}{9}\right)^2 = \frac{88}{405}.$$

3. 已知 $E(X) = -2$, $E(X^2) = 5$, 求 $\text{Var}(1-3X)$.

解: 因 $\text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 5 - (-2)^2 = 1$, 故 $\text{Var}(1-3X) = (-3)^2 \text{Var}(X) = 9 \times 1 = 9$.

4. 设 $P\{X=0\} = 1 - P\{X=1\}$, 如果 $E(X) = 3\text{Var}(X)$, 求 $P\{X=0\}$.

解: 因 $P\{X=0\} + P\{X=1\} = 1$, 有 X 的全部可能取值为 0, 1, 设 $P\{X=1\} = p$, $P\{X=0\} = 1-p$,

则 $E(X) = 0 \times (1-p) + 1 \times p = p$, $E(X^2) = 0^2 \times (1-p) + 1^2 \times p = p$, 即 $\text{Var}(X) = p - p^2$,

因 $E(X) = 3\text{Var}(X)$, 有 $p = 3(p - p^2)$, 可得 $2p - 3p^2 = 0$, 即 $p = \frac{2}{3}$ 或 $p = 0$,

故 $P\{X=0\} = 1 - p = \frac{1}{3}$ 或 1.

5. 设随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} \frac{e^x}{2}, & x < 0; \\ \frac{1}{2}, & 0 \leq x < 1; \\ 1 - \frac{1}{2}e^{-\frac{1}{2}(x-1)}, & x \geq 1. \end{cases}$$

试求 $\text{Var}(X)$.

解: 因分布函数 $F(x)$ 是连续函数, 有 X 为连续型, 密度函数 $p(x) = F'(x)$,

当 $x < 0$ 时, $p(x) = F'(x) = \frac{e^x}{2}$,

当 $0 < x < 1$ 时, $p(x) = F'(x) = 0$,

当 $x > 1$ 时, $p(x) = F'(x) = \frac{1}{4}e^{-\frac{1}{2}(x-1)}$,

$$\text{则 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx = \int_{-\infty}^0 x \cdot \frac{e^x}{2} dx + \int_1^{+\infty} x \cdot \frac{1}{4}e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^0 x e^x dx + \frac{1}{4} \int_1^{+\infty} x e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx,$$

$$\text{因 } \int_{-\infty}^0 x e^x dx = \int_{-\infty}^0 x \cdot d(e^x) = x \cdot e^x \Big|_{-\infty}^0 - \int_{-\infty}^0 e^x dx = 0 - e^x \Big|_{-\infty}^0 = -1,$$

$$\int_1^{+\infty} x e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx = -2 \int_1^{+\infty} x \cdot d[e^{-\frac{1}{2}(x-1)}] = -2x e^{-\frac{1}{2}(x-1)} \Big|_1^{+\infty} + 2 \int_1^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx = 2 - 4e^{-\frac{1}{2}(x-1)} \Big|_1^{+\infty} = 6,$$

可得 $E(X) = \frac{1}{2} \times (-1) + \frac{1}{4} \times 6 = 1$,

$$\text{且 } E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 p(x) dx = \int_{-\infty}^0 x^2 \cdot \frac{e^x}{2} dx + \int_1^{+\infty} x^2 \cdot \frac{1}{4} e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^0 x^2 e^x dx + \frac{1}{4} \int_1^{+\infty} x^2 e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx$$

$$\text{因 } \int_{-\infty}^0 x^2 e^x dx = \int_{-\infty}^0 x^2 \cdot d(e^x) = x^2 \cdot e^x \Big|_{-\infty}^0 - \int_{-\infty}^0 e^x \cdot 2x dx = 0 - 2 \int_{-\infty}^0 x e^x dx = 2,$$

$$\begin{aligned} \int_1^{+\infty} x^2 e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx &= -2 \int_1^{+\infty} x^2 \cdot d[e^{-\frac{1}{2}(x-1)}] = -2x^2 e^{-\frac{1}{2}(x-1)} \Big|_1^{+\infty} + 2 \int_1^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}(x-1)} \cdot 2x dx \\ &= 2 + 4 \int_1^{+\infty} x e^{-\frac{1}{2}(x-1)} dx = 2 + 4 \times 6 = 26, \end{aligned}$$

$$\text{可得 } E(X^2) = \frac{1}{2} \times 2 + \frac{1}{4} \times 26 = \frac{15}{2},$$

$$\text{故 } \text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{15}{2} - 1^2 = \frac{13}{2}.$$

6. 设随机变量 X 的密度函数为

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

试求 $\text{Var}(3X+2)$.

$$\text{解: 因 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x) dx = \int_{-1}^0 x(1+x) dx + \int_0^1 x(1-x) dx = \left(\frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{3} \right) \Big|_{-1}^0 + \left(\frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right) \Big|_0^1 = -\frac{1}{6} + \frac{1}{6} = 0,$$

$$\text{且 } E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 p(x) dx = \int_{-1}^0 x^2 (1+x) dx + \int_0^1 x^2 (1-x) dx = \left(\frac{x^3}{3} + \frac{x^4}{4} \right) \Big|_{-1}^0 + \left(\frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{4} \right) \Big|_0^1 = \frac{1}{12} + \frac{1}{12} = \frac{1}{6},$$

$$\text{则 } \text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{1}{6},$$

$$\text{故 } \text{Var}(3X+2) = 9 \text{Var}(X) = 9 \times \frac{1}{6} = \frac{3}{2}.$$

7. 设随机变量 X 的密度函数为

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

如果已知 $E(X) = 0.5$, 试计算 $\text{Var}(X)$.

$$\text{解: 由正则性得 } \int_{-\infty}^{+\infty} p(x) dx = \int_0^1 (ax+bx^2) dx = \left(a \cdot \frac{x^2}{2} + b \cdot \frac{x^3}{3} \right) \Big|_0^1 = \frac{a}{2} + \frac{b}{3} = 1,$$

$$\text{又 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x) dx = \int_0^1 x(ax+bx^2) dx = \left(a \cdot \frac{x^3}{3} + b \cdot \frac{x^4}{4} \right) \Big|_0^1 = \frac{a}{3} + \frac{b}{4} = 0.5,$$

则 $a = 6$, $b = -6$,

$$\text{因 } E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 p(x) dx = \int_0^1 x^2 (6x - 6x^2) dx = \left(6 \cdot \frac{x^4}{4} - 6 \cdot \frac{x^5}{5} \right) \Big|_0^1 = \frac{6}{4} - \frac{6}{5} = 0.3,$$

$$\text{故 } \text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 0.3 - 0.5^2 = 0.05.$$

8. 设随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = 1 - e^{-x^2}, \quad x > 0,$$

试求 $E(X)$ 和 $\text{Var}(X)$.

解: 因密度函数 $p(x) = F'(x) = 2xe^{-x^2}$, $x > 0$,

$$\text{故 } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot 2xe^{-x^2} dx = \int_0^{+\infty} xd(-e^{-x^2}) = -xe^{-x^2} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx = \frac{\sqrt{\pi}}{2};$$

$$\begin{aligned} \text{因 } E(X^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 p(x) dx = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot 2xe^{-x^2} dx = \int_0^{+\infty} x^2 d(-e^{-x^2}) = -x^2 e^{-x^2} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-x^2} \cdot 2x dx \\ &= 0 - e^{-x^2} \Big|_0^{+\infty} = 1, \end{aligned}$$

$$\text{故 } \text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = 1 - \left(\frac{\sqrt{\pi}}{2} \right)^2 = 1 - \frac{\pi}{4}.$$

9. 试证: 对任意的常数 $c \neq E(X)$, 有 $\text{Var}(X) = E(X - E(X))^2 < E(X - c)^2$.

证: 因 $E(X - c)^2 = E(X^2 - 2cX + c^2) = E(X^2) - 2cE(X) + c^2 = E(X^2) - [E(X)]^2 + [E(X)]^2 - 2cE(X) + c^2$
 $= E(X - E(X))^2 + [E(X) - c]^2 > E(X - E(X))^2 = \text{Var}(X).$

10. 设随机变量 X 仅在区间 $[a, b]$ 上取值, 试证 $a \leq E(X) \leq b$, $\text{Var}(X) \leq \left(\frac{b-a}{2} \right)^2$.

证: 因 $X \geq a$, 有 $X - a \geq 0$, 得 $E(X - a) = E(X) - a \geq 0$, 即 $E(X) \geq a$, 又因 $X \leq b$, 同理可得 $E(X) \leq b$,
 故 $a \leq E(X) \leq b$;

$$\text{因 } a \leq X \leq b, \text{ 有 } -\frac{b-a}{2} \leq X - \frac{a+b}{2} \leq \frac{b-a}{2}, \text{ 得 } \left(X - \frac{a+b}{2} \right)^2 \leq \left(\frac{b-a}{2} \right)^2,$$

$$\text{则 } E \left[\left(X - \frac{a+b}{2} \right)^2 - \left(\frac{b-a}{2} \right)^2 \right] = E \left(X - \frac{a+b}{2} \right)^2 - \left(\frac{b-a}{2} \right)^2 \leq 0, \text{ 即 } E \left(X - \frac{a+b}{2} \right)^2 \leq \left(\frac{b-a}{2} \right)^2,$$

$$\text{故 } \text{Var}(X) = E(X - E(X))^2 \leq E \left(X - \frac{a+b}{2} \right)^2 \leq \left(\frac{b-a}{2} \right)^2.$$

11. 设随机变量 X 取值 $x_1 \leq \dots \leq x_n$ 的概率分别是 p_1, \dots, p_n , $\sum_{k=1}^n p_k = 1$. 证明 $\text{Var}(X) \leq \left(\frac{x_n - x_1}{2} \right)^2$.

证: 因 $x_1 \leq X \leq x_n$, 有 $-\frac{x_n - x_1}{2} \leq X - \frac{x_1 + x_n}{2} \leq \frac{x_n - x_1}{2}$, 得 $\left(X - \frac{x_1 + x_n}{2} \right)^2 \leq \left(\frac{x_n - x_1}{2} \right)^2$,

$$\text{故 } \text{Var}(X) = E(X - E(X))^2 \leq E \left(X - \frac{x_1 + x_n}{2} \right)^2 \leq E \left(\frac{x_n - x_1}{2} \right)^2 = \left(\frac{x_n - x_1}{2} \right)^2.$$

12. 设 $g(x)$ 为随机变量 X 取值的集合上的非负不减函数, 且 $E(g(X))$ 存在, 证明: 对任意的 $\varepsilon > 0$, 有

$$P\{X > \varepsilon\} \leq \frac{E(g(X))}{g(\varepsilon)}.$$

注: 此题应要求 $g(\varepsilon) \neq 0$.

证: 以连续型随机变量为例加以证明, 设连续型随机变量 X 的密度函数为 $p(x)$,

因 $g(x)$ 为非负不减函数, 当 $x > \varepsilon$ 时, 有 $g(x) \geq g(\varepsilon) > 0$, 即 $\frac{g(x)}{g(\varepsilon)} \geq 1$,

$$\text{故 } P\{X > \varepsilon\} = \int_{\varepsilon}^{+\infty} p(x)dx \leq \int_{\varepsilon}^{+\infty} \frac{g(x)}{g(\varepsilon)} p(x)dx \leq \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{g(x)}{g(\varepsilon)} p(x)dx = E\left(\frac{g(X)}{g(\varepsilon)}\right) = \frac{E(g(X))}{g(\varepsilon)}.$$

13. 设 X 为非负随机变量, $a > 0$. 若 $E(e^{aX})$ 存在, 证明: 对任意的 $x > 0$, 有 $P\{X \geq x\} \leq \frac{E(e^{ax})}{e^{ax}}$.

证: 以连续型随机变量为例加以证明, 设连续型随机变量 X 的密度函数为 $p(x)$,

$$\text{故 } P\{X \geq x\} = \int_x^{+\infty} p(u)du \leq \int_x^{+\infty} \frac{e^{au}}{e^{ax}} p(u)du \leq \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{au}}{e^{ax}} p(u)du = E\left(\frac{e^{aX}}{e^{ax}}\right) = \frac{E(e^{aX})}{e^{ax}}.$$

14. 已知正常成人男性每升血液中的白细胞数平均是 7.3×10^9 , 标准差是 0.7×10^9 . 试利用切比雪夫不等式估计每升血液中的白细胞数在 5.2×10^9 至 9.4×10^9 之间的概率的下界.

解: 设 X 表示每升血液中的白细胞数, 有 $E(X) = 7.3 \times 10^9$, $\text{Var}(X) = (0.7 \times 10^9)^2 = 0.49 \times 10^{18}$,

则 $P\{5.2 \times 10^9 \leq X \leq 9.4 \times 10^9\} = P\{-2.1 \times 10^9 \leq X - 7.3 \times 10^9 \leq 2.1 \times 10^9\} = P\{|X - E(X)| \leq 2.1 \times 10^9\}$

$$\geq 1 - \frac{\text{Var}(X)}{(2.1 \times 10^9)^2} = 1 - \frac{0.49 \times 10^{18}}{4.41 \times 10^{18}} = 1 - \frac{1}{9} = \frac{8}{9},$$

故所求概率的下界为 $\frac{8}{9}$.

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 $b(3, 0.1)$,

$$\text{故所求概率为 } P\{X \leq 1\} = P\{X=0\} + P\{X=1\} = 0.9^3 + \binom{3}{1} \times 0.1 \times 0.9^2 = 0.972.$$

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 $b(5, 0.8)$,

$$\text{故所求概率为 } P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X=0\} - P\{X=1\} = 1 - 0.2^5 - \binom{5}{1} \times 0.8 \times 0.2^4 = 0.99328.$$

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 $b(3, 0.7)$,

$$\text{故所求概率为 } P\{X \geq 2\} = P\{X=2\} + P\{X=3\} = \binom{3}{2} \times 0.7^2 \times 0.3 + 0.7^3 = 0.784.$$

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 $b(52, 0.8)$,

$$\text{故所求概率为 } P\{X \geq 51\} = P\{X=51\} + P\{X=52\} = \binom{52}{51} \times 0.8^{51} \times 0.2 + 0.8^{52} = 0.0001279.$$

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

$$\text{故 } p = 0.4, \quad n = \frac{2.4}{0.4} = 6.$$

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 $p = \frac{2}{3}$,

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

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 $b(40, 0.02)$,

$$(1) \text{ 所求概率为 } P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X=0\} - P\{X=1\} = 1 - 0.98^{40} - \binom{40}{1} \times 0.02 \times 0.98^{39} = 0.1905;$$

(2) 因 $n = 40$ 较大, $p = 0.02$ 很小, 取 $\lambda = np = 0.8$, 有 $X \sim P(0.8)$,

$$\text{故查表可得所求概率为 } P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X \leq 1\} = 1 - 0.809 = 0.191.$$

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 $\lambda > 0$,

$$\text{则 } P\{X=1\} = \frac{\lambda^1}{1} e^{-\lambda} = P\{X=2\} = \frac{\lambda^2}{2} e^{-\lambda}, \text{ 得 } \lambda = \frac{\lambda^2}{2}, \text{ 即 } \lambda = 2,$$

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: 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 $0, 1, 2, \dots$,

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

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,

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

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 $p = 1 - \frac{2}{2^3} = \frac{3}{4}$,

$$(1) P\{X=2\} = (1-p)p = \frac{3}{16};$$

$$(2) P\{X>3\} = (1-p)^3 = \frac{1}{64}.$$

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 $E(X+1) = \frac{1}{p} = \frac{m+n}{m}$,

$$\text{故 } E(X) = \frac{m+n}{m} - 1 = \frac{n}{m}.$$

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 $\text{Ge}\left(\frac{1}{2}\right)$ ，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 $b\left(3, \frac{1}{4}\right)$ ，

$$\text{故 } P\{Y=2\} = \binom{3}{2} \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^2 \cdot \frac{3}{4} = \frac{9}{64}.$$

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 $b(10, 0.1)$ ，

$$\text{则需要调整设备的概率为 } P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X=0\} - P\{X=1\} = 1 - 0.9^{10} - \binom{10}{1} \times 0.1 \times 0.9^9 = 0.2639,$$

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 $E(Y) = 4 \times 0.2639 = 1.0556$ ，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，

$$\text{则 3 个元件的系统有效的概率为 } P\{X \geq 2\} = \binom{3}{2} p^2 (1-p) + \binom{3}{3} p^3 = 3p^2(1-p) + p^3 = 3p^2 - 2p^3,$$

且 5 个元件的系统有效的概率为

$$P\{Y \geq 3\} = \binom{5}{3} p^3 (1-p)^2 + \binom{5}{4} p^4 (1-p) + \binom{5}{5} p^5 = 10p^3(1-p)^2 + 5p^4(1-p) + p^5 = 10p^3 - 15p^4 + 6p^5,$$

要使得 $10p^3 - 15p^4 + 6p^5 > 3p^2 - 2p^3$ ，即 $3p^2 - 12p^3 + 15p^4 - 6p^5 < 0$ ，有 $3p^2(1-p)^2(1-2p) < 0$ ，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：因 X 的概率函数为 $P\{X=k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ ， $k=0, 1, 2, \dots$ ，

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

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

18. 令 $X(n, p)$ 表示服从二项分布 $b(n, p)$ 的随机变量, 试证明:

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

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

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

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

$$\text{设 } f(x) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{x^k}{k}, \text{ 有 } f'(x) = \sum_{k=1}^{+\infty} x^{k-1} = \frac{1}{1-x}, \text{ 可得 } f(x) = \int_0^x \frac{1}{1-u} du = -\ln(1-u) \Big|_0^x = -\ln(1-x),$$

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

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

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

习题 2.5

1. 设随机变量 X 服从区间 $(2, 5)$ 上的均匀分布, 求对 X 进行 3 次独立观察中, 至少有 2 次的观察值大于 3 的概率.

解: 设 Y 表示 “ X 大于 3 的次数”, 有 Y 服从二项分布 $b(3, p)$, 且 $p = P\{X > 3\} = \frac{5-3}{5-2} = \frac{2}{3}$,

$$\text{故所求概率为 } P\{Y \geq 2\} = \binom{3}{2} \cdot \left(\frac{2}{3}\right)^2 \cdot \frac{1}{3} + \left(\frac{2}{3}\right)^3 = \frac{20}{27}.$$

2. 在 $(0, 1)$ 上任取一点记为 X , 试求 $P\left\{X^2 - \frac{3}{4}X + \frac{1}{8} \geq 0\right\}$.

解: 因 X 服从区间 $(0, 1)$ 上的均匀分布, 且 $X^2 - \frac{3}{4}X + \frac{1}{8} = \left(X - \frac{1}{4}\right)\left(X - \frac{1}{2}\right) \geq 0$, 即 $X \leq \frac{1}{4}$ 或 $X \geq \frac{1}{2}$,

$$\text{故 } P\left\{X^2 - \frac{3}{4}X + \frac{1}{8} \geq 0\right\} = P\left\{X \leq \frac{1}{4} \text{ 或 } X \geq \frac{1}{2}\right\} = \left(\frac{1}{4} - 0\right) + \left(1 - \frac{1}{2}\right) = \frac{3}{4}.$$

3. 设 K 服从 $(1, 6)$ 上的均匀分布, 求方程 $x^2 + Kx + 1 = 0$ 有实根的概率.

解: 因方程 $x^2 + Kx + 1 = 0$ 有实根, 有判别式 $\Delta = K^2 - 4 \geq 0$, 即 $K \leq -2$ 或 $K \geq 2$,

$$\text{故所求概率为 } P\{K \leq -2 \text{ 或 } K \geq 2\} = 0 + \frac{6-2}{6-1} = \frac{4}{5}.$$

4. 若随机变量 $K \sim N(\mu, \sigma^2)$, 而方程 $x^2 + 4x + K = 0$ 无实根的概率为 0.5, 试求 μ .

解: 因方程 $x^2 + 4x + K = 0$ 无实根, 有判别式 $\Delta = 16 - 4K < 0$, 即 $K > 4$,

$$\text{则 } P\{K > 4\} = 0.5, \text{ 且 } P\{K > \mu\} = 0.5,$$

$$\text{故 } \mu = 4.$$

5. 设流经一个 2Ω 电阻上的电流 I 是一个随机变量, 它均匀分布在 9A 至 11A 之间. 试求此电阻上消耗的平均功率, 其中功率 $W = 2I^2$.

解: 因电流 I 的密度函数为 $p(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 9 < x < 11, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

$$\text{故平均功率 } E(W) = E(2I^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} 2x^2 p(x) dx = \int_9^{11} 2x^2 \cdot \frac{1}{2} dx = \frac{x^3}{3} \Big|_9^{11} = \frac{602}{3}.$$

6. 某种圆盘的直径在区间 (a, b) 上服从均匀分布, 试求此种圆盘的平均面积.

解: 设 d 表示 “圆盘的直径”, S 表示 “圆盘的面积”, 有 $S = \frac{1}{4} \pi d^2$,

$$\text{因直径 } d \text{ 密度函数为 } p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\text{故平均面积 } E(S) = E\left(\frac{1}{4} \pi d^2\right) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{4} \pi x^2 p(x) dx = \int_a^b \frac{1}{4} \pi x^2 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{\pi x^3}{12(b-a)} \Big|_a^b = \frac{\pi}{12} (a^2 + ab + b^2).$$

7. 设某种商品每周的需求量 X 服从区间 $(10, 30)$ 上的均匀分布, 而商店进货数为区间 $(10, 30)$ 中的某一整数, 商店每销售 1 单位商品可获利 500 元; 若供大于求则削价处理, 每处理 1 单位商品亏损 100 元; 若供不应求, 则可从外部调剂供应, 此时每一单位商品仅获利 300 元. 为使商店所获利润期望值不少

于 9280 元, 试确定最少进货量.

解: 因 X 的密度函数为 $p(x) = \begin{cases} \frac{1}{20}, & 10 \leq x \leq 30, \\ 0, & \text{其它}, \end{cases}$ 并设每周进货量为 a 单位商品, 商店所获利润为 Y 元,

当 $X \leq a$ 时, $Y = 500X - 100(a - X) = 600X - 100a$; 当 $X > a$ 时, $Y = 500a + 300(X - a) = 300X + 200a$,

$$\text{即 } Y = g(X) = \begin{cases} 600X - 100a, & X \leq a, \\ 300X + 200a, & X > a, \end{cases}$$

$$\begin{aligned} \text{则 } E(Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)p(x)dx = \int_{10}^a (600x - 100a) \frac{1}{20} dx + \int_a^{30} (300x + 200a) \frac{1}{20} dx \\ &= (15x^2 - 5ax) \Big|_{10}^a + \left(\frac{15}{2}x^2 + 10ax \right) \Big|_a^{30} = -\frac{15}{2}a^2 + 350a + 5250, \end{aligned}$$

要使得 $E(Y) = -\frac{15}{2}a^2 + 350a + 5250 \geq 9280$, 有 $\frac{15}{2}a^2 - 350a + 4030 \leq 0$, 可得 $\frac{62}{3} \leq a \leq 26$,

故 a 可取 21, 22, 23, 24, 25, 26, 即最少进货量为 21 单位商品.

8. 统计调查表明, 英格兰在 1875 年至 1951 年期间, 在矿山发生 10 人或 10 人以上死亡的两次事故之间的时间 T (以日计) 服从均值为 241 的指数分布. 试求 $P\{50 \leq T \leq 100\}$.

解: 因 T 服从指数分布, 且 $E(T) = \frac{1}{\lambda} = 241$, 有 T 的密度函数为 $p(t) = \begin{cases} \frac{1}{241}e^{-\frac{t}{241}}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0, \end{cases}$

$$\text{故 } P\{50 \leq T \leq 100\} = \int_{50}^{100} \frac{1}{241} e^{-\frac{t}{241}} dt = \left(-e^{-\frac{t}{241}} \right) \Big|_{50}^{100} = e^{-\frac{50}{241}} - e^{-\frac{100}{241}} = 0.1523.$$

9. 若一次电话通话时间 X (单位: min) 服从参数为 0.25 的指数分布, 试求一次通话的平均时间.

解: 因 X 服从参数为 $\lambda = 0.25$ 的指数分布, 故一次通话的平均时间 $E(X) = \frac{1}{\lambda} = 4$.

10. 某种设备的使用寿命 X (以年计) 服从指数分布, 其平均寿命为 4 年. 制造此种设备的厂家规定, 若设备在使用一年之内损坏, 则可以予以调换. 如果设备制造厂每售出一台设备可盈利 100 元, 而调换一台设备需花费 300 元. 试求每台设备的平均利润.

解: 因 X 服从指数分布, 且 $E(X) = \frac{1}{\lambda} = 4$, 有 X 的密度函数为 $p(x) = \begin{cases} \frac{1}{4}e^{-\frac{x}{4}}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases}$

设 Y 表示“每台设备的利润”, 当 $X \leq 1$ 时, $Y = 100 - 300 = -200$; 当 $X > 1$ 时, $Y = 100$.

$$\begin{aligned} \text{故平均利润 } E(Y) &= -200P\{X \leq 1\} + 100P\{X > 1\} = -200 \int_0^1 \frac{1}{4} e^{-\frac{x}{4}} dx + 100 \int_1^{+\infty} \frac{1}{4} e^{-\frac{x}{4}} dx \\ &= -200 \left(-e^{-\frac{x}{4}} \right) \Big|_0^1 + 100 \left(-e^{-\frac{x}{4}} \right) \Big|_1^{+\infty} = -200(1 - e^{-\frac{1}{4}}) + 100e^{-\frac{1}{4}} = 300e^{-\frac{1}{4}} - 200 = 33.6402. \end{aligned}$$

11. 设顾客在某银行的窗口等待服务的时间 X (以 min 计) 服从指数分布, 其密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{5}e^{-\frac{x}{5}}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

某顾客在窗口等待服务, 若超过 10min, 他就离开. 他一个月要到银行 5 次, 以 Y 表示一个月内他未等到服务而离开窗口的次数, 试求 $P\{Y \geq 1\}$.

解：因 Y 服从二项分布 $b(5, p)$ ，且 $p = P\{X > 10\} = \int_{10}^{+\infty} \frac{1}{5} e^{-\frac{x}{5}} dx = -e^{-\frac{x}{5}} \Big|_{10}^{+\infty} = e^{-2}$ ，

故 $P\{Y \geq 1\} = 1 - P\{Y = 0\} = 1 - (1 - e^{-2})^5 = 0.5167$ 。

12. 某仪器装了 3 个独立工作的同型号电子元件，其寿命（单位：h）都服从同一指数分布，密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{600} e^{-\frac{x}{600}}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

试求：此仪器在最初使用的 200h 内，至少有一个此种电子元件损坏的概率。

解：设 Y 表示“电子元件损坏的个数”，有 Y 服从二项分布 $b(3, p)$ ，

$$\text{且 } p = P\{X \leq 200\} = \int_0^{200} \frac{1}{600} e^{-\frac{x}{600}} dx = -e^{-\frac{x}{600}} \Big|_0^{200} = 1 - e^{-\frac{1}{3}},$$

故所求概率为 $P\{Y \geq 1\} = 1 - P\{Y = 0\} = 1 - (1 - e^{-\frac{1}{3}})^3 = 1 - e^{-1} = 0.6321$ 。

13. 设随机变量 X 的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases} \quad (\lambda > 0)$$

试求 k ，使得 $P\{X > k\} = 0.5$ 。

解：因 $P\{X > k\} = \int_k^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx = (-e^{-\lambda x}) \Big|_k^{+\infty} = e^{-\lambda k} = 0.5$ ，故 $k = -\frac{\ln 0.5}{\lambda} = \frac{\ln 2}{\lambda}$ 。

14. 设随机变量 X 的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} 1/3, & 0 \leq x \leq 1, \\ 2/9, & 3 \leq x \leq 6, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

若 $P\{X \geq k\} = 2/3$ ，试求 k 的取值范围。

解：首先求出 X 的分布函数 $F(x)$ ，分段点 0, 1, 3, 6，

当 $x < 0$ 时， $F(x) = 0$ ，

$$\text{当 } 0 \leq x < 1 \text{ 时， } F(x) = \int_0^x \frac{1}{3} dt = \frac{t}{3} \Big|_0^x = \frac{x}{3},$$

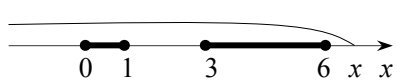
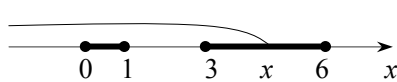
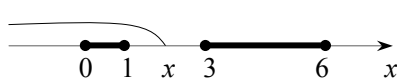
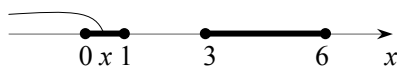
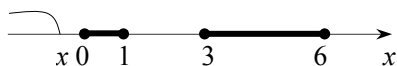
$$\text{当 } 1 \leq x < 3 \text{ 时， } F(x) = \int_0^1 \frac{1}{3} dt = \frac{t}{3} \Big|_0^1 = \frac{1}{3},$$

$$\text{当 } 3 \leq x < 6 \text{ 时， } F(x) = \int_0^1 \frac{1}{3} dt + \int_3^x \frac{2}{9} dt = \frac{t}{3} \Big|_0^1 + \frac{2t}{9} \Big|_3^x = \frac{2x}{9} - \frac{1}{3},$$

$$\text{当 } x \geq 6 \text{ 时， } F(x) = \int_0^1 \frac{1}{3} dt + \int_3^6 \frac{2}{9} dt = \frac{t}{3} \Big|_0^1 + \frac{2t}{9} \Big|_3^6 = 1.$$

因 X 为连续型随机变量，有 $P\{X \geq k\} = 1 - F(k) = \frac{2}{3}$ ，即 $F(k) = \frac{1}{3}$ ，

故 k 的取值范围是 $[1, 3]$ 。



15. 写出一下正态分布的均值和标准差.

$$p_1(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-(x^2+4x+4)}, \quad p_2(x) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-2x^2}, \quad p_3(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-x^2}.$$

解: 正态分布的密度函数 $p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$, 其中均值为 μ , 标准差为 σ ,

$$\text{因 } p_1(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-(x^2+4x+4)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \frac{1}{\sqrt{2}}} e^{-\frac{(x+2)^2}{2 \times \frac{1}{2}}}, \text{ 故均值 } \mu = -2, \text{ 标准差 } \sigma = \frac{1}{\sqrt{2}};$$

$$\text{因 } p_2(x) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} e^{-2x^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \frac{1}{2}} e^{-\frac{x^2}{2 \times \frac{1}{4}}}, \text{ 故均值 } \mu = 0, \text{ 标准差 } \sigma = \frac{1}{2};$$

$$\text{因 } p_3(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} e^{-x^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \frac{1}{\sqrt{2}}} e^{-\frac{x^2}{2 \times \frac{1}{2}}}, \text{ 故均值 } \mu = 0, \text{ 标准差 } \sigma = \frac{1}{\sqrt{2}}.$$

16. 某地区 18 岁女青年的血压 X (收缩压, 以 mm-Hg 计) 服从 $N(110, 12^2)$. 试求该地区 18 岁女青年的血压在 100 至 120 的可能性有多大?

解: 因 $X \sim N(110, 12^2)$, 有 $\mu = 110$, $\sigma = 12$,

$$\begin{aligned} \text{故 } P\{100 \leq X \leq 120\} &= \Phi\left(\frac{120-110}{12}\right) - \Phi\left(\frac{100-110}{12}\right) = \Phi(0.8333) - \Phi(-0.8333) = 2\Phi(0.8333) - 1 \\ &= 2 \times 0.7977 - 1 = 0.5954. \end{aligned}$$

(或查表可得 $P\{100 \leq X \leq 120\} = \Phi(0.83) - \Phi(-0.83) = 2\Phi(0.83) - 1 = 2 \times 0.7967 - 1 = 0.5934$)

17. 某地区成年男子的体重 X (kg) 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$. 若已知 $P\{X \leq 70\} = 0.5$, $P\{X \leq 60\} = 0.25$.

(1) 求 μ 与 σ 各为多少?

(2) 若在这个地区随机地选出 5 名成年男子, 问其中至少两人体重超过 65kg 的概率是多少?

解: (1) 因 $P\{X \leq 70\} = \Phi\left(\frac{70-\mu}{\sigma}\right) = 0.5$, $P\{X \leq 60\} = \Phi\left(\frac{60-\mu}{\sigma}\right) = 0.25$,

$$\text{则 } \frac{70-\mu}{\sigma} = 0, \quad \frac{60-\mu}{\sigma} = -0.6745,$$

$$\text{故 } \mu = 70, \quad \sigma = \frac{60-70}{-0.6745} = 14.8258;$$

$$(\text{或查表可得 } \frac{70-\mu}{\sigma} = 0, \quad \frac{60-\mu}{\sigma} = -0.67, \text{ 故 } \mu = 70, \quad \sigma = \frac{60-70}{-0.67} = 14.9254)$$

(2) 设 Y 表示“体重 X 超过 65kg 的人数”, 有 Y 服从二项分布 $b(5, p)$,

$$\text{且 } p = P\{X > 65\} = 1 - \Phi\left(\frac{65-70}{14.8258}\right) = 1 - \Phi(-0.3372) = 0.6320,$$

$$\text{故所求概率为 } P\{Y \geq 2\} = 1 - p(0) - p(1) = 1 - 0.3680^5 - \binom{5}{1} \times 0.6320 \times 0.3680^4 = 0.9353.$$

(或查表可得 $p = P\{X > 65\} = 1 - \Phi\left(\frac{65-70}{14.9254}\right) = 1 - \Phi(-0.34) = 0.6331$, 故 $P\{Y \geq 2\} = 0.9360$)

18. 由某机器生产的螺栓的长度 (cm) 服从正态分布 $N(10.05, 0.06^2)$, 若规定长度在范围 10.05 ± 0.12 内为合格品, 求螺栓不合格的概率.

解: 设 X 表示“螺栓的长度”, 有 $X \sim N(10.05, 0.06^2)$, 即 $\mu = 10.05$, $\sigma = 0.06$,

故所求概率为 $P\{|X - 10.05| > 0.12\} = 2\left[1 - \Phi\left(\frac{0.12}{0.06}\right)\right] = 2[1 - \Phi(2)] = 2 \times (1 - 0.9772) = 0.0456$.

19. 某地抽样调查结果表明, 考生的外语成绩 (百分制) 近似地服从 $\mu = 72$ 的正态分布, 已知 96 分以上的人数占总数的 2.3%, 试求考生的成绩在 60 到 84 之间的概率.

解: 设 X 表示“考生的外语成绩”, 有 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其中 $\mu = 72$,

因 $P\{X > 96\} = 1 - \Phi\left(\frac{96-72}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{24}{\sigma}\right) = 0.023$, 即 $\Phi\left(\frac{24}{\sigma}\right) = 0.977$, $\frac{24}{\sigma} = 2$, 可得 $\sigma = 12$,

故所求概率为 $P\{60 \leq X \leq 84\} = \Phi\left(\frac{84-72}{12}\right) - \Phi\left(\frac{60-72}{12}\right) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 2 \times 0.8413 - 1 = 0.6826$.

20. 设 $X \sim N(3, 2^2)$, (1) 求 $P\{2 < X \leq 5\}$; (2) 求 $P\{|X| > 2\}$; (3) 确定 c 使得 $P\{X > c\} = P\{X < c\}$.

解: (1) $P\{2 < X \leq 5\} = \Phi\left(\frac{5-3}{2}\right) - \Phi\left(\frac{2-3}{2}\right) = \Phi(1) - \Phi(-0.5) = 0.8413 - (1 - 0.6915) = 0.5328$;

(2) $P\{|X| > 2\} = 1 - \Phi\left(\frac{2-3}{2}\right) + \Phi\left(\frac{-2-3}{2}\right) = 1 - \Phi(-0.5) + \Phi(-2.5) = 0.6915 + 1 - 0.9938 = 0.6977$;

(3) 因 $P\{X > c\} = P\{X < c\}$, 且 $P\{X > c\} + P\{X < c\} = 1$, 有 $P\{X > c\} = P\{X < c\} = 0.5$, 故 $c = \mu = 3$.

21. 若 $X \sim N(4, 3^2)$, (1) 求 $P\{-2 < X \leq 10\}$; (2) 求 $P\{X > 3\}$; (3) 设 d 满足 $P\{X > d\} \geq 0.9$, 问 d 至多为多少?

解: (1) $P\{-2 < X \leq 10\} = \Phi\left(\frac{10-4}{3}\right) - \Phi\left(\frac{-2-4}{3}\right) = \Phi(2) - \Phi(-2) = 2 \times 0.9772 - 1 = 0.9544$;

(2) $P\{X > 3\} = 1 - \Phi\left(\frac{3-4}{3}\right) = 1 - \Phi(-0.3333) = 0.6306$;

(或查表可得 $P\{X > 3\} = 1 - \Phi(-0.33) = 0.6293$)

(3) 因 $P\{X > d\} = 1 - \Phi\left(\frac{d-4}{3}\right) = \Phi\left(\frac{4-d}{3}\right) \geq 0.9$, 有 $\frac{4-d}{3} \geq 1.2816$, 故 $d \leq 0.1552$.

(或查表可得 $\frac{4-d}{3} \geq 1.28$, 故 $d \leq 0.16$)

22. 测量到某一目标的距离时, 发生的随机误差 X (m) 具有密度函数

$$p(x) = \frac{1}{40\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-20)^2}{3200}}, \quad -\infty < x < +\infty,$$

求在三次测量中, 至少有一次误差的绝对值不超过 30 m 的概率.

解: 设 Y 表示“误差 X 的绝对值不超过 30 m 的次数”, 有 Y 服从二项分布 $b(3, p)$,

因 X 的密度函数 $p(x) = \frac{1}{40\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-20)^2}{2 \times 40^2}}$, 有 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 其中 $\mu = 20$, $\sigma = 40$,

$$\text{则 } p = P\{|X| \leq 30\} = \Phi\left(\frac{30-20}{40}\right) - \Phi\left(\frac{-30-20}{40}\right) = \Phi(0.25) - \Phi(-1.25)$$

$$= 0.5987 - (1 - 0.8944) = 0.4931,$$

故所求概率为 $P\{Y \geq 1\} = 1 - p(0) = 1 - (1-p)^3 = 1 - 0.5069^3 = 0.8698$.

23. 从甲地飞往乙地的航班, 每天上午 10:10 起飞, 飞行时间 X 服从均值是 4 h, 标准差是 20 min 的正态分布.

(1) 该机在下午 2:30 以后到达乙地的概率是多少?

(2) 该机在下午 2:20 以前到达乙地的概率是多少?

(3) 该机在下午 1:50 至 2:30 之间到达乙地的概率是多少?

解: 因 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 其中 $\mu = 4 \times 60 = 240$, $\sigma = 20$,

$$(1) \text{ 所求概率为 } P\{X > 260\} = 1 - \Phi\left(\frac{260-240}{20}\right) = 1 - \Phi(1) = 1 - 0.8413 = 0.1587;$$

$$(2) \text{ 所求概率为 } P\{X < 250\} = \Phi\left(\frac{250-240}{20}\right) = \Phi(0.5) = 0.6915;$$

$$(3) \text{ 所求概率为 } P\{220 \leq X \leq 260\} = \Phi\left(\frac{260-240}{20}\right) - \Phi\left(\frac{220-240}{20}\right) = \Phi(1) - \Phi(-1)$$

$$= 2 \times 0.8413 - 1 = 0.6826.$$

24. 某单位招聘员工, 共有 10000 人报考. 假设考试成绩服从正态分布, 且已知 90 分以上有 359 人, 60 分以下有 1151 人. 现按考试成绩从高分到低分依次录用 2500 人, 试问被录用者中最低分为多少?

解: 设 X 表示“考试成绩”, 有 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$,

$$\text{因 } P\{X > 90\} = 1 - \Phi\left(\frac{90-\mu}{\sigma}\right) = 0.0359, \text{ 即 } \Phi\left(\frac{90-\mu}{\sigma}\right) = 0.9641, \text{ 得 } \frac{90-\mu}{\sigma} = 1.8,$$

$$\text{且 } P\{X < 60\} = \Phi\left(\frac{60-\mu}{\sigma}\right) = 0.1151, \text{ 即 } \Phi\left(-\frac{60-\mu}{\sigma}\right) = 0.8849, \text{ 得 } -\frac{60-\mu}{\sigma} = 1.2,$$

可得 $\mu = 72$, $\sigma = 10$, 又设录用者中最低分为 a ,

$$\text{则 } P\{X > a\} = 1 - \Phi\left(\frac{a-72}{10}\right) = 0.25, \text{ 即 } \Phi\left(\frac{a-72}{10}\right) = 0.75, \text{ 得 } \frac{a-72}{10} = 0.6745,$$

故 $a = 78.745$.

(或查表可得 $\frac{a-72}{10} = 0.67$, 故 $a = 78.7$)

25. 设随机变量 X 服从正态分布 $X \sim N(60, 3^2)$, 试求实数 a, b, c, d , 使得 X 落在如下五个区间中的概率之比为 7:24:38:24:7.

$$(-\infty, a], \quad (a, b], \quad (b, c], \quad (c, d], \quad (d, +\infty).$$

解: 因 $P\{X \leq a\} = \Phi\left(\frac{a-60}{3}\right) = 0.07$, 即 $\Phi\left(-\frac{a-60}{3}\right) = 0.93$, 得 $-\frac{a-60}{3} = 1.4758$, 故 $a = 55.5726$;

因 $P\{X \leq b\} = \Phi\left(\frac{b-60}{3}\right) = 0.31$, 即 $\Phi\left(-\frac{b-60}{3}\right) = 0.69$, 得 $-\frac{b-60}{3} = 0.4959$, 故 $b = 58.5123$;

因 $P\{X \leq c\} = \Phi\left(\frac{c-60}{3}\right) = 0.69$, 得 $\frac{c-60}{3} = 0.4959$, 故 $c = 61.4877$;

因 $P\{X \leq d\} = \Phi\left(\frac{d-60}{3}\right) = 0.93$, 得 $\frac{d-60}{3} = 1.4758$, 故 $d = 64.4274$.

(或查表可得 $-\frac{a-60}{3} = 1.48$, $-\frac{b-60}{3} = 0.50$, $\frac{c-60}{3} = 0.50$, $\frac{d-60}{3} = 1.48$,

故 $a = 55.56$, $b = 58.50$, $c = 61.50$, $d = 64.44$)

26. 设随机变量 X 与 Y 均服从正态分布 $N(\mu, 4^2)$, Y 服从 $N(\mu, 5^2)$, 试比较以下 p_1 和 p_2 的大小.

$$p_1 = P\{X \leq \mu - 4\}, \quad p_2 = P\{Y \geq \mu + 5\}.$$

解: 因 $p_1 = P\{X \leq \mu - 4\} = \Phi\left(\frac{\mu - 4 - \mu}{4}\right) = \Phi(-1) = 1 - \Phi(1) = 1 - 0.8413 = 0.1587$,

$$\text{且 } p_2 = P\{Y \geq \mu + 5\} = 1 - \Phi\left(\frac{\mu + 5 - \mu}{5}\right) = 1 - \Phi(1) = 1 - 0.8413 = 0.1587,$$

故 $p_1 = p_2$.

27. 设随机变量 X 服从正态分布 $N(0, \sigma^2)$, 若 $P\{|X| > k\} = 0.1$, 试求 $P\{X < k\}$.

解: 因 $P\{|X| > k\} = 1 - \Phi\left(\frac{k-0}{\sigma}\right) + \Phi\left(\frac{-k-0}{\sigma}\right) = 2 - 2\Phi\left(\frac{k}{\sigma}\right) = 0.1$, 得 $\Phi\left(\frac{k}{\sigma}\right) = 0.95$,

$$\text{故 } P\{X < k\} = \Phi\left(\frac{k-0}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{k}{\sigma}\right) = 0.95.$$

28. 设随机变量 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 试问: 随着 σ 的增大, 概率 $P\{|X - \mu| < \sigma\}$ 是如何变化的?

解: 因 $P\{|X - \mu| < \sigma\} = \Phi\left(\frac{\mu + \sigma - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\mu - \sigma - \mu}{\sigma}\right) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 2 \times 0.8413 - 1 = 0.6826$,

故随着 σ 的增大, 概率 $P\{|X - \mu| < \sigma\}$ 不变.

29. 设随机变量 X 服从参数为 $\mu = 160$ 和 σ 的正态分布, 若要求 $P\{120 < X \leq 200\} \geq 0.90$, 允许 σ 最大为多少?

解: 因 $P\{120 < X \leq 200\} = \Phi\left(\frac{200-160}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{120-160}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{40}{\sigma}\right) - \Phi\left(-\frac{40}{\sigma}\right) = 2\Phi\left(\frac{40}{\sigma}\right) - 1 \geq 0.90$,

$$\text{故 } \Phi\left(\frac{40}{\sigma}\right) \geq 0.95, \text{ 即 } \frac{40}{\sigma} \geq 1.6449, \text{ 可得 } \sigma \leq 24.3183.$$

(或查表可得 $\frac{40}{\sigma} \geq 1.64$, 故 $\sigma \leq 24.3902$)

30. 设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求 $E|X - \mu|$.

解：因 X 的密度函数为 $p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$, $-\infty < x < +\infty$,

$$\begin{aligned} \text{故 } E|X - \mu| &= \int_{-\infty}^{+\infty} |x - \mu| \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} |y| \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} dy = 2 \int_0^{+\infty} y \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} dy \\ &= \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} d\left(\frac{y^2}{2}\right) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot (-\sigma^2) e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} \Big|_0^{+\infty} = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \sigma^2 = \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}}. \end{aligned}$$

31. 设 $X \sim N(0, \sigma^2)$, 证明: $E|X| = \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}}$.

证：因 X 的密度函数为 $p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}$, $-\infty < x < +\infty$,

$$\text{故 } E|X| = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx = 2 \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot (-\sigma^2) e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} \Big|_0^{+\infty} = \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}}.$$

32. 设随机变量 X 服从伽玛分布 $Ga(2, 0.5)$, 试求 $P\{X < 4\}$.

解：因 X 的密度函数为 $p(x) = \begin{cases} 0.5^2 x e^{-0.5x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases} = \begin{cases} 0.25x e^{-0.5x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases}$

$$\begin{aligned} \text{故 } P\{X < 4\} &= \int_0^4 0.25x e^{-0.5x} dx = \int_0^4 (-0.5x) d(e^{-0.5x}) = -0.5x e^{-0.5x} \Big|_0^4 + \int_0^4 e^{-0.5x} \cdot 0.5 dx = -2e^{-2} - e^{-0.5x} \Big|_0^4 \\ &= -2e^{-2} - e^{-2} + 1 = 1 - 3e^{-2} = 0.5940. \end{aligned}$$

33. 某地区漏缴税款的比例 X 服从参数 $a=2, b=9$ 的贝塔分布, 试求此比例小于 10% 的概率及平均漏缴税款的比例.

解：因 X 的密度函数为 $p(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma(11)}{\Gamma(2)\Gamma(9)} x(1-x)^8, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases} = \begin{cases} 90x(1-x)^8, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$

$$\begin{aligned} \text{故 } P\{X < 0.1\} &= \int_0^{0.1} 90x(1-x)^8 dx = \int_0^{0.1} (-10x) d[(1-x)^9] = -10x(1-x)^9 \Big|_0^{0.1} + \int_0^{0.1} (1-x)^9 \cdot 10 dx \\ &= -0.9^9 - (1-x)^{10} \Big|_0^{0.1} = -0.9^9 - 0.9^{10} + 1 = 0.2639; \end{aligned}$$

且平均漏缴税款的比例为 $E(X) = \frac{2}{2+9} = \frac{2}{11} = 0.1818$.

34. 某班级学生中数学成绩不及格的比例 X 服从 $a=1, b=4$ 的贝塔分布, 试求 $P\{X > E(X)\}$.

解：因 X 的密度函数为 $p(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma(5)}{\Gamma(1)\Gamma(4)} (1-x)^3, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases} = \begin{cases} 4(1-x)^3, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$ 且 $E(X) = \frac{1}{1+4} = 0.2$,

$$\text{故 } P\{X > E(X)\} = \int_{0.2}^1 4(1-x)^3 dx = -(1-x)^4 \Big|_{0.2}^1 = 0.8^4 = 0.4096.$$

习题 2.6

1. 已知离散随机变量 X 的分布列为

X	-2	-1	0	1	3
P	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{15}$	$\frac{11}{30}$

试求 $Y=X^2$ 与 $Z=|X|$ 的分布列.

解: 因 X 的全部可能取值为 $-2, -1, 0, 1, 3$,

则 $Y=X^2$ 的全部可能取值为 $4, 1, 0, 1, 9$, $Z=|X|$ 的全部可能取值为 $2, 1, 0, 1, 3$,

故 $Y=X^2$ 的分布列为

Y	0	1	4	9
P	$\frac{1}{5}$	$\frac{7}{30}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{11}{30}$

且 $Z=|X|$ 的分布列为

Z	0	1	2	3
P	$\frac{1}{5}$	$\frac{7}{30}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{11}{30}$

2. 已知随机变量 X 的密度函数为

$$p(x) = \frac{2}{\pi} \cdot \frac{1}{e^x + e^{-x}}, \quad -\infty < x < +\infty.$$

试求随机变量 $Y=g(X)$ 的概率分布, 其中

$$g(x) = \begin{cases} -1, & \text{当 } x < 0, \\ 1, & \text{当 } x \geq 0. \end{cases}$$

解: 因 $Y=g(X)$ 的全部可能取值为 $-1, 1$,

$$\begin{aligned} P\{Y=-1\} &= P\{X < 0\} = \int_{-\infty}^0 \frac{2}{\pi} \cdot \frac{1}{e^x + e^{-x}} dx = \frac{2}{\pi} \int_{-\infty}^0 \frac{e^x}{e^{2x} + 1} dx = \frac{2}{\pi} \int_{-\infty}^0 \frac{1}{e^{2x} + 1} d(e^x) = \frac{2}{\pi} \arctan(e^x) \Big|_{-\infty}^0 \\ &= \frac{2}{\pi} (\arctan 1 - \arctan 0) = \frac{2}{\pi} \times \frac{\pi}{4} = \frac{1}{2}, \quad \text{且 } P\{Y=1\} = 1 - P\{Y=-1\} = \frac{1}{2}, \end{aligned}$$

故 $Y=g(X)$ 的概率分布列为

Y	-1	1
P	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

3. 设随机变量 X 服从 $(-1, 2)$ 上的均匀分布, 记

$$Y = \begin{cases} 1, & X \geq 0, \\ -1, & X < 0. \end{cases}$$

试求 Y 的分布列.

解: 因 Y 的全部可能取值为 $-1, 1$, 有 $P\{Y=-1\} = P\{X < 0\} = \frac{0 - (-1)}{2 - (-1)} = \frac{1}{3}$, $P\{Y=1\} = 1 - P\{Y=-1\} = \frac{2}{3}$,

故 Y 的分布列为

Y	-1	1
P	$\frac{1}{3}$	$\frac{2}{3}$

4. 设 $X \sim U(0, 1)$, 试求 $1-X$ 的分布.

解：因 X 的密度函数为

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

设 $Y = g(X) = 1 - X$ ，有 $y = g(x) = 1 - x$ 严格单调下降，其反函数为 $x = h(y) = 1 - y$ ，且 $h'(y) = -1$ ，且 $0 < x < 1$ 时，有 $0 < y < 1$ ，可得 $p_Y(y) = 1 \cdot |-1| = 1$ ， $0 < y < 1$ ，故 $Y = 1 - X$ 的密度函数为

$$p_Y(y) = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

5. 设随机变量 X 服从 $(-\pi/2, \pi/2)$ 上的均匀分布，求随机变量 $Y = \cos X$ 的密度函数 $p_Y(y)$ 。

解：因 X 的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & -\frac{\pi}{2} < x < \frac{\pi}{2}, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

且 $-\frac{\pi}{2} < x < \frac{\pi}{2}$ 时，有 $0 < y = \cos x \leq 1$ ，

当 $y < 0$ 时， $F_Y(y) = P\{Y = \cos X \leq y\} = P(\emptyset) = 0$ ；

当 $0 \leq y < 1$ 时， $F_Y(y) = P\{Y = \cos X \leq y\} = P\{-\frac{\pi}{2} < X \leq -\arccos y\} + P\{\arccos y \leq X < \frac{\pi}{2}\}$

$$= \frac{2(\frac{\pi}{2} - \arccos y)}{\pi} = 1 - \frac{2}{\pi} \arccos y;$$

当 $y \geq 1$ 时， $F_Y(y) = P\{Y = \cos X \leq y\} = P(\Omega) = 1$ ；

因 $F_Y(y)$ 连续且仅有两个不可导的点，当 $0 < y < 1$ 时， $F'_Y(y) = \frac{2}{\pi \sqrt{1-y^2}}$ ，

故 $Y = \cos X$ 为连续随机变量，密度函数为

$$p_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{2}{\pi \sqrt{1-y^2}}, & 0 < y < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

6. 设圆的直径服从区间 $(0, 1)$ 上的均匀分布，求圆的面积的密度函数。

解：设 X 表示“圆的直径”， Y 表示“圆的面积”，有 $Y = \frac{1}{4}\pi X^2$ ，因 X 的密度函数为

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

且 $0 < x < 1$ 时，有 $y = g(x) = \frac{1}{4}\pi x^2$ 严格单调增加，其反函数为 $x = h(y) = 2\sqrt{\frac{y}{\pi}}$ ，且 $h'(y) = \frac{1}{\sqrt{\pi y}}$ ，

当 $0 < x < 1$ 时，有 $0 < y < \frac{\pi}{4}$ ，可得 $p_Y(y) = 1 \cdot \frac{1}{\sqrt{\pi y}} = \frac{1}{\sqrt{\pi y}}$ ， $0 < y < \frac{\pi}{4}$ ，

故圆的面积 Y 的密度函数为

$$p_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{\pi y}}, & 0 < y < \frac{\pi}{4}, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

7. 设随机变量 X 服从区间 $(1, 2)$ 上的均匀分布, 试求 $Y = e^{2X}$ 的密度函数.

解: 因 X 的密度函数为

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

且 $y = g(x) = e^{2x}$ 严格单调增加, 其反函数为 $x = h(y) = \frac{1}{2} \ln y$, 且 $h'(y) = \frac{1}{2y}$,

当 $1 < x < 2$ 时, 有 $e^2 < y < e^4$, 可得 $p_Y(y) = 1 \cdot \frac{1}{2y} = \frac{1}{2y}$, $e^2 < y < e^4$,

故 $Y = e^{2X}$ 的密度函数为

$$p_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2y}, & e^2 < y < e^4, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

8. 设随机变量 X 服从区间 $(0, 2)$ 上的均匀分布, (1) 求 $Y = X^2$ 的密度函数; (2) $P\{Y < 2\}$.

解: 因 X 的密度函数为

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

(1) 因 $0 < x < 2$ 时, 有 $y = g(x) = x^2$ 严格单调增加, 其反函数为 $x = h(y) = \sqrt{y}$, 且 $h'(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}}$,

当 $0 < x < 2$ 时, 有 $0 < y < 4$, 可得 $p_Y(y) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{4\sqrt{y}}$, $0 < y < 4$,

故 $Y = X^2$ 的密度函数为

$$p_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{4\sqrt{y}}, & 0 < y < 4; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(2) $P\{Y < 2\} = P\{X < \sqrt{2}\} = \frac{\sqrt{2}}{2}$.

9. 设随机变量 X 服从区间 $(-1, 1)$ 上的均匀分布, 求:

(1) $P\left\{|X| > \frac{1}{2}\right\}$;

(2) $Y = |X|$ 的密度函数.

解: (1) $P\left\{|X| > \frac{1}{2}\right\} = \frac{\left[\left(-\frac{1}{2}\right) - (-1)\right] + \left(1 - \frac{1}{2}\right)}{1 - (-1)} = \frac{1}{2}$;

(2) 因 X 的密度函数为 $p_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 < x < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$

当 $y < 0$ 时, $F_Y(y) = P\{Y = |X| \leq y\} = P(\emptyset) = 0;$

当 $0 \leq y < 1$ 时, $F_Y(y) = P\{Y = |X| \leq y\} = P\{-y \leq X \leq y\} = \frac{y - (-y)}{1 - (-1)} = y;$

当 $y \geq 1$ 时, $F_Y(y) = P\{Y = \cos X \leq y\} = P(\Omega) = 1;$

因 $F_Y(y)$ 连续且仅有两个不可导的点,

故 $Y = |X|$ 为连续随机变量, 密度函数为

$$p_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

10. 设随机变量 X 服从区间 $(0, 1)$ 上的均匀分布, 试求以下 Y 的密度函数

(1) $Y = -2 \ln X;$ (2) $Y = 3X + 1;$

(3) $Y = e^X;$ (4) $Y = |\ln X|.$

解: 因 X 的密度函数为

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

(1) 因 $x > 0$ 时, 有 $y = g(x) = -2 \ln x$ 严格单调减少, 其反函数为 $x = h(y) = e^{-\frac{y}{2}}$, 且 $h'(y) = -\frac{1}{2} e^{-\frac{y}{2}},$

当 $0 < x < 1$ 时, 有 $0 < y < +\infty$, 可得 $p_Y(y) = 1 \cdot \left| -\frac{1}{2} e^{-\frac{y}{2}} \right| = \frac{1}{2} e^{-\frac{y}{2}}, y > 0,$

故 $Y = -2 \ln X$ 的密度函数为

$$p_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{y}{2}}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

(2) 因 $y = g(x) = 3x + 1$ 严格单调增加, 其反函数为 $x = h(y) = \frac{y-1}{3}$, 且 $h'(y) = \frac{1}{3},$

当 $0 < x < 1$ 时, 有 $1 < y < 4$, 可得 $p_Y(y) = 1 \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{3}, 1 < y < 4,$

故 $Y = 3X + 1$ 的密度函数为

$$p_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & 1 < y < 4, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(3) 因 $y = g(x) = e^x$ 严格单调增加, 其反函数为 $x = h(y) = \ln y$, 且 $h'(y) = \frac{1}{y},$

当 $0 < x < 1$ 时, 有 $1 < y < e$, 可得 $p_Y(y) = 1 \cdot \frac{1}{y} = \frac{1}{y}, 1 < y < e,$

故 $Y = e^X$ 的密度函数为

$$p_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{y}, & 1 < y < e, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(4) 因 $x > 0$ 时, 有 $y = g(x) = |\ln x| = -\ln x$ 严格单调减少, 其反函数为 $x = h(y) = e^{-y}$, 且 $h'(y) = -e^{-y}$,
 当 $0 < x < 1$ 时, 有 $0 < y < +\infty$, 可得 $p_Y(y) = 1 \cdot |-e^{-y}| = e^{-y}$, $y > 0$,
 故 $Y = |\ln X|$ 的密度函数为

$$p_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

11. 设随机变量 X 的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{3}{2}x^2, & -1 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

试求下列随机变量的分布: (1) $Y_1 = 3X$; (2) $Y_2 = 3 - X$; (3) $Y_3 = X^2$.

解: (1) 因 $y = g(x) = 3x$ 严格单调增加, 其反函数为 $x = h(y) = \frac{y}{3}$, 且 $h'(y) = \frac{1}{3}$,

当 $-1 < x < 1$ 时, 有 $-3 < y < 3$, 可得 $p_1(y) = \frac{3}{2} \cdot \left(\frac{y}{3}\right)^2 \cdot \frac{1}{3} = \frac{y^2}{18}$, $-3 < y < 3$,

故 $Y_1 = 3X$ 的密度函数为

$$p_1(y) = \begin{cases} \frac{y^2}{18}, & -3 < y < 3, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(2) 因 $y = g(x) = 3 - x$ 严格单调下降, 其反函数为 $x = h(y) = 3 - y$, 且 $h'(y) = -1$,

当 $-1 < x < 1$ 时, 有 $2 < y < 4$, 可得 $p_2(y) = \frac{3}{2}(3 - y)^2 \cdot |-1| = \frac{3}{2}(3 - y)^2$, $2 < y < 4$,

故 $Y_2 = 3 - X$ 的密度函数为

$$p_2(y) = \begin{cases} \frac{3}{2}(3 - y)^2, & 2 < y < 4, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

(3) 因 $-1 < x < 1$ 时, 有 $0 < y = x^2 < 1$,

当 $y < 0$ 时, $F_3(y) = P\{Y_3 = X^2 \leq y\} = P(\emptyset) = 0$;

当 $0 \leq y < 1$ 时, $F_3(y) = P\{Y_3 = X^2 \leq y\} = P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} \frac{3}{2}x^2 dx = \frac{1}{2}x^3 \Big|_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} = y^{\frac{3}{2}}$;

当 $y \geq 1$ 时, $F_3(y) = P\{Y_3 = X^2 \leq y\} = P(\Omega) = 1$;

因 $F_Y(y)$ 连续且仅有一个不可导的点, 当 $0 < y < 1$ 时, $F'_Y(y) = \frac{3}{2}\sqrt{y}$,

故 $Y_3 = X^2$ 的密度函数为

$$p_3(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{3}{2}\sqrt{y}, & 0 < y < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

12. 设 $X \sim N(0, \sigma^2)$, 求 $Y = X^2$ 的分布.

解: 因 X 的密度函数为

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < +\infty,$$

且 $0 < y = x^2 < +\infty$,

当 $y \leq 0$ 时, $F_Y(y) = P\{Y = X^2 \leq y\} = P(\emptyset) = 0$;

当 $y > 0$ 时, $F_Y(y) = P\{Y = X^2 \leq y\} = P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx$,

因 $F_Y(y)$ 连续且仅有一个不可导的点, 当 $y > 0$ 时,

$$F'_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{y}{2\sigma^2}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} - \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{y}{2\sigma^2}} \cdot \left(-\frac{1}{2\sqrt{y}}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}y\sigma} e^{-\frac{y}{2\sigma^2}},$$

故 $Y = X^2$ 的密度函数为

$$p_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}y\sigma} e^{-\frac{y}{2\sigma^2}}, & y > 0; \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

13. 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求 $Y = e^X$ 的数学期望与方差.

解: 因 X 的密度函数为 $p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$, $-\infty < x < +\infty$,

$$\begin{aligned} E(e^X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2-2\mu x+\mu^2-2\sigma^2 x}{2\sigma^2}} dx \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2-2(\mu+\sigma^2)x+(\mu+\sigma^2)^2-2\mu\sigma^2-\sigma^4}{2\sigma^2}} dx = e^{\frac{2\mu\sigma^2+\sigma^4}{2\sigma^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{[x-(\mu+\sigma^2)]^2}{2\sigma^2}} dx, \end{aligned}$$

因正态分布 $N(\mu + \sigma^2, \sigma^2)$ 密度函数为 $p_1(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{[x-(\mu+\sigma^2)]^2}{2\sigma^2}}$, 有 $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{[x-(\mu+\sigma^2)]^2}{2\sigma^2}} dx = 1$,

故 $E(Y) = E(e^X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$;

$$\begin{aligned} \text{又因 } E(e^{2X}) &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{2x} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2-2\mu x+\mu^2-4\sigma^2 x}{2\sigma^2}} dx \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2-2(\mu+2\sigma^2)x+(\mu+2\sigma^2)^2-4\mu\sigma^2-4\sigma^4}{2\sigma^2}} dx = e^{\frac{4\mu\sigma^2+4\sigma^4}{2\sigma^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{[x-(\mu+2\sigma^2)]^2}{2\sigma^2}} dx, \end{aligned}$$

且正态分布 $N(\mu + 2\sigma^2, \sigma^2)$ 密度函数为 $p_2(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{[x-(\mu+2\sigma^2)]^2}{2\sigma^2}}$, 有 $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{[x-(\mu+2\sigma^2)]^2}{2\sigma^2}} dx = 1$,

则 $E(Y^2) = E(e^{2X}) = e^{2\mu+2\sigma^2}$,

故 $\text{Var}(Y) = E(Y^2) - [E(Y)]^2 = e^{2\mu+2\sigma^2} - e^{2\mu+\sigma^2} = e^{2\mu+\sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1)$.

14. 设随机变量 X 服从标准正态分布 $N(0, 1)$, 试求以下 Y 的密度函数

$$(1) Y = |X|; \quad (2) Y = 2X^2 + 1.$$

解: 因 X 的密度函数为 $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad -\infty < x < +\infty,$

$$(1) \text{ 当 } y \leq 0 \text{ 时, } F_1(y) = P\{Y = |X| \leq y\} = P(\emptyset) = 0;$$

$$\text{当 } y > 0 \text{ 时, } F_1(y) = P\{Y = |X| \leq y\} = \Phi(y) - \Phi(-y) = 2\Phi(y) - 1,$$

因 $F_Y(y)$ 连续且仅有一个不可导的点, 当 $y > 0$ 时,

$$F_1'(y) = 2\Phi'(y) = 2\varphi(y) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}},$$

故 $Y = |X|$ 的密度函数为

$$p_1(y) = F_1'(y) = \begin{cases} \frac{2}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}}, & y > 0; \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

$$(2) \text{ 当 } y \leq 1 \text{ 时, } F_2(y) = P\{Y = 2X^2 + 1 \leq y\} = P(\emptyset) = 0;$$

$$\text{当 } y > 1 \text{ 时, } F_2(y) = P\{Y = 2X^2 + 1 \leq y\} = P\left\{-\sqrt{\frac{y-1}{2}} \leq X \leq \sqrt{\frac{y-1}{2}}\right\} = 2\Phi\left(\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) - 1,$$

因 $F_Y(y)$ 连续且仅有一个不可导的点, 当 $y > 1$ 时,

$$F_2'(y) = 2\Phi'\left(\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) \cdot \frac{1}{2\sqrt{2(y-1)}} = \frac{1}{\sqrt{2(y-1)}} \varphi\left(\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) = \frac{1}{2\sqrt{\pi(y-1)}} e^{-\frac{y-1}{4}},$$

故 $Y = 2X^2 + 1$ 的密度函数为

$$p_2(y) = F_2'(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{\pi(y-1)}} e^{-\frac{y-1}{4}}, & y > 1; \\ 0, & y \leq 1. \end{cases}$$

15. 设随机变量 X 的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & \text{若 } x > 0, \\ 0, & \text{若 } x \leq 0. \end{cases}$$

试求以下 Y 的密度函数

$$(1) Y = 2X + 1; \quad (2) Y = e^X; \quad (3) Y = X^2.$$

解: (1) 因 $y = g(x) = 2x + 1$ 严格单调增加, 其反函数为 $x = h(y) = \frac{y-1}{2}$, 且 $h'(y) = \frac{1}{2}$,

$$\text{当 } x > 0 \text{ 时, 有 } y > 1, \text{ 可得 } p_1(y) = e^{-\frac{y-1}{2}} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} e^{-\frac{y-1}{2}}, \quad y > 1,$$

故 $Y = 2X + 1$ 的密度函数为

$$p_1(y) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{y-1}{2}}, & y > 1, \\ 0, & y \leq 1. \end{cases}$$

$$(2) \text{ 因 } y = g(x) = e^x \text{ 严格单调增加, 其反函数为 } x = h(y) = \ln y, \text{ 且 } h'(y) = \frac{1}{y},$$

当 $x > 0$ 时, 有 $y > 1$, 可得 $p_2(y) = e^{-\ln y} \cdot \frac{1}{y} = \frac{1}{y^2}$, $y > 1$,

故 $Y = e^X$ 的密度函数为

$$p_2(y) = \begin{cases} \frac{1}{y^2}, & y > 1, \\ 0, & y \leq 1. \end{cases}$$

(3) 因 $x > 0$ 时, 有 $y = g(x) = x^2$ 严格单调增加, 其反函数为 $x = h(y) = \sqrt{y}$, 且 $h'(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}}$,

当 $x > 0$ 时, 有 $y > 0$, 可得 $p_3(y) = e^{-\sqrt{y}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{-\sqrt{y}}$, $y > 0$,

故 $Y = X^2$ 的密度函数为

$$p_3(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{-\sqrt{y}}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

16. 设随机变量 X 服从参数为 2 的指数分布. 试证 $Y_1 = e^{-2X}$ 和 $Y_2 = 1 - e^{-2X}$ 都服从区间 $(0, 1)$ 上的均匀分布.
解: 因 X 的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} 2e^{-2x}, & \text{若 } x > 0, \\ 0, & \text{若 } x \leq 0. \end{cases}$$

且 $y = g(x) = e^{-2x}$ 严格单调减少, 其反函数为 $x = h(y) = -\frac{1}{2} \ln y$, 且 $h'(y) = -\frac{1}{2y}$,

当 $x > 0$ 时, 有 $0 < y < 1$, 可得 $p_1(y) = 2e^{-2\left(-\frac{1}{2} \ln y\right)} \cdot \left| -\frac{1}{2y} \right| = 2y \cdot \frac{1}{2y} = 1$, $0 < y < 1$,

故 $Y_1 = e^{-2X}$ 的密度函数为 $p_1(y) = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$ 即 Y_1 服从区间 $(0, 1)$ 上的均匀分布;

又 $y = g(x) = 1 - e^{-2x}$ 严格单调增加, 其反函数为 $x = h(y) = -\frac{1}{2} \ln(1 - y)$, 且 $h'(y) = \frac{1}{2(1 - y)}$,

当 $x > 0$ 时, 有 $0 < y < 1$, 可得 $p_2(y) = 2e^{-2\left[-\frac{1}{2} \ln(1-y)\right]} \cdot \left| \frac{1}{2(1-y)} \right| = 2(1-y) \cdot \frac{1}{2(1-y)} = 1$, $0 < y < 1$,

故 $Y_2 = 1 - e^{-2X}$ 的密度函数为

$$p_2(y) = \begin{cases} 1, & 0 < y < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

即 Y_2 服从区间 $(0, 1)$ 上的均匀分布.

17. 设 $X \sim LN(\mu, \sigma^2)$, 试证 $Y = \ln X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

证: 因 X 的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi x}\sigma} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

且 $y = g(x) = \ln x$ 严格单调增加, 其反函数为 $x = h(y) = e^y$, 且 $h'(y) = e^y$,

当 $x > 0$ 时, 有 $-\infty < y < +\infty$, 可得 $p(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} e^y \sigma} e^{-\frac{(\ln e^y - \mu)^2}{2\sigma^2}} \cdot e^y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}}, -\infty < y < +\infty$,

故 $Y = \ln X$ 的密度函数为 $p(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y-\mu)^2}{2\sigma^2}}, -\infty < y < +\infty$, 即 $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$.

18. 设 $Y \sim LN(5, 0.12^2)$, 试求 $P\{Y < 188.7\}$.

解: 因 $Y \sim LN(5, 0.12^2)$, 有 $X = \ln Y \sim N(5, 0.12^2)$,

故 $P\{Y < 188.7\} = P\{X = \ln Y < \ln 188.7 = 5.24\} = \Phi\left(\frac{5.24 - 5}{0.12}\right) = \Phi(2) = 0.9772$.

习题 2.7

1. 设 $X \sim U(a, b)$, 对 $k = 1, 2, 3, 4$, 求 $\mu_k = E(X^k)$ 与 $\nu_k = E[X - E(X)]^k$, 进一步求此分布的偏度系数和峰度系数.

解: 因 X 的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\text{故 } \mu_1 = E(X) = \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^2}{2} \Big|_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{a+b}{2};$$

$$\mu_2 = E(X^2) = \int_a^b x^2 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^3}{3} \Big|_a^b = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} = \frac{a^2 + ab + b^2}{3};$$

$$\mu_3 = E(X^3) = \int_a^b x^3 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^4}{4} \Big|_a^b = \frac{b^4 - a^4}{4(b-a)} = \frac{a^3 + a^2b + ab^2 + b^3}{4};$$

$$\mu_4 = E(X^4) = \int_a^b x^4 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{x^5}{5} \Big|_a^b = \frac{b^5 - a^5}{5(b-a)} = \frac{a^4 + a^3b + a^2b^2 + ab^3 + b^4}{5};$$

$$\nu_1 = E[X - E(X)] = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2}\right) \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{1}{2} \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^2 \Big|_a^b = 0;$$

$$\nu_2 = E[X - E(X)]^2 = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^2 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{1}{3} \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^3 \Big|_a^b = \frac{2\left(\frac{b-a}{2}\right)^3}{3(b-a)} = \frac{(b-a)^2}{12};$$

$$\nu_3 = E[X - E(X)]^3 = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^3 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{1}{4} \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^4 \Big|_a^b = 0;$$

$$\nu_4 = E[X - E(X)]^4 = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^4 \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \cdot \frac{1}{5} \left(x - \frac{a+b}{2}\right)^5 \Big|_a^b = \frac{2\left(\frac{b-a}{2}\right)^5}{5(b-a)} = \frac{(b-a)^4}{80};$$

$$\text{偏度系数 } \beta_1 = \frac{\nu_3}{(\nu_2)^{3/2}} = 0;$$

$$\text{峰度系数 } \beta_2 = \frac{\nu_4}{(\nu_2)^2} - 3 = \frac{12^2}{80} - 3 = -\frac{6}{5}.$$

2. 设 $X \sim U(0, a)$, 求此分布的变异系数.

解: 因 $X \sim U(0, a)$, 有 $E(X) = \frac{a}{2}$, $\text{Var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$, 故变异系数 $C_v(X) = \frac{\sqrt{\text{Var}(X)}}{E(X)} = \frac{b-a}{\sqrt{3}a}$.

3. 求以下分布的中位数:

(1) 区间 (a, b) 上的均匀分布;

(2) 正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$;

(3) 对数正态分布 $LN(\mu, \sigma^2)$.

解: (1) 因 X 服从区间 (a, b) 上的均匀分布,

$$\text{则 } 0.5 = P\{X \leq x_{0.5}\} = P\{a < X \leq x_{0.5}\} = \frac{x_{0.5} - a}{b - a},$$

$$\text{故中位数 } x_{0.5} = a + 0.5(b - a) = \frac{a + b}{2};$$

(2) 因 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$,

$$\text{则 } 0.5 = P\{X \leq x_{0.5}\} = F(x_{0.5}) = \Phi\left(\frac{x_{0.5} - \mu}{\sigma}\right), \text{ 即 } \frac{x_{0.5} - \mu}{\sigma} = 0,$$

故中位数 $x_{0.5} = \mu$;

(3) 因 X 服从对数正态分布 $LN(\mu, \sigma^2)$, 有 $\ln X$ 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$,

$$\text{则 } 0.5 = P\{X \leq x_{0.5}\} = P\{\ln X \leq \ln x_{0.5}\} = F(\ln x_{0.5}) = \Phi\left(\frac{\ln x_{0.5} - \mu}{\sigma}\right), \text{ 即 } \frac{\ln x_{0.5} - \mu}{\sigma} = 0,$$

故中位数 $x_{0.5} = e^\mu$.

4. 设 $X \sim Ga(\alpha, \lambda)$, 对 $k = 1, 2, 3$, 求 $\mu_k = E(X^k)$ 与 $\nu_k = E[X - E(X)]^k$.

解: 因 $Ga(\alpha, \lambda)$ 的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

由正则性知 $\int_0^{+\infty} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = 1$, 可得 $\int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\Gamma(\alpha)}{\lambda^\alpha}$,

$$\text{故 } \mu_1 = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{+\infty} x^\alpha e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot \frac{\Gamma(\alpha+1)}{\lambda^{\alpha+1}} = \frac{\alpha}{\lambda};$$

$$\mu_2 = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{+\infty} x^{\alpha+1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot \frac{\Gamma(\alpha+2)}{\lambda^{\alpha+2}} = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\lambda^2};$$

$$\mu_3 = \int_0^{+\infty} x^3 \cdot \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{+\infty} x^{\alpha+2} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \cdot \frac{\Gamma(\alpha+3)}{\lambda^{\alpha+3}} = \frac{\alpha(\alpha+1)(\alpha+2)}{\lambda^3};$$

$$\nu_1 = E[X - E(X)] = 0;$$

$$\nu_2 = E[X - E(X)]^2 = \mu_2 - \mu_1^2 = \frac{\alpha(\alpha+1)}{\lambda^2} - \frac{\alpha^2}{\lambda^2} = \frac{\alpha}{\lambda^2};$$

$$\nu_3 = E[X - E(X)]^3 = \mu_3 - 3\mu_2\mu_1 + 2\mu_1^3 = \frac{\alpha(\alpha+1)(\alpha+2)}{\lambda^3} - 3\frac{\alpha(\alpha+1)}{\lambda^2} \cdot \frac{\alpha}{\lambda} + 2\frac{\alpha^3}{\lambda^3} = \frac{2\alpha}{\lambda^3}.$$

5. 设 $X \sim Exp(\lambda)$, 对 $k = 1, 2, 3, 4$, 求 $\mu_k = E(X^k)$ 与 $\nu_k = E[X - E(X)]^k$, 进一步求此分布的变异系数、偏度系数和峰度系数.

解: 因 X 的密度函数为

$$p_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

且 k 为正整数时, $\int_0^{+\infty} x^{k-1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\Gamma(k)}{\lambda^k} = \frac{(k-1)!}{\lambda^k}$,

$$\text{故 } \mu_1 = \int_0^{+\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{+\infty} x e^{-\lambda x} dx = \lambda \cdot \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda};$$

$$\mu_2 = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{+\infty} x^2 e^{-\lambda x} dx = \lambda \cdot \frac{2!}{\lambda^3} = \frac{2}{\lambda^2};$$

$$\mu_3 = \int_0^{+\infty} x^3 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{+\infty} x^3 e^{-\lambda x} dx = \lambda \cdot \frac{3!}{\lambda^4} = \frac{6}{\lambda^3};$$

$$\mu_4 = \int_0^{+\infty} x^4 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{+\infty} x^4 e^{-\lambda x} dx = \lambda \cdot \frac{4!}{\lambda^5} = \frac{24}{\lambda^4};$$

$$\nu_1 = E[X - E(X)] = 0;$$

$$\nu_2 = E[X - E(X)]^2 = \mu_2 - \mu_1^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2};$$

$$\nu_3 = E[X - E(X)]^3 = \mu_3 - 3\mu_2\mu_1 + 2\mu_1^3 = \frac{6}{\lambda^3} - 3\frac{2}{\lambda^2} \cdot \frac{1}{\lambda} + 2\frac{1}{\lambda^3} = \frac{2}{\lambda^3};$$

$$\nu_4 = E[X - E(X)]^4 = \mu_4 - 4\mu_3\mu_1 + 6\mu_2\mu_1^2 - 3\mu_1^4 = \frac{24}{\lambda^4} - 4\frac{6}{\lambda^3} \cdot \frac{1}{\lambda} + 6\frac{2}{\lambda^2} \cdot \frac{1}{\lambda^2} - 3\frac{1}{\lambda^4} = \frac{9}{\lambda^4};$$

$$\text{变异系数 } C_v(X) = \frac{\sqrt{\text{Var}(X)}}{E(X)} = \frac{\sqrt{\nu_2}}{\mu_1} = 1;$$

$$\text{偏度系数 } \beta_1 = \frac{\nu_3}{(\nu_2)^{3/2}} = 2;$$

$$\text{峰度系数 } \beta_2 = \frac{\nu_4}{(\nu_2)^2} - 3 = 9 - 3 = 6.$$

6. 设随机变量 X 服从正态分布 $N(10, 9)$, 试求 $x_{0.1}$ 和 $x_{0.9}$.

解: 因 $F(x_{0.1}) = \Phi\left(\frac{x_{0.1}-10}{3}\right) = 0.1$, 得 $-\frac{x_{0.1}-10}{3} = 1.2816$, 故 $x_{0.1} = 6.1552$;

又因 $F(x_{0.9}) = \Phi\left(\frac{x_{0.9}-10}{3}\right) = 0.9$, 得 $\frac{x_{0.9}-10}{3} = 1.2816$, 故 $x_{0.9} = 13.8448$.

(或查表可得 $-\frac{x_{0.1}-10}{3} = 1.28$, 故 $x_{0.1} = 6.16$; $\frac{x_{0.9}-10}{3} = 1.28$, 故 $x_{0.9} = 13.84$)

7. 设随机变量 X 服从双参数韦布尔分布, 其分布函数为

$$F(x) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^m\right\}, \quad x > 0,$$

其中 $\eta > 0, m > 0$. 试写出该分布的 p 分位数 x_p 的表达式, 且求出当 $m = 1.5, \eta = 1000$ 时的 $x_{0.1}, x_{0.5}, x_{0.8}$ 的值.

解: 因 $F(x_p) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{x_p}{\eta}\right)^m\right\} = p$,

$$\text{故 } x_p = \eta[-\ln(1-p)]^{\frac{1}{m}};$$

当 $m = 1.5$, $\eta = 1000$ 时, $x_{0.1} = 1000(-\ln 0.9)^{\frac{1}{1.5}} = 223.0755$; $x_{0.5} = 1000(-\ln 0.5)^{\frac{1}{1.5}} = 783.2198$;

$$x_{0.8} = 1000(-\ln 0.2)^{\frac{1}{1.5}} = 1373.3550.$$

8. 自由度为 2 的 χ^2 分布的密度函数为

$$p(x) = \frac{1}{2} e^{-\frac{x}{2}}, \quad x > 0,$$

试求出其分布函数及分位数 $x_{0.1}$, $x_{0.5}$, $x_{0.8}$.

解: 设 X 服从自由度为 2 的 χ^2 分布,

当 $x < 0$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = P(\emptyset) = 0$,

$$\text{当 } x \geq 0 \text{ 时, } F(x) = P\{X \leq x\} = \int_0^x \frac{1}{2} e^{-\frac{u}{2}} du = \left(-e^{-\frac{u}{2}}\right) \Big|_0^x = 1 - e^{-\frac{x}{2}};$$

故 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{2}}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

因 $F(x_p) = 1 - e^{-\frac{x_p}{2}} = p$, 有 $x_p = -2 \ln(1 - p)$,

故 $x_{0.1} = -2 \ln 0.9 = 0.2107$; $x_{0.5} = -2 \ln 0.5 = 1.3863$; $x_{0.8} = -2 \ln 0.2 = 3.2189$.

9. 设随机变量 X 的分布密度函数 $p(x)$ 关于 c 点是对称的, 且 $E(X)$ 存在, 试证

(1) 这个对称点 c 既是均值又是中位数, 即 $E(X) = x_{0.5} = c$;

(2) 如果 $c = 0$, 则 $x_p = -x_{1-p}$.

证: 设 $f(x) = p(x + c)$, 因 $p(x)$ 关于 c 点对称, 有 $f(x)$ 为偶函数,

$$\begin{aligned} (1) \quad E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} xp(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - c)p(x)dx + \int_{-\infty}^{+\infty} cp(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} up(u + c)du + c = \int_{-\infty}^{+\infty} uf(u)du + c \\ &= 0 + c = c; \end{aligned}$$

$$\text{因 } f(x) \text{ 为偶函数, 有 } \int_{-\infty}^0 f(x)dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 0.5,$$

$$\text{则 } F(c) = \int_{-\infty}^c p(x)dx = \int_{-\infty}^0 p(u + c)du = \int_{-\infty}^0 f(u)du = 0.5, \text{ 可得 } x_{0.5} = c;$$

故 $E(X) = x_{0.5} = c$;

(2) 如果 $c = 0$, 有 $p(x)$ 为偶函数,

$$\text{则 } F(x_p) = \int_{-\infty}^{x_p} p(x)dx = \int_{+\infty}^{-x_p} p(-u) \cdot (-du) = \int_{-x_p}^{+\infty} p(u)du = 1 - \int_{-\infty}^{-x_p} p(u)du = 1 - F(-x_p) = p,$$

可得 $F(-x_p) = 1 - p$,

故 $-x_p = x_{1-p}$, 即 $x_p = -x_{1-p}$.

10. 试证随机变量 X 的偏度系数与峰度系数对位移和改变比例尺是不变的, 即对任意的实数 a, b ($b \neq 0$), $Y = a + bX$ 与 X 有相同的偏度系数与峰度系数.

证: 因 $Y = a + bX$, 有 $E(Y) = E(a + bX) = a + bE(X)$, 可得 $Y - E(Y) = a + bX - a - bE(X) = b[X - E(X)]$,

$$\text{则 } \nu_2(Y) = E[Y - E(Y)]^2 = E\{b^2[X - E(X)]^2\} = b^2 E[X - E(X)]^2 = b^2 \nu_2(X),$$

$$\nu_3(Y) = E[Y - E(Y)]^3 = E\{b^3[X - E(X)]^3\} = b^3 E[X - E(X)]^3 = b^3 \nu_3(X),$$

$$\nu_4(Y) = E[Y - E(Y)]^4 = E\{b^4[X - E(X)]^4\} = b^4 E[X - E(X)]^4 = b^4 \nu_4(X),$$

$$\text{故偏度系数 } \beta_1(Y) = \frac{\nu_3(Y)}{[\nu_2(Y)]^{3/2}} = \frac{b^3 \nu_3(X)}{[b^2 \nu_2(X)]^{3/2}} = \frac{b^3 \nu_3(X)}{b^3 [\nu_2(X)]^{3/2}} = \frac{\nu_3(X)}{[\nu_2(X)]^{3/2}} = \beta_1(X);$$

$$\text{峰度系数 } \beta_2(Y) = \frac{\nu_4(Y)}{[\nu_2(Y)]^2} - 3 = \frac{b^4 \nu_4(X)}{[b^2 \nu_2(X)]^2} - 3 = \frac{b^4 \nu_4(X)}{b^4 [\nu_2(X)]^2} - 3 = \frac{\nu_4(X)}{[\nu_2(X)]^2} - 3 = \beta_2(X).$$

11. 设某项维修时间 T (单位: 分) 服从对数正态分布 $LN(\mu, \sigma^2)$.

(1) 求 p 分位数 t_p ;

(2) 若 $\mu = 4.127$, 求该分布的中位数;

(3) 若 $\mu = 4.127$, $\sigma = 1.0364$, 求完成 95% 维修任务的时间.

解: (1) 因 T 服从对数正态分布 $LN(\mu, \sigma^2)$, 有 $\ln T$ 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$,

$$\text{则 } p = P\{T \leq t_p\} = P\{\ln T \leq \ln t_p\} = \Phi\left(\frac{\ln t_p - \mu}{\sigma}\right), \text{ 即 } \frac{\ln t_p - \mu}{\sigma} = u_p, \ln t_p = \mu + \sigma \cdot u_p,$$

$$\text{故 } t_p = e^{\mu + \sigma \cdot u_p};$$

$$(2) \text{ 中位数 } t_{0.5} = e^{\mu + \sigma \cdot u_{0.5}} = e^{4.127 + 0} = 61.9979;$$

$$(3) t_{0.95} = e^{\mu + \sigma \cdot u_{0.95}} = e^{4.127 + 1.0364 \times 1.6449} = 340.9972.$$

12. 某种绝缘材料的使用寿命 T (单位: 小时) 服从对数正态分布 $LN(\mu, \sigma^2)$. 若已知分位数 $t_{0.2} = 5000$ 小时, $t_{0.8} = 65000$ 小时, 求 μ 和 σ .

解: 因 T 服从对数正态分布 $LN(\mu, \sigma^2)$, 有 $\ln T$ 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$,

$$\text{由第 11 题可知 } t_p = e^{\mu + \sigma \cdot u_p},$$

$$\text{则 } t_{0.2} = e^{\mu + \sigma \cdot u_{0.2}} = e^{\mu - 0.8416\sigma} = 5000, \quad t_{0.8} = e^{\mu + \sigma \cdot u_{0.8}} = e^{\mu + 0.8416\sigma} = 65000,$$

$$\text{可得 } \mu - 0.8416\sigma = \ln 5000 = 8.5172, \quad \mu + 0.8416\sigma = \ln 65000 = 11.0821,$$

$$\text{故 } \mu = 9.7997, \quad \sigma = 1.5239.$$

13. 某厂决定按过去生产状况对月生产额最高的 5% 的工人发放高产奖. 已知过去每人每月生产额 X (单位: 千克) 服从正态分布 $N(4000, 60^2)$, 试问高产奖发放标准应把生产额定为多少?

解: 因 X 服从正态分布 $N(4000, 60^2)$,

$$\text{则 } 0.95 = P\{X \leq x_{0.95}\} = F(x_{0.95}) = \Phi\left(\frac{x_{0.95} - 4000}{60}\right), \text{ 即 } \frac{x_{0.95} - 4000}{60} = u_{0.95} = 1.6449,$$

$$\text{故高产奖发放标准应把生产额定为 } x_{0.95} = 4000 + 60 \times 1.6449 = 498.6940 \text{ 千克}.$$