

第 2 章 随机变量及其分布

2.1 内容提要

2.1.1 随机变量的概念

1. 随机变量

设随机试验的样本空间是 S , 如果 $X = X(\omega)$ 是定义在样本空间 S 上的实值函数, 即对于每一个 $\omega \in S$, 总有一个确定的实数 $X(\omega)$ 与其对应, 则称 $X = X(\omega)$ 为随机变量. 一般用大写英文字母 X, Y, Z 或希腊字母 ξ, η, ζ 等表示随机变量, 其可能的取值用小写字母 x, y, z 等表示.

随机事件 A 可以用随机变量 X 的取值表示出来, 即 $A = (X \in S)$, 其中 $S \subset R$ (实数集).

随机变量按取值情况可分为离散型和非离散型两个类型, 其中非离散型随机变量中最重要的, 也是应用最广的是连续型随机变量.

2. 随机变量的分布函数

设 X 为随机变量, 对任意实数 x , 则称函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$ 为随机变量 X 的分布函数. 分布函数具有以下性质:

- (1) 有界性 $0 \leq F(x) \leq 1$;
- (2) 单调非降性 对任意 $x_1 < x_2$, 有 $F(x_1) \leq F(x_2)$;
- (3) $F(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$, $F(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$;
- (4) 右连续性 对任意实数 x_0 , 都有 $F(x_0) = \lim_{x \rightarrow x_0+0} F(x)$;
- (5) $P\{a < X \leq b\} = P\{X \leq b\} - P\{X \leq a\} = F(b) - F(a)$.

实际上, 满足条件 (1), (2), (3), (4) 的实值函数 $F(x)$ 一定可以做为某个随机变量的分布函数. 分布函数是随机变量的一般特征, 无论是离散型随机变量还是连续型随机变量都有分布函数.

2.1.2 随机变量的概率分布

随机变量的概率分布就是随机变量取值的概率规律, 简称分布.

1. 离散型随机变量及其分布律

如果随机变量 X 的所有可能的取值为有限个或可列个, 则称 X 为离散型随机变量. 设 X

的所有可能取值为 $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n, \dots$, 且 X 取以上各值的概率分别为 $p_1, p_2, \dots, p_n, \dots$ 即

$$P\{X = x_i\} = p_i \quad (i = 1, 2, 3, \dots),$$

这一系列的式子称为离散型随机变量 X 的分布律, 通常也写成表格的形式:

X	x_1	x_2	\dots	x_n	\dots
P	p_1	p_2	\dots	p_n	\dots

离散型随机变量的概率分布具有以下性质:

$$(1) \quad p_k \geq 0, \quad k = 1, 2, \dots, n, \dots;$$

$$(2) \quad \sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1;$$

$$(3) \quad P(a < \xi \leq b) = \sum_{a < x_k \leq b} p_k.$$

实际上, 满足上述 (1), (2) 两个条件的数列 $p_1, p_2, \dots, p_n, \dots$, 一定可以作为某个离散型随机变量的概率分布.

离散型随机变量的分布函数为

$$F(x) = P\{X \leq x\} = \sum_{x_i \leq x} p_i.$$

可以看出, 离散型随机变量的分布函数 $F(x)$ 在 X 可能的取值 x_k 处发生跳跃, 其跳跃的高度为 X 取该值的概率, 它是单调, 非降的阶梯函数.

2. 连续型随机变量及其概率密度

对于随机变量 X 的分布函数 $F(x)$, 存在非负函数 $f(x)$, 使对于任意实数 x , 有

$$F(x) = P\{X \leq x\} = \int_{-\infty}^x f(t) dt \quad (-\infty < x < +\infty),$$

则称 X 为连续型随机变量, $f(x)$ 称为 X 的概率密度函数, 简称概率密度或密度函数, 简记 $X \sim f(x)$.

概率密度 $f(x)$ 具有以下性质:

$$(1) \quad f(x) \geq 0 \quad (-\infty < x < +\infty);$$

$$(2) \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1;$$

$$(3) \quad P(a < X \leq b) = \int_a^b f(x) dx.$$

对于连续型随机变量 X , 它还有下面重要性质:

(1) 连续型随机变量取任意给定数值的概率都是零, 即 $P\{X = a\} = 0$, 其中 a 为任意实数. 因而也有

$$P\{a < X \leq b\} = P\{a \leq X < b\} = P\{a < X < b\} = P\{a \leq X \leq b\}.$$

必须注意, 上式对于离散型随机变量一般不成立.

$$(2) \quad \text{若密度函数 } f(x) \text{ 在 } x \text{ 点处连续, 则 } F'(x) = f(x).$$

2.1.3 几种常见分布

1. 常见离散型随机变量的分布

(1) (0-1)分布

当随机试验只有两种可能结果时,我们常常把这两个值取为0和1,这时称随机变量 X 服从参数为 p 的0-1分布,其概率分布为

X	0	1
P	$1-p$	p

(2) 二项分布

若随机变量 X 的分布律为

$$P\{X=k\}=C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, (k=0,1,2,\dots,n),$$

其中 $0 < p < 1$,则称 X 服从参数为 n, p 的二项分布,记作 $X \sim B(n, p)$.

一般地,在 n 重伯努利试验中,如果每次试验中事件 A 发生的概率为 p ,用 X 表示 A 发生的次数,这时 X 服从二项分布.

(3) 泊松分布

若随机变量 X 的分布律为

$$P\{X=k\}=\frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}, (k=0,1,2,\dots),$$

其中 $\lambda > 0$,则称 X 服从参数为 λ 的泊松分布,记作 $X \sim P(\lambda)$.

二项分布与泊松分布的关系:

(泊松定理) 假设在 n 重伯努利试验中,随着试验次数 n 无限增大,而事件出现的概率 p_n 无限缩小,且当 $n \rightarrow +\infty$ 时有 $np_n \rightarrow \lambda$,则

$$\lim_{n \rightarrow \infty} C_n^k p_n^k (1-p_n)^{n-k} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}.$$

(4) 几何分布

若离散型随机变量 X 的分布律为:

$$P\{X=k\}=p(1-p)^{k-1}, (k=1,2,\dots),$$

则称随机变量 X 服从参数为 p 的几何分布,记为 $X \sim g(p)$.

一般地,在伯努利试验中,设每次试验中事件 A 发生的概率为 p ,记 X 为首次发生事件 A 的试验次数,则 X 服从参数为 p 的几何分布.

(5) 超几何分布

若离散型随机变量 X 的分布律为:

$$P\{X = m\} = \frac{C_M^m C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n} \quad (m = 0, 1, \dots, n),$$

则称随机变量 X 服从超几何分布.

一般地, 超几何分布的典型例子是: 假设有 N 个产品, 其中 M 个是正品, $N - M$ 个次品, 从中无放回取出 n 个产品, 则其中含有的正品数 X 的分布律为超几何分布.

(6) 幂律分布

若离散型随机变量 X 的分布律为:

$$P\{X = k\} = \frac{C}{k^\gamma}, \quad (k = 1, 2, \dots),$$

则称随机变量 X 服从参数为 γ 的幂律分布, 其中幂次 $\gamma > 1$, C 为归一化常数.

注 幂律分布的类型有好几种, 上面提到的只是其中的一种. 幂律分布被称为复杂系统的“指纹”. 关于幂律分布的普适性研究目前仍然为科学前沿的热点之一, 本书特别给以介绍, 只是为了表明其重要性.

2. 常见连续型随机变量的分布

(1) 均匀分布

若连续型随机变量 X 的密度函数为:

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

则称 X 在区间 $[a, b]$ 上服从均匀分布, 记作 $X \sim U[a, b]$. 其分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a, \\ \frac{x-a}{b-a}, & a \leq x \leq b, \\ 1, & x > b. \end{cases}$$

(2) 指数分布

若连续型随机变量 X 的密度函数为:

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

则称随机变量 X 服从参数为 λ 指数分布, 记作 $X \sim E(\lambda)$, 其分布函数为

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

(3) 柯西分布

若连续型随机变量 X 的密度函数为:

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} \quad (-\infty < x < +\infty),$$

则称随机变量 X 服从柯西分布, 其分布函数为

$$F(x) = \frac{1}{\pi} \arctan x + \frac{1}{2}.$$

(4) 正态分布

若连续型随机变量 X 的密度函数为:

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

则称随机变量 X 服从参数为 μ, σ^2 的正态分布, 记作 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

特别地, 称 $\mu = 0, \sigma = 1$ 时的正态分布为标准正态分布, 其密度函数、分布函数分别用 $\varphi(x)$ 和 $\Phi(x)$ 表示, 即

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{x^2}{2}} dx.$$

一般概率统计教材后附有 $\Phi(x)$ 的数值表, 供查用.

正态分布的重要性质:

① 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$ ($a \neq 0$). 特别地, X 的标准化随机变量 $\frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$;

② “ 3σ 规则”: 设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则

$$P(|X - \mu| \leq \sigma) = 0.683,$$

$$P(|X - \mu| \leq 2\sigma) = 0.954,$$

$$P(|X - \mu| \leq 3\sigma) = 0.997;$$

③ 记 $F(x)$ 与 $\Phi(x)$ 分别为一般正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 与标准正态分布的分布函数, 则对任意实数 x , 都有 $F(x) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$, 且

$$P\{a \leq X \leq b\} = F(b) - F(a) = \Phi\left(\frac{b - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - \mu}{\sigma}\right);$$

④ 对于任意的 x , 均有 $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$.

若 $x > 0$, 可直接查表得到 $\Phi(x)$ 的值; 若 $x < 0$, 则利用上述公式, 再查表, 即可得到 $\Phi(x)$ 的值.

2.1.4 随机变量函数的分布

1. 离散型随机变量函数的分布

随机变量 X 的分布律为

X	x_1	x_2	x_n
P	p_1	p_2	p_n

又 $y = h(x)$ 是连续函数, 则 $Y = h(X)$ 也是一个随机变量, Y 的分布律可由下表求得

Y	$y_1 = h(x_1)$	$y_2 = h(x_2)$...	$y_n = h(x_n)$...
$P\{Y = y_k\}$	p_1	p_2	...	p_n	...

若 $h(x_k)$ ($k = 1, 2, \dots$) 的值互不相同, 则上表就是 Y 的分布律; 若 $h(x_k)$ ($k = 1, 2, \dots$) 的值中有相等的, 则应把那些相等的取值合并, 同时把对应的概率相加, 从而得到 Y 的分布律.

2. 连续型随机变量函数的分布

设连续型随机变量 X 的分布函数为 $F_X(x)$, 概率密度为 $f_X(x)$, $y = h(x)$ 是连续函数, 求 $Y = h(X)$ 的分布函数 $F_Y(y)$ 或概率密度 $f_Y(y)$ 的方法主要有:

(1) 定义法

定义法也称分布函数法, 关键是设法找出 Y 的分布函数 $F_Y(y)$ 与 X 的分布函数 $F_X(x)$ 之间的关系.

首先按定义写出 Y 的分布函数 $F_Y(y) = P\{Y \leq y\}$; 然后利用关系式 $Y = h(X)$, 把事件 $\{Y \leq y\}$ 转化为等价事件 $\{X \in S\}$, 其中 $S \subset R$, 并将其概率用 X 的分布函数表示出来, 记作 $F_X[u(y)]$, 即得 $F_Y(y) = F_X[u(y)]$; 最后两边关于 y 求导, 即可得 Y 的密度函数 $f_Y(y)$.

(2) 公式法

如果 $y = h(x)$ 为单调函数, 最小值为 α , 最大值为 β , $h(x)$ 处处可导, 且导数不为零, 那么随机变量 $Y = h(X)$ 的密度函数

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h^{-1}(y)) | [h^{-1}(y)]' |, & \alpha < y < \beta, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

其中 $x = h^{-1}(y)$ 为 $y = h(x)$ 的反函数, $f_X(x)$ 为 X 的密度函数.

2.2 习题详解

2.2 练习题

1. 填空题

(1) 已知某自动生产线加工出的产品次品率为 0.01, 检验人员每天检验 8 次, 每次从已生

产出的产品中随意取 10 件进行检验, 如果发现其中有次品就去调整设备, 那么一天至少要调整设备一次的概率为_____.

解 发现的次品数 $X \sim B(80, 0.01)$, 若设备不需调整, 即加工出的产品全是正品. 那么一天至少要调整设备一次的概率为

$$1 - P\{X = 0\} = 1 - C_{80}^0 \times 0.01^0 \times 0.99^{80} \approx 0.55.$$

(2) 袋中有 8 个球, 其中 3 个白球, 5 个黑球. 现从中随意取出 4 个球, 如果 4 个球中有 2 个白球 2 个黑球, 试验停止, 否则将 4 个球放回袋中重新抽去 4 个球, 直至取到 2 个白球 2 个黑球为止. 用 X 表示抽取次数, 则 $P\{X = k\} = \underline{\hspace{2cm}}$.

解 取出的 4 个球中有 2 个白球 2 个黑球的概率为 $\frac{C_3^2 C_5^2}{C_8^4} = \frac{3}{7}$, 此时 X 服从几何分布,

分布律为: $P\{X = k\} = \frac{3}{7} \left(\frac{4}{7}\right)^{k-1}$.

2. 选择题

设随机变量 X 服从参数为 λ 的泊松分布, 已知 $2P\{X = 1\} = P\{X = 2\}$, 则参数 λ 等于 ().

- A. 1 B. 2 C. 3 D. 4

解 因为 $2P\{X = 1\} = P\{X = 2\}$, 即 $2 \frac{\lambda^1}{1!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^2}{2!} e^{-\lambda}$, 得 $\lambda = 4$, 故本题应选 D.

2.3 练习题

1. 填空题

设随机变量 X 的分布函数为 $F(x) = A + B \arctan x$, 则 $A = \underline{\hspace{2cm}}$, $B = \underline{\hspace{2cm}}$.

解 由分布函数的性质 $F(+\infty) = 1$, $F(-\infty) = 0$, 得

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} (A + B \arctan x) = A + \frac{\pi B}{2} = 1,$$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} (A + B \arctan x) = A - \frac{\pi B}{2} = 0,$$

解上述两式, 得 $A = \frac{1}{2}$, $B = \frac{1}{\pi}$.

2. 选择题

设 X 与 Y 是任意两个随机变量, 它们的分布函数分别为 $F_1(x)$ 和 $F_2(x)$, 则 ().

- A. $F_1(x) + F_2(x)$ 必为某一随机变量的分布函数
B. $F_1(x) - F_2(x)$ 必为某一随机变量的分布函数

C. $\frac{1}{2}(F_1(x) + 2F_2(x))$ 必为某一随机变量的分布函数

D. $F_1(x)F_2(x)$ 必为某一随机变量的分布函数

分析 要判断 $F(x)$ 是否为分布函数, 需要验证 $F(x)$ 是否同时满足: $0 \leq F(x) \leq 1$, 单调非降, 右连续, 及 $F(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$, $F(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$.

解 首先否定 A, B, C. 这是因为 $F_1(+\infty) + F_2(+\infty) = 1 + 1 = 2$, $F_1(+\infty) - F_2(+\infty) = 0$, $\frac{1}{2}(F_1(+\infty) + 2F_2(+\infty)) = \frac{3}{2}$, 因此, 它们均不是随机变量的分布函数. 而在 D 中易知 $F(x)$ 同时满足分布函数的几条性质, 故本题应选 D.

2.4 练习题

1. 填空题

(1) 设连续型随机变量 X 的概率密度为 $f(x)$, 若 $\lim_{x \rightarrow \infty} f(x)$ 存在, 则 $\lim_{x \rightarrow \infty} f(x) = \underline{\hspace{2cm}}$.

解 因为概率密度 $f(x)$ 是要同时满足: $f(x) \geq 0$, $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$. 若 $\lim_{x \rightarrow \infty} f(x)$ 存在且大于零, 则 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx \neq 1$, 故 $\lim_{x \rightarrow \infty} f(x) = 0$.

(2) 设随机变量 X 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ($\sigma > 0$), 且二次方程 $y^2 + 4y + 4X = 0$ 无实根的概率为 $\frac{1}{2}$, 则 $\mu = \underline{\hspace{2cm}}$.

解 由 $\Delta = 16 - 16X < 0$, 可得当 $X > 1$ 时方程无实根, 所以 $P\{X > 1\} = \frac{1}{2}$, 由于正态分布的概率密度关于 $X = \mu$ 对称, 故 $\mu = 1$.

2. 选择题

(1) 设 X 与 Y 是任意两个连续型随机变量, 它们的概率密度分别为 $f_1(x)$ 和 $f_2(x)$, 则 ().

A. $f_1(x) + f_2(x)$ 必为某一随机变量的概率密度

B. $\frac{1}{2}(f_1(x) + f_2(x))$ 必为某一随机变量的概率密度

C. $f_1(x) - f_2(x)$ 必为某一随机变量的概率密度

D. $f_1(x)f_2(x)$ 必为某一随机变量的概率密度

分析 要判断某个函数 $f(x)$ 是否为某连续型随机变量的概率密度, 需要验证 $f(x)$ 是否同时满足: (1) $f(x) \geq 0$ ($-\infty < x < +\infty$); (2) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$.

解 首先否定 A 与 C. 这是因为

$$\int_{-\infty}^{+\infty} [f_1(x) + f_2(x)] dx = 1 + 1 = 2, \quad \int_{-\infty}^{+\infty} [f_1(x) - f_2(x)] dx = 1 - 1 = 0.$$

因此, 它们均不是随机变量的概率密度.

对于选项 D, 若

$$f_1(x) = \begin{cases} 1, & -2 < x < -1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases} \quad f_2(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

则对任意 $x \in (-\infty, +\infty)$, $f_1(x)f_2(x) = 0$, 则 $\int_{-\infty}^{+\infty} f_1(x)f_2(x)dx = 0 \neq 1$, 因而否定 D. 综合分析, 用排除法选 B.

进一步分析可知

$$\frac{1}{2}[f_1(x) + f_2(x)] \geq 0, \quad \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2}[f_1(x) + f_2(x)]dx = \frac{1}{2}(1+1) = 1.$$

故本题应选 B.

(2) 假设随机变量 X 的概率密度 $f(x)$ 是偶函数, 分布函数为 $F(x)$, 则().

A. $F(x)$ 是偶函数

B. $F(x)$ 是奇函数

C. $F(x) + F(-x) = 1$

D. $2F(x) - F(-x) = 1$

解 由于 $F(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$, $F(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$, 因而否定 A 与 B.

因为概率密度 $f(x)$ 是偶函数, 所以 $P\{X \leq -x\} = P\{X \geq x\}$, 从而有

$$F(x) + F(-x) = P\{X \leq x\} + P\{X \leq -x\} = P\{X \leq x\} + P\{X \geq x\} = 1,$$

$$2F(x) - F(-x) = 2P\{X \leq x\} - P\{X \leq -x\} = 2P\{X \leq x\} - P\{X \geq x\} \neq 1,$$

故本题应选 C.

2.5 练习题

1. 填空题

(1) 设随机变量 X 服从 $N(0, \sigma^2)$, 则 $Y = -X$ 服从_____.

解 设 $F_X(x), F_Y(y)$ 分别为随机变量 X 与 Y 的分布函数.

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{-X \leq y\} = P\{X \geq -y\} = 1 - F_X(-y),$$

由于 X 服从 $N(0, \sigma^2)$, X 的概率密度函数关于 $x=0$ 即 y 轴对称, 是偶函数, 故 $1 - F_X(-y) = F_X(y)$, 则 $F_Y(y) = F_X(y)$, 从而 $Y = -X$ 与 X 具有相同的分布服从 $N(0, \sigma^2)$.

(2) 设随机变量 X 的概率密度 $f_X(x)$ 是偶函数, 则 $Y = |X|$ 的概率密度 $f_Y(y) = \underline{\hspace{2cm}}$.

解 设 $F_X(x), F_Y(y)$ 分别为随机变量 X 与 Y 的分布函数.

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

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

$$= P\{-y \leq X \leq y\} = F_X(y) - F_X(-y),$$

从而 $Y = |X|$ 的密度函数为

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} f_X(y) + f_X(-y), & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

由于概率密度 $f_X(x)$ 是偶函数, 故

$$f_Y(y) = \begin{cases} 2f_X(y), & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

2. 选择题

设随机变量 X 的概率密度 $f(x)$ 是偶函数, 则下列结论错误的是().

- A. X 的分布函数 $F(x)$ 是偶函数 B. $-X$ 与 X 有相同的概率密度
C. $-X$ 与 X 具有相同的分布函数 D. $F(-x) + F(x) = 1$

解 本题应选 A. 参见 2.4 练习题中的选择题 (2) 及本节填空题 (1).

习题二

1. 掷一颗均匀骰子两次, 以 X 表示前后两次出现的点数之和, Y 表示两次中所得的最小点数, 求: (1) X 的分布律; (2) Y 的分布律.

分析 求离散型随机变量分布律的步骤为: (1) 找出随机变量 X 的所有可能的取值, (2) 求出 X 取各可能值的事件的概率.

解 记 X_1, X_2 分别为掷一颗均匀骰子两次出现的点数, 则

$$P\{X_1 = k\} = \frac{1}{6}, P\{X_2 = k\} = \frac{1}{6}, k = 1, 2, \dots, 6.$$

由于事件 $\{X_1 = i\}$ 与事件 $\{X_2 = j\}$ 相互独立, 因此

$$P\{X_1 = i, X_2 = j\} = P\{X_1 = i\} \cdot P\{X_2 = j\} = \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{36}, i, j = 1, \dots, 6.$$

(1) 随机变量 $X = X_1 + X_2$ 的可能值为 $2, 3, \dots, 12$,

$$P\{X = 2\} = P\{X_1 = 1, X_2 = 1\} = P\{X_1 = 1\} \cdot P\{X_2 = 1\} = \frac{1}{36},$$

$$P\{X = 3\} = P\{X_1 = 1, X_2 = 2\} + P\{X_1 = 2, X_2 = 1\} = \frac{1}{36} + \frac{1}{36} = \frac{2}{36},$$

$$P\{X = 4\} = P\{X_1 = 1, X_2 = 3\} + P\{X_1 = 2, X_2 = 2\} + P\{X_1 = 3, X_2 = 1\} = \frac{3}{36},$$

依次可得 X 的分布律为

X	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
P	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$

(2) 随机变量 $Y = \min(X_1, X_2)$ 的可能值为 $1, 2, 3, 4, 5, 6$, 当且仅当以下三种情况之一发生时事件 $\{Y = k\}, k = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ 发生:

- 1) $X_1 = k$ 且 $X_2 = k + 1, k + 2, \dots, 6$ (共有 $6 - k$ 个点);
- 2) $X_2 = k$ 且 $X_1 = k + 1, k + 2, \dots, 6$ (共有 $6 - k$ 个点);
- 3) $X_1 = k$ 且 $X_2 = k$ (仅有 1 个点).

因此事件 $\{Y = k\}$ 共包含 $(6 - k) + (6 - k) + 1 = 13 - 2k$ 个样本点, 于是 Y 的分布律为

$$P\{Y = k\} = \frac{13 - 2k}{36}, \quad k = 1, 2, 3, 4, 5, 6.$$

因此 Y 的分布律为

Y	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. 口袋中有 7 只白球、3 只黑球, 每次从中任取一个, 如果取出黑球则不放回, 而另外放入一只白球, 求首次取出白球时的取球次数 X 的分布律.

解 X 的可能取值为 $1, 2, 3, 4$, 且“ $X = 1$ ”表示第一次就取到白球, 其概率为 $\frac{7}{10}$, “ $X = 2$ ”

表示第一次取到黑球, 第二次取到白球, 其概率为 $\frac{3}{10} \cdot \frac{8}{10}$, 类似可得

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

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

因此 X 的分布律为

X	1	2	3	4
P	0.7	0.24	0.054	0.006

3. 一台设备由三个部件构成, 在设备运转中各部件需要调整的概率相应为 $0.10, 0.20$ 和 0.30 , 假设各部件的状态相互独立, 以 X 表示同时需要调整的部件数, 试求 X 的分布律.

解 设事件 A_i = “第 i 个部件需要调整”, $i = 1, 2, 3$. 依题意 A_1, A_2, A_3 相互独立, 且

$$P(A_1) = 0.10, \quad P(A_2) = 0.20, \quad P(A_3) = 0.30.$$

显然 X 的可能取值为 $0, 1, 2, 3$.

$$P\{X=0\}=P(\bar{A}_1\bar{A}_2\bar{A}_3)=P(\bar{A}_1)P(\bar{A}_2)P(\bar{A}_3)=0.9\times 0.8\times 0.7=0.504,$$

$$\begin{aligned} P\{X=1\}&=P(A_1\bar{A}_2\bar{A}_3)+P(\bar{A}_1A_2\bar{A}_3)+P(\bar{A}_1\bar{A}_2A_3) \\ &=0.1\times 0.8\times 0.7+0.9\times 0.2\times 0.7+0.9\times 0.8\times 0.3=0.398, \end{aligned}$$

$$P\{X=3\}=P(A_1A_2A_3)=0.1\times 0.2\times 0.3=0.006,$$

$$\begin{aligned} P\{X=2\}&=1-P\{X=0\}-P\{X=1\}-P\{X=3\} \\ &=1-0.504-0.398-0.006=0.092. \end{aligned}$$

即 X 的分布律为

X	0	1	2	3
P	0.504	0.398	0.092	0.006

4. 一批产品共有 100 件, 其中 10 件是次品, 从中任取 5 件产品进行检验, 如果 5 件都是正品, 则这批产品被接收, 否则不接收这批产品, 求: (1) 5 件产品中次品数 X 的分布律; (2) 不接收这批产品的概率.

解 (1) X 的所有可能取值为 0,1,2,3,4,5, 其分布律为

$$P\{X=k\}=\frac{C_{10}^kC_{90}^{5-k}}{C_{100}^5}, k=0,1,2,3,4,5;$$

$$(2) \text{ 不接收这批产品的概率为 } 1-\frac{C_{90}^5}{C_{100}^5}.$$

5. 设离散型随机变量 X 的分布律为

$$P\{X=k\}=\frac{C}{15}, \quad k=1,2,3,4,5$$

(1) 试确定常数 C ; (2) 求 $P\{1\leq X\leq 3\}$; (3) $P\{0.5<X<2.5\}$.

解 (1) 由分布律的性质, 有

$$1=\sum_{k=1}^5P\{X=k\}=\sum_{k=1}^5\frac{C}{15},$$

由此得, $C=3$;

$$(2) P\{1\leq X\leq 3\}=P\{X=1\}+P\{X=2\}+P\{X=3\}=\frac{9}{15}=0.6;$$

$$(3) P\{0.5<X<2.5\}=P\{X=1\}+P\{X=2\}=\frac{6}{15}=0.4.$$

6. 设一个试验只有两种结果: 成功或失败, 且每次试验成功的概率为 p ($0<p<1$), 现反复试验, 直到获得 k 次成功为止. 以 X 表示试验停止时一共进行的试验次数, 求 X 的分布律.

分析 考虑的是独立重复试验序列, “直至事件 A 发生 k 次为止”表示至少需要进行 k 次试验, 如果需要进行 $k+r$ 次试验, 则表明前 $k+r-1$ 次试验中事件 A 恰好发生了 $k-1$ 次, 而

第 $k+r$ 次试验中事件 A 发生.

解 设事件 A 发生 k 次时所需要进行的试验次数为 X , 则 X 的取值范围为 $k, k+1, k+2, \dots$. 事件 $\{X=n\}$ 表示前 $n-1$ 次试验中事件 A 恰好发生 $k-1$ 次, 并且第 n 次试验中事件 A 发生, 所以

$$P\{X=n\} = C_{n-1}^{k-1} p^{k-1} (1-p)^{n-k} \cdot p = C_{n-1}^{k-1} p^k (1-p)^{n-k}, \quad n=k, k+1, \dots.$$

注 此分布称为帕斯卡分布或负二项分布, 当 $k=1$ 时, 即为几何分布. 因此可以说几何分布是负二项分布的特殊情形.

7. 设某射手每次射击命中目标的概率为 0.8, 现射击了 20 次, 求射中目标次数的分布律.

分析 在很多实际问题中, 随机变量的分布往往是一些常见的分布 (如二项分布, 几何分布, 泊松分布, 指数分布, 正态分布等), 因此我们应该熟悉这些常见分布所描述的一些典型的概率模型. 本题中, 射手每次射击可以看成是一次试验, 命中与否是其两个结果, 射击 20 次相当于 20 次重复试验, 且各次试验相互独立, 因此是 n 重伯努利试验.

解 用 A 表示事件“射手射击命中目标”, 则命中目标的次数 X , 就是 n 重伯努利试验中事件 A 出现的次数, 因此 X 服从二项分布, 其参数 $n=20$, $p=P(A)=0.8$, 即 $X \sim B(20, 0.8)$, 故 X 的分布律为

$$P\{X=k\} = C_{20}^k (0.8)^k (0.2)^{20-k}, \quad k=0, 1, \dots, 20.$$

8. 一个工人同时看管 5 部机器, 在一小时内每部机器需要照看的概率是 $\frac{1}{3}$, 求: (1) 在一小时内没有 1 部机器需要照看的概率; (2) 在一小时内至少有 4 部机器需要照看的概率.

解 设在一小时内需要照看的机器数为 X , 则 $X \sim B(5, \frac{1}{3})$.

(1) 在一小时内没有 1 部机器需要照看的概率为

$$P\{X=0\} = C_5^0 \left(\frac{1}{3}\right)^0 \left(\frac{2}{3}\right)^5 = \frac{32}{243};$$

(2) 在一小时内至少有 4 部机器需要照看的概率为

$$P\{X \geq 4\} = P\{X=4\} + P\{X=5\} = C_5^4 \left(\frac{1}{3}\right)^4 \left(\frac{2}{3}\right)^1 + C_5^5 \left(\frac{1}{3}\right)^5 \left(\frac{2}{3}\right)^0 = \frac{11}{243}.$$

9. 甲、乙二人投篮, 投中的概率分布为 0.6、0.7. 二人各投 3 次, 求: (1) 二人投中次数相等的概率; (2) 甲比乙投中次数多的概率.

解 以 X, Y 分别表示甲、乙投中的次数, 则 $X \sim B(3, 0.6)$, $Y \sim B(3, 0.7)$.

(1) 按题意需求事件 $\{X=Y\}$ 的概率, 而事件 $\{X=Y\}$ 是下列 4 个两两互不相容的事件之和, 即

$$\{X=0\} \cap \{Y=0\}, \{X=1\} \cap \{Y=1\}, \{X=2\} \cap \{Y=2\}, \{X=3\} \cap \{Y=3\}.$$

自然, 甲、乙投中与否被认为是相互独立的, 从而

$$\begin{aligned}
 P\{X=Y\} &= \sum_{i=0}^3 P[\{X=i\} \cap \{Y=i\}] = \sum_{i=0}^3 P\{X=i\}P\{Y=i\} \\
 &= (1-0.6)^3(1-0.7)^3 + C_3^1 0.6(1-0.6)^2 C_3^1 0.7(1-0.7)^2 \\
 &\quad + C_3^2 0.6^2(1-0.6)C_3^2 0.7^2(1-0.7) + 0.6^3 \times 0.7^3 = 0.3208.
 \end{aligned}$$

(2) 按题意需求事件 $\{X > Y\}$ 的概率, 而事件 $\{X > Y\}$ 可表示为下列两两互不相容的事件之和, 即

$$\{X > Y\} = [\{X=1\} \cap \{Y=0\}] \cup [\{X=2\} \cap \{Y \leq 1\}] \cup [\{X=3\} \cap \{Y \leq 2\}].$$

由于甲、乙投中与否相互独立, 所以

$$\begin{aligned}
 P\{X > Y\} &= P[\{X=1\} \cap \{Y=0\}] + P[\{X=2\} \cap \{Y \leq 1\}] + P[\{X=3\} \cap \{Y \leq 2\}] \\
 &= P\{X=1\}P\{Y=0\} + P\{X=2\} \cdot [P\{Y=0\} + P\{Y=1\}] \\
 &\quad + P\{X=3\} \cdot [1 - P\{Y=3\}] \\
 &= C_3^1 0.6(1-0.6)^2(1-0.7)^3 + C_3^2 0.6^2(1-0.6) \times [(1-0.7)^3 \\
 &\quad + C_3^1 0.7(1-0.7)^2] + 0.6^3(1-0.7^3) \\
 &= 0.2430.
 \end{aligned}$$

10. 某产品的不合格率为 0.1, 每次随机抽取 10 件进行检验, 若发现有不合格品, 就去调整设备. 若检验员每天检验 4 次, 试求每天调整次数的分布律.

分析 把每抽取一件产品看作一次试验, 每一次试验的结果只有两个: 抽取合格品或不合格品. 现在所给的试验(序列)模型是: 若抽取了一个不合格品, 则去调整设备; 若调整设备后抽取了一个是合格品, 则继续抽取下去, 直至抽取了一个不合格品, 又得去调整设备. 因此, 在 10 件产品中至少有一个不合格品就需调整设备.

解 记 A 表示事件“抽取的一个产品是不合格品”, 由题意

$$P(A) = 0.1, P(\bar{A}) = 1 - P(A) = 0.9,$$

设抽取的不合格品数为 X , 则 $X \sim B(10, 0.1)$. 则设备需要调整的概率为

$$P\{X \geq 1\} = 1 - P\{X = 0\} = 1 - C_{10}^0 0.1^0 \times 0.9^{10} = 0.6513,$$

由于检验员每天检验 4 次, 因此每天调整次数 Y 的分布律为 $Y \sim B(4, 0.6513)$.

11. 保险公司在一天内承保了 5000 份相同年龄为期一年的寿险保单, 每人一份. 在合同的有效期内若投保人死亡, 则公司需赔付 3 万元. 设在一年内, 该年龄段的死亡率为 0.0015, 且各投保人是否死亡相互独立. 求该公司对于这批投保人的赔付总额不超过 30 万元的概率(利用泊松定理计算).

分析 这是二项分布的概率计算问题, 由于 n 较大, p 很小, 所以用泊松定理作近似计算.

解 用 X 表示 5000 个投保人最终死亡的人数, 则 $X \sim B(5000, 0.0015)$, $n = 5000$, $p = 0.0015$, $np = 7.5$, 由泊松定理知, X 近似服从参数为 7.5 的泊松分布.

$$P\{3X \leq 30\} = P\{X \leq 10\} = \sum_{k=0}^{10} C_{5000}^k \cdot 0.0015^k \cdot 0.9985^{5000-k}$$

$$\approx \sum_{k=0}^{10} \frac{7.5^k}{k!} e^{-7.5} = 0.8622.$$

注 二项分布的泊松近似(即泊松定理), 常常应用于如下问题: 在一次试验中事件 A 发生的概率很小, 但独立重复试验的次数 n 很大, 求事件 A 恰好或至少发生一次或几次的概率. 如求某段高速公路上至少发生一起交通事故的概率, 或求保险业务中恰有、多于或少于几起理赔发生的概率等.

12. 设随机变量 X 服从泊松分布, 且已知 $P\{X=1\}=P\{X=2\}$, 求 $P\{X=4\}$.

解 X 的分布律为

$$P\{X=k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k=0,1,2,\dots$$

由 $P\{X=1\}=P\{X=2\}$, 即

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

解得 $\lambda=2$, ($\lambda=0$ 舍去). 从而得

$$P\{X=4\} = \frac{2^4}{4!} e^{-2} = \frac{2}{3} e^{-2}.$$

13. 假设某电话总机每分钟接到的呼唤次数服从参数为 5 的泊松分布, 求: (1) 某分钟内恰好接到 6 次呼唤的概率; (2) 某分钟内接到的呼唤次数多于 4 次的概率.

解 设 X 是电话总机每分钟接到的呼唤次数, 则 $X \sim P(5)$, 从而

(1) 某分钟内恰好接到 6 次呼唤的概率为

$$P\{X=6\} = \frac{5^6}{6!} e^{-5} \approx 0.1462;$$

(2) 某分钟内接到的呼唤次数多于 4 次的概率为

$$P\{X>4\} = 1 - P\{X \leq 4\} = 1 - \sum_{k=0}^4 \frac{5^k}{k!} e^{-5} \approx 0.5595.$$

注 泊松分布不仅仅是二项分布的一种近似分布, 在实际生活有大量的随机变量都服从泊松分布. 例如, 在一定时间内传呼台收到的呼叫次数; 一定时间内, 在超级市场排队等候付款的顾客人数; 一匹布上的瑕点个数; 一定区域内在显微镜下观察到的细菌个数; 一定页数的书上出现印刷错误的页数等.

14. 某 110 接警台在长度为 t (单位: h) 的时间间隔内收到的报警电话次数服从参数为 $2t$ 的泊松分布, 而且与时间间隔的起点无关, 求: (1) 某天 8 点到 11 点没有接到报警电话的概率; (2) 某天 8 点到 12 点至少接到 1 个报警电话的概率.

解 已知报警电话次数 $X \sim P(2t)$.

(1) $t=3$, 所求概率为

$$P\{X=0\}=\frac{6^0}{0!}e^{-6}=e^{-6};$$

(2) $t=4$, 所求概率为

$$P\{X\geq 1\}=1-P\{X=0\}=1-\frac{8^0}{0!}e^{-8}=1-e^{-8}.$$

15. 设随机变量 X 的分布函数为

$$F(x)=\begin{cases} 0, & x < -1, \\ 0.4, & -1 \leq x < 1, \\ 0.8, & 1 \leq x < 3, \\ 1, & x \geq 3, \end{cases}$$

试求 X 的分布律.

分析 这是已知离散型随机变量 X 的分布函数求其分布律的问题, 只需对 $F(x)$ 的所有分段点 x_0 , (也就是 X 的所有可能取值点) 利用公式 $P\{X=x_0\}=F(x_0)-F(x_0-0)$ 即可.

解 X 的所有可能取值为 $-1, 1, 3$,

$$P\{X=-1\}=F(-1)-F(-1-0)=0.4-0=0.4,$$

$$P\{X=1\}=F(1)-F(1-0)=0.8-0.4=0.4,$$

$$P\{X=3\}=F(3)-F(3-0)=1-0.8=0.2,$$

从而 X 的分布律为

X	-1	1	3
P	0.4	0.4	0.2

16. 设随机变量 X 的分布函数为

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

试求 $P\{X \leq 0.5\}$, $P\{-1 < X \leq 0.25\}$.

解 由连续型随机变量分布函数的定义和性质, 有

$$P\{X \leq 0.5\}=F(0.5)=0.5^2=\frac{1}{4},$$

$$P\{-1 < X \leq 0.25\}=F(0.25)-F(-1)=0.25^2-0=\frac{1}{16}.$$

17. 设连续型随机变量 X 的分布函数为

$$F(x)=\begin{cases} a+be^{-\frac{x^2}{2}}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases}$$

求: (1) 常数 a 和 b ; (2) 随机变量 X 的密度函数.

分析 求分布函数中的待定常数, 一般做法是: 根据分布函数的性质, (主要是 $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$, $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$, 连续性), 列出含有待定常数的等式(方程)解之即可.

解 (1) 因为连续型随机变量的分布函数为连续函数, 则

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} (a + be^{-\frac{x^2}{2}}) = a = 1,$$

$$\lim_{x \rightarrow 0^+} F(x) = \lim_{x \rightarrow 0^+} (1 + be^{-\frac{x^2}{2}}) = 1 + b = 0 = F(0),$$

所以 $b = -1$;

(2) 随机变量 X 的密度函数

$$f(x) = F'(x) = \begin{cases} xe^{-\frac{x^2}{2}}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

18. 设随机变量 X 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} k - |x|, & -1 < x < 1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

求: (1) 常数 k ; (2) $P\{-0.5 < X \leq 0.5\}$; (3) 分布函数 $F(x)$.

分析 (1) 连续型随机变量 X 的密度函数 $f(x)$ 中的一个待定常数, 可由性质 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ 确定. (2) 求连续型随机变量 X 落在某一区间 $[a, b]$ 上的概率, 有两种方法: 一种是计算分布函数在区间 $[a, b]$ 上的增量, 即 $F(b) - F(a)$; 另一种是计算密度函数在区间 $[a, b]$ 上的积分, 即 $\int_a^b f(x)dx$. (3) 由于密度函数 $f(x)$ 是分段表示的, 所以求分布函数 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$ 时, 必须对 x 分区间进行讨论.

$$\text{解 (1) } \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{-1}^1 (k - |x|)dx = 2 \int_0^1 (k - x)dx = 2k - 1 = 1, \text{ 从而解得 } k = 1;$$

$$(2) P\{-0.5 < X \leq 0.5\} = \int_{-0.5}^{0.5} (1 - |x|)dx = 2 \int_0^{0.5} (1 - x)dx = 1 - x^2 \Big|_0^{0.5} = 0.75;$$

$$(3) F(x) = P\{X \leq x\} = \int_{-\infty}^x f(t)dt,$$

当 $x < -1$ 时,

$$F(x) = P\{X \leq x\} = \int_{-\infty}^x f(t)dt = 0;$$

当 $-1 \leq x < 0$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-1}^x f(t)dt = \int_{-1}^x (1 + t)dt = 0.5x^2 + x + 0.5;$$

当 $0 \leq x < 1$ 时,

$$F(x) = \int_{-1}^0 (1+t)dt + \int_0^x (1-t)dt = -0.5x^2 + x + 0.5;$$

当 $x \geq 1$ 时,

$$F(x) = \int_{-1}^0 (1+t)dt + \int_0^1 (1-t)dt = 1,$$

因此, 分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -1, \\ 0.5x^2 + x + 0.5, & -1 \leq x < 0, \\ -0.5x^2 + x + 0.5, & 0 \leq x < 1, \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

19. 设随机变量 X 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} A(9-x^2), & -3 \leq x \leq 3, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

求: (1) 常数 A ; (2) $P\{X < 0\}$, $P\{X > 2\}$, $P\{-1 < X < 1\}$; (3) 分布函数 $F(x)$.

$$\text{解 (1)} \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{-3}^3 A(9-x^2)dx = 2A \int_0^3 (9-x^2)dx = 36A = 1,$$

从而解得 $A = \frac{1}{36}$;

$$(2) \quad P\{X < 0\} = \int_{-3}^0 \frac{1}{36}(9-x^2)dx = 0.5,$$

$$P\{X > 2\} = \int_2^3 \frac{1}{36}(9-x^2)dx = \frac{2}{27},$$

$$P\{-1 < X < 1\} = 2 \int_0^1 \frac{1}{36}(9-x^2)dx = \frac{13}{27};$$

(3) 当 $x < -3$ 时, $F(x) = 0$;

当 $-3 \leq x < 3$ 时,

$$F(x) = \int_{-3}^x f(t)dt = \int_{-3}^x \frac{1}{36}(9-t^2)dt = \frac{1}{2} + \frac{1}{4}x - \frac{1}{108}x^3;$$

$$\text{当 } x \geq 3 \text{ 时, } F(x) = \int_{-3}^3 \frac{1}{36}(9-t^2)dt = 1,$$

因此, 分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < -3, \\ \frac{1}{2} + \frac{1}{4}x - \frac{1}{108}x^3, & -3 \leq x < 3, \\ 1, & x \geq 3. \end{cases}$$

20. 已知随机变量 X 的密度函数为 $f(x) = Ae^{-|x|}$, 试求: (1) 常数 A ; (2) X 的分布函数.

解(1) 因为 $\int_{-\infty}^{+\infty} Ae^{-|x|} dx = 2A \int_0^{+\infty} e^{-x} dx = -2Ae^{-x} \Big|_0^{+\infty} = 2A = 1$, 从而 $A = 0.5$;

(2) 当 $x < 0$ 时, $F(x) = P\{X \leq x\} = \int_{-\infty}^x 0.5e^t dt = 0.5e^x$;

当 $x \geq 0$ 时, $F(x) = \int_{-\infty}^0 0.5e^t dt + \int_0^x 0.5e^{-t} dt = 1 - 0.5e^{-x}$,

因此分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0.5e^x, & x < 0, \\ 1 - 0.5e^{-x}, & x \geq 0. \end{cases}$$

21. 某城市每天用电量不超过一百万 kWh, 以 X 表示每天的耗电率(即用电量除以百万 kWh), 它具有密度函数:

$$f(x) = \begin{cases} 12x(1-x)^2, & 0 \leq x \leq 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

若该城市每天供电量仅 80 万 kWh, 求供电量不够需要的概率. 若每天的供电量上升到 90 万 kWh, 每天供电量不足的概率是多少?

解 若该城市每天供电量仅 80 万 kWh, 则供电量不够需要的概率即为

$$P\{X > \frac{80}{100}\} = \int_{0.8}^1 12x(1-x)^2 dx = 12 \int_{0.8}^1 (x - 2x^2 + x^3) dx = \frac{17}{625},$$

若每天的供电量上升到 90 万 kWh. 时, 则每天供电量不足的概率为

$$P\{X > \frac{90}{100}\} = \int_{0.9}^1 12x(1-x)^2 dx = 0.0037.$$

22. 假设某种设备的使用寿命 X (年) 服从参数为 0.25 的指数分布. 制造这种设备的厂家规定, 若设备在一年内损坏, 则可以调换. 如果厂家每售出一台设备可赢利 100 元, 而设备一台设备厂家要花费 300 元, 求每台设备所获利润的分布律.

解 因为该设备的使用寿命 $X \sim E(0.25)$, 故 X 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} 0.25e^{-0.25x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

设事件 A 表示设备需调换, 则

$$P(A) = P\{X < 1\} = \int_0^1 0.25e^{-0.25t} dt = -e^{-0.25t} \Big|_0^1 = 1 - e^{-0.25},$$

令随机变量 Y 表示每台设备所获利润, 则 Y 的分布律为

Y	100	-200
P	$e^{-0.25}$	$1 - e^{-0.25}$

23. 设随机变量 X 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} A \sin x, & 0 \leq x \leq \pi, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

对 X 独立观察 4 次, 随机变量 Y 表示观察值大于 $\frac{\pi}{3}$ 的次数, 求: (1) 常数 A ; (2) Y 的分布律.

$$\text{解 (1) 由 } \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^{\pi} A \sin t dt + \int_{\pi}^{+\infty} 0 dx = -A \cos t \Big|_0^{\pi} = 2A = 1,$$

解得 $A = 0.5$;

(2) 设事件 A 表示观察值大于 $\frac{\pi}{3}$, 则

$$P(A) = P\{X > \frac{\pi}{3}\} = \int_{\frac{\pi}{3}}^{\pi} 0.5 \sin t dt = -0.5 \cos t \Big|_{\frac{\pi}{3}}^{\pi} = 0.75,$$

依题意, Y 服从二项分布 $B(4, 0.75)$.

24. 某仪器装有 3 个独立工作的同型号电子元件, 其寿命 X (单位:h) 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{100}{x^2}, & x > 100, \\ 0, & x \leq 100, \end{cases}$$

试求: (1) X 的分布函数; (2) 在最初的 150 小时内没有一个电子元件损坏的概率.

解 (1) 当 $x < 100$ 时, $F(x) = 0$,

当 $x \geq 100$ 时,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{100}^x \frac{100}{t^2} dt = 1 - \frac{100}{x},$$

因此分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \frac{100}{x}, & x \geq 100, \\ 0, & x < 100. \end{cases}$$

(2) 没有一个电子元件损坏的充要条件是每个元件都能正常工作, 而这里三个元件的工作是相互独立的, 因此, 若用 A 表示 “在最初的 150 小时内没有一个电子元件损坏”, 则

$$P(A) = [P\{X > 150\}]^3 = \left(\int_{150}^{+\infty} \frac{100}{x^2} dx \right)^3 = \left(\frac{2}{3} \right)^3 = \frac{8}{27},$$

25. 公共汽车站每隔 10 分钟有一辆汽车通过, 乘客到达汽车站的是等可能的, 求乘客候车时间不超过 3 分钟的概率.

解 设乘客的候车时间为 X , 则 $X \sim U[0, 10]$, 其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10}, & 0 \leq x \leq 10, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

因此乘客候车时间不超过 3 分钟的概率为

$$P\{X \leq 3\} = \int_0^3 f(x) dx = \int_0^3 \frac{1}{10} dx = 0.3.$$

26. 设 $X \sim N(1, 4)$, (1) 求 $P\{0 < X < 5\}$; (2) 求 $P\{|X| > 2\}$; (3) 设 c 满足 $P\{X > c\} \geq 0.95$, 问 c 至多为多少?

分析 服从正态分布的随机变量 X 落在某区间内的概率的计算, 通常是先将 X 标准化, 然后查标准正态分布表即可.

解 因为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 所以 $\frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$, 这里 $\mu = 1, \sigma = 2$, 故

$$\begin{aligned} (1) \quad P\{0 < X < 5\} &= P\left\{\frac{0-1}{2} < \frac{X-1}{2} < \frac{5-1}{2}\right\} = \Phi(2) - \Phi(-0.5) \\ &= \Phi(2) + \Phi(0.5) - 1 \stackrel{\text{查表得}}{=} 0.9772 + 0.6915 - 1 = 0.6687; \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (2) \quad P\{|X| > 2\} &= 1 - P\{|X| \leq 2\} = 1 - P\{-2 \leq X \leq 2\} \\ &= 1 - [\Phi(0.5) - \Phi(-1.5)] = 2 - \Phi(0.5) - \Phi(1.5) = 0.3753. \end{aligned}$$

$$(3) \quad \text{因为 } P\{X > c\} = 1 - P\{X \leq c\} = 1 - \Phi\left(\frac{c-1}{2}\right) \geq 0.95,$$

$$\text{即 } \Phi\left(\frac{1-c}{2}\right) = 0.95, \text{ 而 } \Phi(1.64) = 0.95, \text{ 则 } \frac{1-c}{2} = 1.64, \text{ 因此 } c = -2.2897.$$

27. 从南郊某地乘车前往北区火车站乘火车有二条线路可走, 第一条路线穿过市区, 路程较短, 但交通拥挤, 所需时间(单位:min)服从正态分布 $N(50, 100)$, 第二条路线沿环城公路走, 路程较长, 但意外阻塞少, 所需时间服从正态分布 $N(60, 16)$, (1) 假如有 70 min 可用, 应走哪一条路线? (2) 若只有 65 min 可用, 应走哪一条路线?

解 记行走时间为 t , 则 $t \sim N(50, 100)$, $t \sim N(60, 16)$.

(1) 走第一条路线能及时赶到的概率为

$$P\{t \leq 70\} = \Phi\left(\frac{70-50}{10}\right) = \Phi(2) = 0.9772,$$

走第二条路线能及时赶到的概率为

$$P\{t \leq 70\} = \Phi\left(\frac{70-60}{4}\right) = \Phi(2.5) = 0.9938,$$

因此, 若有 70 分钟可用, 应选第二条路线;

$$(2) \text{ 第一条: } P\{t \leq 65\} = \Phi\left(\frac{65-50}{10}\right) = \Phi(1.5) = 0.9332,$$

$$\text{第二条: } P\{t \leq 65\} = \Phi\left(\frac{65-60}{4}\right) = \Phi(1.25) = 0.8944,$$

因此, 若只有 65 分钟可用, 应选第一条路线.

28. 某地抽样调查结果表明, 考生的外语成绩(百分制)服从正态分布 $N(72, \sigma^2)$, 已知 96 分以上的占考生总数的 2.3%, 试求考生的外语成绩在 60 分至 84 分之间的概率.

解 设考生的英语成绩为 X , 则 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其中 $\mu = 72$, 由题意,

$$P\{X \geq 96\} = 1 - P\{X < 96\} = 1 - P\left\{\frac{X-72}{\sigma} < \frac{96-72}{\sigma}\right\} = 1 - \Phi\left(\frac{24}{\sigma}\right) = 0.023,$$

查表得 $\frac{24}{\sigma} = 2$, 从而 $\sigma = 12$, 故 $X \sim N(72, 12^2)$, 则

$$P\{60 \leq X \leq 84\} = P\left\{\frac{60-72}{12} \leq \frac{X-72}{12} \leq \frac{84-72}{12}\right\} = 2\Phi(1) - 1 \approx 0.6826.$$

29. 设某地区成人的身高(单位:cm)服从正态分布 $N(172, 64)$, 问公共汽车的车门的高度为多少时才能以 95% 的概率保证该地区的成人在乘车时不会碰到车门?

解 设该地区成人的身高为 X , 车门高度为 h , 本题为已知 $P\{X < h\} \geq 0.95$, 求 h .

因为 $X \sim N(172, 8^2)$, 由题设:

$$P\{X < h\} = P\left\{\frac{X-172}{8} < \frac{h-172}{8}\right\} = \Phi\left(\frac{h-172}{8}\right) \geq 0.95,$$

查表可知,

$$\Phi(1.65) = 0.9505 > 0.95,$$

于是, $\frac{h-172}{8} = 1.65$, 解得 $h = 185.1588$. 故取 $h = 186$, 即车门高度应定为 186 厘米,

男子与车门碰头的机会不超过 0.05.

30. 在电源电压(单位:V)不超过 200、在 200—240 和超过 240 三种情形下, 某种电子元件损坏的概率分别为 0.1, 0.001 和 0.2. 假设电源电压 X 服从正态分布 $N(220, 25^2)$, 试求: (1) 该电子元件损坏的概率; (2) 该电子元件损坏时, 电源电压在 200—240 的概率.

解 设事件 $A_1 = \{\text{电压不超过 200 伏}\}$, $A_2 = \{\text{电压不超过 200—240 伏}\}$, $A_3 = \{\text{电压超过 240 伏}\}$; $B = \{\text{电子元件损坏}\}$.

由条件知 $X \sim N(220, 25^2)$, 因此

$$P(A_1) = P\{X \leq 200\} = P\left\{\frac{X-220}{25} \leq \frac{200-220}{25}\right\} = 1 - \Phi(0.8) = 0.2119,$$

$$P(A_2) = P\{200 \leq X \leq 240\} = P\left\{-0.8 \leq \frac{X-220}{25} \leq 0.8\right\} = 2\Phi(0.8) - 1 = 0.5762,$$

$$P(A_3) = P\{X > 240\} = 1 - P\{X \leq 240\} = 1 - \Phi(0.8) = 0.2119.$$

(1) 由题设条件知

$$P(B | A_1) = 0.1, \quad P(B | A_2) = 0.001, \quad P(B | A_3) = 0.2,$$

于是由全概率公式得

$$P(B) = \sum_{i=1}^3 P(A_i)P(B | A_i) = 0.0641;$$

(2) 由贝叶斯公式得

$$P(A_2 | B) = \frac{P(A_2)P(B | A_2)}{P(B)} \approx 0.0090.$$

31. 设随机变量 X 的分布律为

X	-1	0	1	4
P	0.1	0.4	0.3	0.2

试求 $Y = X^2$ 的分布律.

分析 求离散型随机变量函数 $Y = g(X)$ 的分布律的步骤: 第一步, 求 Y 的所有可能值: $y_i = g(x_i)$, $i = 1, 2, 3, \dots$; 第二步, 求 Y 取每一个可能值 y_i 的概率 $P\{Y = y_i\} = P\{X = x_i\}$ ($i = 1, 2, 3, \dots$). 注意应将相同的 y_i 的值所对应的概率相加.

解 Y 的所有可能取值 0, 1, 16, 由

$$P\{Y = 0\} = P\{X^2 = 0\} = P\{X = 0\} = 0.4,$$

$$P\{Y = 1\} = P\{X = 1\} + P\{X = -1\} = 0.4,$$

$$P\{Y = 16\} = P\{X = 4\} = 0.2,$$

得 Y 的分布律为

Y	0	1	16
P	0.4	0.4	0.2

32. 设随机变量 X 服从 $U(-1, 2)$, 定义

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

试求随机变量 Y 的分布律.

解 因为 $X \sim U(-1, 2)$, 其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & -1 \leq x \leq 2, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

因此

$$P\{Y=1\}=P\{X\geq 0\}=\int_0^2 f(x)dx=\int_0^2 \frac{1}{3}dx=\frac{2}{3},$$

$$P\{Y=-1\}=P\{X<0\}=\int_{-1}^0 f(x)dx=\int_{-1}^0 \frac{1}{3}dx=\frac{1}{3},$$

所以 Y 的分布律为

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

33. 设随机变量 X 服从 $U(0,2)$, 试求随机变量 $Y=X^2$ 的密度函数.

分析 求连续型随机变量函数 $Y=X^2$ 的密度函数, 由于 $y=x^2$ 不是单调函数, 因此用分布函数法 (一般步骤见内容提要).

解 设 X, Y 的分布函数分别为 $F_X(x), F_Y(y)$, 由 $Y=X^2$ 可知,

当 $y < 0$ 时,

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

于是, Y 的密度函数 $f_Y(y) = F'_Y(y) = 0$;

当 $0 \leq y < 4$ 时,

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\} \\ &= P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y}), \end{aligned}$$

上式两边关于 y 求导, 注意到复合函数求导法则, 有

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= F'_Y(y) = F'_X(\sqrt{y}) \cdot (\sqrt{y})' - F'_X(-\sqrt{y}) \cdot (-\sqrt{y})' \\ &= \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X(\sqrt{y}) + \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X(-\sqrt{y}). \end{aligned}$$

因此, Y 的密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} [f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y})], & 0 \leq y < 4, \\ 0, & y < 0. \end{cases}$$

由于 $X \sim U(0,2)$, 其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 \leq x \leq 2, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

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

34. 设随机变量 X 的密度函数为

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

求随机变量 $Y = e^X$ 的密度函数.

分析 求连续型随机变量函数 $Y = e^X$ 的密度函数, 由于 $y = e^x$ 是单调函数, 因此用连续型随机变量的单调函数的分布密度的公式法 (一般步骤见内容提要), 使用时必须注意条件.

解 因为 $y = e^x$ 为严格单调增函数, 其反函数为 $x = h(y) = \ln y$, 又 $y = e^x$ 的值域为 $[1, +\infty)$, 由连续型随机变量函数的密度函数的公式,

当 $y > 1$ 时, 有

$$f_Y(y) = f_X(h(y)) \cdot |h'(y)| = f_X(\ln y) \cdot \frac{1}{y} = e^{-\ln y} \cdot \frac{1}{y} = \frac{1}{y^2},$$

因而 Y 的密度函数为

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

35. 假设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, 求下列随机变量 Y 的密度函数.

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

解 设 $F_Y(y)$, $f_Y(y)$ 分别为随机变量 Y 的分布函数和概率密度函数.

(1) 当 $y < 0$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{e^X \leq y\} = 0$,

当 $y \geq 0$ 时,

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{e^X \leq y\} = P\{X \leq \ln y\} \\ &= F_X(\ln y) = \Phi(\ln y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\ln y} e^{-\frac{x^2}{2}} dx, \end{aligned}$$

再由 $f_Y(y) = F'_Y(y)$, 利用变限积分求导, 得

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{y} \varphi(\ln y), & y > 0, \\ 0, & y \leq 0 \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{y\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln y)^2}{2}}, & y > 0, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases}$$

注 通常称上式中的 Y 服从对数正态分布, 它也是一种常用寿命分布.

(2) 当 $y < 1$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{2X^2 + 1 \leq y\} = 0$,

当 $y \geq 1$ 时,

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{2X^2 + 1 \leq y\} \\ &= P\left\{-\sqrt{\frac{y-1}{2}} \leq X \leq \sqrt{\frac{y-1}{2}}\right\} = 2\Phi\left(\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right) - 1, \end{aligned}$$

从而 $Y = 2X^2 + 1$ 的密度函数为

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2(y-1)}} \varphi\left(\sqrt{\frac{y-1}{2}}\right), & y > 1, \\ 0, & y \leq 1 \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{\pi(y-1)}} e^{-\frac{y-1}{4}}, & y > 1, \\ 0, & y \leq 1. \end{cases}$$

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

当 $y \geq 0$ 时,

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{|X| \leq y\} = P\{-y \leq X \leq y\} = 2\Phi(y) - 1,$$

从而 $Y = |X|$ 的密度函数为

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

36. 设随机变量 X 的密度函数为

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

求随机变量 $Y = \ln X$ 的密度函数.

解 因为 $y = \ln x$ 为严格单调增函数, 其反函数为 $x = h(y) = e^y$, 又 $y = \ln x$ 在区间 $(0, 1)$ 上的值域为 $(-\infty, 0)$, 由连续型随机变量函数的密度函数的公式,

当 $y < 0$ 时,

$$f_Y(y) = f_X(h(y)) \cdot |h'(y)| = f_X(e^y) \cdot e^y = 2e^y \cdot e^y = 2e^{2y},$$

因而 Y 的密度函数为

$$f_Y(y) = \begin{cases} 2e^{2y}, & y < 0, \\ 0, & y \geq 0. \end{cases}$$

37. 设随机变量 X 服从参数为 2 的指数分布, 证明 $Y = e^{-2X}$ 服从 $U(0,1)$.

证法 1 因为 $X \sim E(2)$, 所以 X 的密度函数为

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

当 $y < 0$ 时, $F_Y(y) = 0$;

当 $0 \leq y < 1$ 时,

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{e^{-2X} \leq y\} = P\{X \geq -\frac{1}{2} \ln y\} \\ &= 1 - P\{X < -\frac{1}{2} \ln y\} = 1 - \int_0^{-\frac{1}{2} \ln y} 2e^{-2x} dx, \end{aligned}$$

利用变限积分求导, 得

$$F'_Y(y) = 2e^{\ln y} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{y} = 1,$$

当 $y \geq 1$ 时,

$$F_Y(y) = P\{e^{-2X} \leq y\} = 1,$$

于是

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

即 Y 服从 $(0,1)$ 上的均匀分布.

证法 2 因为 $Y = e^{-2X}$ 为严格单调减函数, 其反函数为 $x = h(y) = -\frac{1}{2} \ln y$, 又 $y = e^{-2x}$ 的值域为 $(0,1)$, 由连续型随机变量函数的密度函数的公式,

当 $0 < y < 1$ 时,

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= f_X(h(y)) \cdot |h'(y)| \\ &= f_X\left(-\frac{1}{2} \ln y\right) \cdot \left| \left(-\frac{1}{2}\right) \cdot \frac{1}{y} \right| = 2e^{\ln y} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{y} = 1, \end{aligned}$$

因而

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

即 Y 服从 $(0,1)$ 上的均匀分布.