

## 第4.2节 方 差

- 一、随机变量方差的概念及性质
- 二、重要概率分布的方差
- 三、例题讲解
- 四、矩的概念
- 五、小结

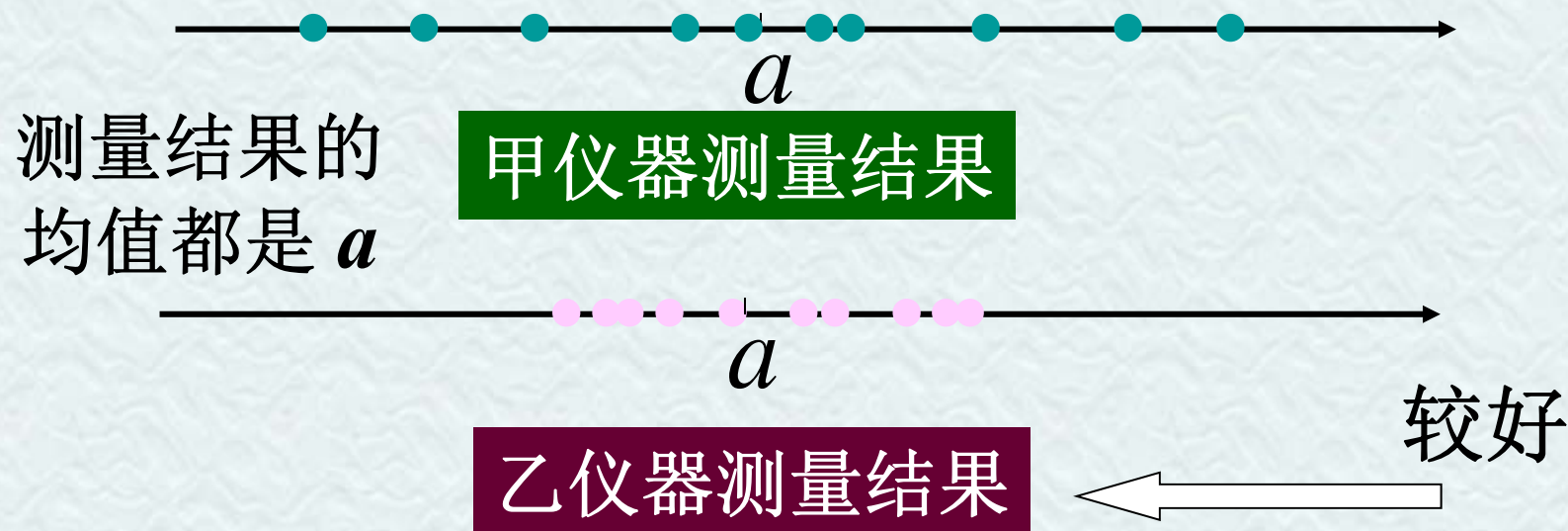


上一节我们介绍了随机变量的数学期望，它体现了随机变量取值的平均水平，是随机变量的一个重要的数字特征.

但是在一些场合，仅仅知道平均值是不够的.



例如，某零件的真实长度为 $a$ ，现用甲、乙两台仪器各测量10次，将测量结果 $X$ 用坐标上的点表示如图：



若让你就上述结果评价一下两台仪器的优劣，你认为哪台仪器好一些呢？

因为乙仪器的测量结果集中在均值附近





又如,甲、乙两门炮同时向一目标射击10发炮弹, 其落点距目标的位置如图:



甲炮射击结果



乙炮射击结果

乙炮

你认为哪门炮射击效果好一些呢?

因为乙炮的弹着点较集中在中心附近.



由此可见,研究随机变量与其均值的偏离程度是十分必要的.那么,用怎样的量去度量这个偏离程度呢?容易看到

$$E\{|X - E(X)|\}$$

能度量随机变量与其均值 $E(X)$ 的偏离程度.但由于上式带有绝对值,运算不方便,通常用量

$$E\{[X - E(X)]^2\}$$

来度量随机变量 $X$ 与其均值 $E(X)$ 的偏离程度.

这个数字特征就是我们这一讲要介绍的

方差



# 一、随机变量方差的概念及性质

## 1. 方差的定义 (定义3.3)

设 $X$ 是一个随机变量,若 $E\{[X - E(X)]^2\}$ 存在,则称 $E\{[X - E(X)]^2\}$ 为 $X$ 的方差,记为 $D(X)$ 或 $\sigma^2(X)$ ,即

$$D(X) = \sigma^2(X) = E\{[X - E(X)]^2\}.$$

称 $\sqrt{D(X)}$ 为标准差或均方差,记为 $\sigma(X)$ .





## 2. 方差的意义

方差是一个常用来体现随机变量 $X$ 取值分散程度的量.如果 $D(X)$ 值大,表示 $X$ 取值分散程度大, $E(X)$ 的代表性差;而如果 $D(X)$ 值小,则表示 $X$ 的取值比较集中,以 $E(X)$ 作为随机变量的代表性好.



方差刻画了随机变量的取值对于其数学期望的偏离程度。

若 $X$ 的取值比较集中，则方差 $D(X)$ 较小；

若 $X$ 的取值比较分散，则方差 $D(X)$ 较大。

因此， $D(X)$ 是刻画 $X$ 取值分散程度的一个量，它是衡量 $X$ 取值分散程度的一个尺度。





### 3. 随机变量方差的计算

#### (1) 利用定义计算

离散型随机变量的方差

$$D(X) = \sum_{k=1}^{\infty} [x_k - E(X)]^2 p_k,$$

其中  $P\{X = x_k\} = p_k, k = 1, 2, \dots$  是  $X$  的分布律.

连续型随机变量的方差

$$D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} [x - E(X)]^2 f(x) dx,$$

其中  $f(x)$  为  $X$  的概率密度.



## (2) 利用公式计算

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2.$$

证明

$$\begin{aligned} D(X) &= E\{[X - E(X)]^2\} \\ &= E\{X^2 - 2XE(X) + [E(X)]^2\} \\ &= E(X^2) - 2E(X)E(X) + [E(X)]^2 \\ &= E(X^2) - [E(X)]^2 \\ &= E(X^2) - E^2(X). \end{aligned}$$



## 4. 方差的性质

(1) 设  $C$  是常数, 则有  $D(C) = 0$ .

证明  $D(C) = E(C^2) - [E(C)]^2 = C^2 - C^2 = 0$ .

(2) 设  $X$  是一个随机变量,  $C$  是常数, 则有

$$D(CX) = C^2 D(X).$$

证明  $D(CX) = E\{[CX - E(CX)]^2\}$

$$= C^2 E\{[X - E(X)]^2\}$$

$$= C^2 D(X).$$





(3) 设  $X, Y$  相互独立,  $D(X), D(Y)$  存在, 则

$$D(X \pm Y) = D(X) + D(Y).$$

证明

$$\begin{aligned} D(X \pm Y) &= E\{[(X \pm Y) - E(X \pm Y)]^2\} \\ &= E\{[X - E(X)] \pm [Y - E(Y)]\}^2 \\ &= E[X - E(X)]^2 + E[Y - E(Y)]^2 \\ &\quad \pm 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} \\ &= D(X) + D(Y). \end{aligned}$$



推广 若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立, 则有

$$\begin{aligned} & D(a_1 X_1 \pm a_2 X_2 \pm \dots \pm a_n X_n) \\ &= a_1^2 D(X_1) + a_2^2 D(X_2) + \dots + a_n^2 D(X_n). \end{aligned}$$

(4)  $D(X) = 0$  的充要条件是  $X$  以概率 1 取常数  $C$ , 即  $P\{X = C\} = 1$ .

(5) 若  $C \neq E(X)$ , 则  $D(X) < E(X - C)^2$



## 二、重要概率分布的方差

### 1. 两点分布

已知随机变量  $X$  的分布律为

$X$	1	0
$p$	$p$	$1-p$

则有  $E(X) = 1 \cdot p + 0 \cdot q = p$ ,

$$\begin{aligned} D(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 \\ &= 1^2 \cdot p + 0^2 \cdot (1-p) - p^2 = pq \end{aligned}$$





## 2. 二项分布

设随机变量  $X$  服从参数为  $n, p$  二项分布, 其分布律为

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

则有

$$0 < p < 1.$$

$$EX = \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$



$$= \sum_{k=0}^n \frac{kn!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^n \frac{np(n-1)!}{(k-1)![(n-1)-(k-1)]!} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)}$$

$$= np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)![(n-1)-(k-1)]!} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)}$$

$$= np[p + (1-p)]^{n-1}$$

$$= np.$$



$$D(X) = E(X^2) - [E(x)]^2$$

$$E(X^2) = E[X(X-1) + X]$$

$$= E[X(X-1)] + E(X)$$

$$= \sum_{k=0}^n k(k-1)C_n^k p^k (1-p)^{n-k} + np$$

$$= \sum_{k=0}^n \frac{k(k-1)n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} + np$$





$$= n(n-1)p^2 \sum_{k=2}^n \frac{(n-2)!}{(n-k)!(k-2)!} p^{k-2} (1-p)^{(n-2)-(k-2)} + np$$

$$= n(n-1)p^2 [p + (1-p)]^{n-2} + np$$

$$= (n^2 - n)p^2 + np.$$

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$= (n^2 - n)p^2 + np - (np)^2$$

$$= np(1-p).$$



### 3. 泊松分布

设  $X \sim P(\lambda)$ , 且分布律为

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

则有

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \cdot \lambda \\ &= \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda. \end{aligned}$$



$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$E(X^2) = E[X(X-1) + X] = E[X(X-1)] + E(X)$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1) \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} + \lambda$$

$$= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + \lambda = \lambda^2 e^{-\lambda} e^{\lambda} + \lambda = \lambda^2 + \lambda.$$

所以  $D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda.$

泊松分布的期望和方差都等于参数  $\lambda$ .





## 4. 均匀分布

设  $X \sim U(a, b)$ , 其概率密度为

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

$$\begin{aligned} \text{则有 } E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = \int_a^b \frac{1}{b-a} x dx \\ &= \frac{1}{2}(a+b). \end{aligned}$$



**结论** 均匀分布的数学期望位于区间的中点.

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$= \int_a^b x^2 \frac{1}{b-a} dx - \left( \frac{a+b}{2} \right)^2$$

$$= \frac{(b-a)^2}{12}.$$



## 5. 指数分布

设随机变量  $X$  服从指数分布, 其概率密度为

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

则有

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_0^{\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= 1/\lambda. \end{aligned}$$





$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$= \int_0^{\infty} x^2 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx - 1/\lambda^2$$

$$= 2/\lambda^2 - 1/\lambda^2$$

$$= \frac{1}{\lambda^2}$$

指数分布的期望和方差分别为  $1/\lambda$  和  $1/\lambda^2$ .



## 6. 正态分布

设  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 其概率密度为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad \sigma > 0, \quad -\infty < x < \infty.$$

则有  $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$\text{令 } \frac{x-\mu}{\sigma} = t \Rightarrow x = \mu + \sigma t,$$



所以 
$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (\mu + \sigma t) e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= \mu \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} t e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= \mu.$$





$$D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

令  $\frac{x - \mu}{\sigma} = t$ , 得

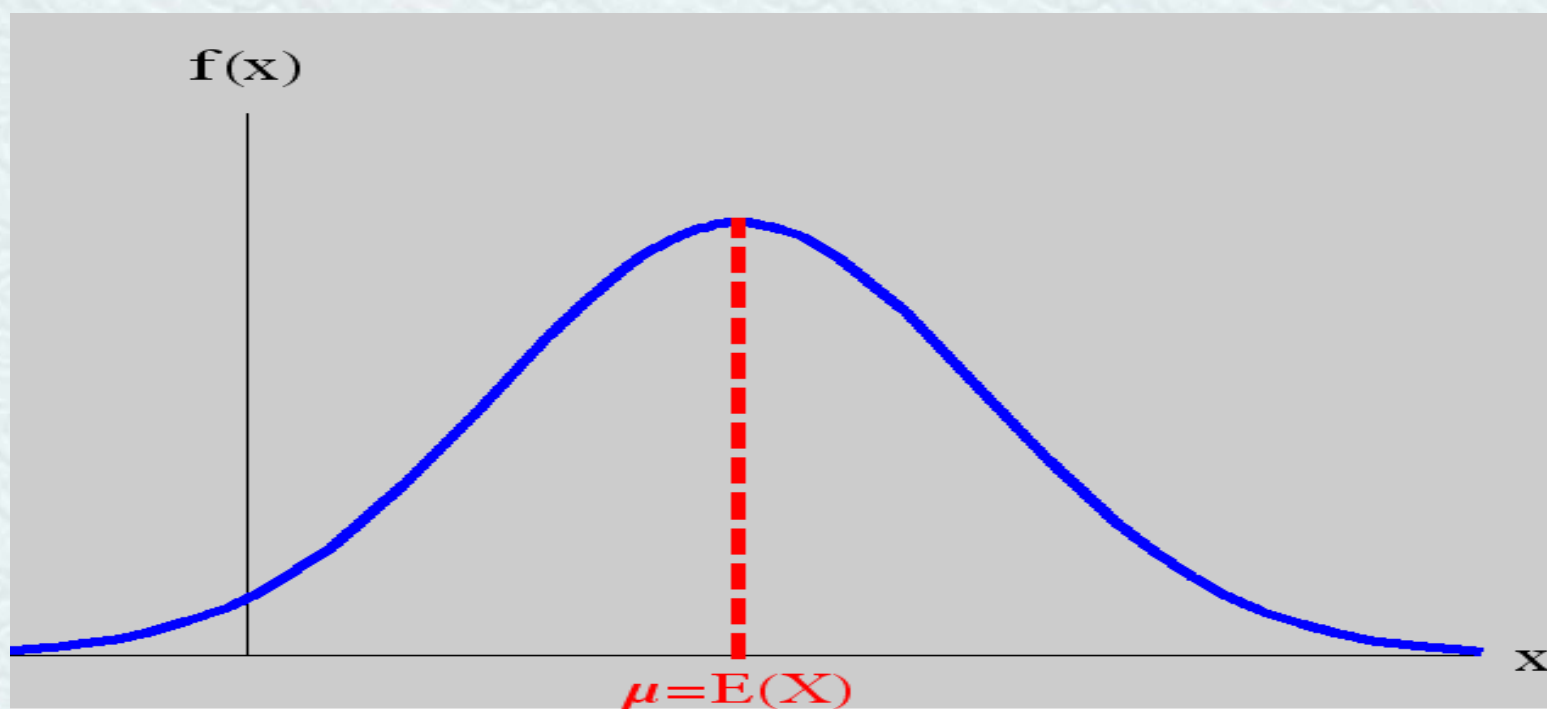
$$D(X) = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} t^2 e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \left( -te^{-\frac{t^2}{2}} \Big|_{-\infty}^{\infty} + \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right)$$

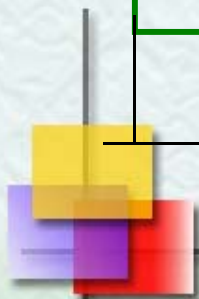


$$= 0 + \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \sqrt{2\pi} = \sigma^2.$$

正态分布的期望和方差分别为两个参数  $\mu$  和  $\sigma^2$ .

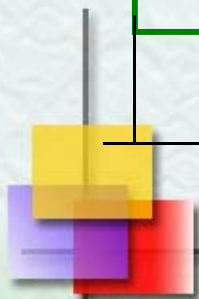


分 布	参 数	数学期望	方差
两点分布	$0 < p < 1$	$p$	$p(1 - p)$
二项分布	$n \geq 1,$ $0 < p < 1$	$np$	$np(1 - p)$
泊松分布	$\lambda > 0$	$\lambda$	$\lambda$
几何分布	$0 < p < 1$	$1 / p$	$(1 - p) / p^2$
均匀分布	$a < b$	$a + b / 2$	$(b - a)^2 / 12$
指数分布	$\lambda > 0$	$1 / \lambda$	$1 / \lambda^2$
正态分布	$\mu, \sigma > 0$	$\mu$	$\sigma^2$





分 布	参 数	数学期望	方差
Gamma分布	$\alpha, \beta > 0$	$\alpha / \beta$	$\alpha / \beta^2$



## 三、例题讲解

例1 设随机变量  $X$  具有概率密度

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

求  $D(X)$ .

解 
$$E(X) = \int_{-1}^0 x(1+x)dx + \int_0^1 x(1-x)dx$$
$$= 0,$$



$$E(X^2) = \int_{-1}^0 x^2(1+x)dx + \int_0^1 x^2(1-x)dx$$

$$= \frac{1}{6},$$

于是

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$= \frac{1}{6} - 0^2 = \frac{1}{6}.$$





## 四、矩的概念

**定义3.4** 设  $X$  是随机变量,若  $E(X^k)$ ,  $k = 1, 2, \dots$  存在,称它为  $X$  的  $k$  阶原点矩,简称  $k$  阶矩.

记为  $\alpha_k = E(X^k)$

显然,当  $k = 1$  时  $\alpha_1 = E(X)$  就是  $X$  的数学期望.

**定义3.5** 若  $E\{[X - E(X)]^k\}$ ,  $k = 2, 3, \dots$  存在,称它为  $X$  的  $k$  阶中心矩.记为

$$\mu_k = E(X - E(X))^k$$

显然  $\mu_2 = D(X)$ .



## 2. 说明

(1) 以上数字特征都是随机变量函数的数学期望；  
 $k$ 阶原点矩和  $k$ 阶中心矩可以互相唯一表示。

(2) 随机变量  $X$  的数学期望  $E(X)$  是  $X$  的一阶原点矩, 方差为二阶中心矩；

(3) 在实际应用中, 高于 4 阶的矩很少使用。

三阶中心矩  $E\{[X - E(X)]^3\}$  主要用来衡量随机变量的分布是否有偏。

四阶中心矩  $E\{[X - E(X)]^4\}$  主要用来衡量随机变量的分布在均值附近的陡峭程度如何。



## 五、小结

1. 方差是一个常用来体现随机变量 $X$ 取值分散程度的量. 如果 $D(X)$ 值大,表示 $X$ 取值分散程度大, $E(X)$ 的代表性差;而如果 $D(X)$ 值小,则表示 $X$ 的取值比较集中,以 $E(X)$ 作为随机变量的代表性好.

2. 方差的计算公式

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2,$$

$$D(X) = \sum_{k=1}^{\infty} [x_k - E(X)]^2 p_k,$$

$$D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} [x - E(X)]^2 p(x) dx.$$





### 3. 方差的性质

$$\begin{cases} 1^0 D(C) = 0; \\ 2^0 D(CX) = C^2 D(X); \\ 3^0 D(X \pm Y) = D(X) + D(Y). \end{cases}$$

### 4. 契比雪夫不等式

$$P\{|X - \mu| \geq \varepsilon\} \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2} \Leftrightarrow P\{|X - \mu| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}.$$

### 5. 矩是随机变量的数字特征.

随机变量  $X$  的数学期望  $E(X)$  是  $X$  的一阶原点矩;  
方差为二阶中心矩.



# 备份题

例1 已知  $E(X) = 3$ ,  $D(X) = 5$ , 求  $E(X + 2)^2$ .

解

$$\begin{aligned} E(X + 2)^2 &= E(X^2 + 4X + 4) \\ &= E(X^2 + 4X + 4) = E(X^2) + 4E(X) + 4 \\ &= DX + (EX)^2 + 4EX + 4 \\ &= 5 + 3^2 + 4 \times 3 + 4 = 30. \end{aligned}$$

所以  $E(X + 2)^2 = 30$ .



**例2** 设随机量  $X$  的概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} ax, & 0 < x < 2, \\ cx + b, & 2 \leq x < 4, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

且已知  $E(X) = 3$ ,  $P\{1 < X < 3\} = \frac{4}{3}$ , 求:

- (1)  $a, b, c$  的值;
- (2) 随机变量  $Y = e^X$  的数学期望与方差.

**解** (1) 因为  $\int_{-\infty}^{\infty} p(x) dx = 1$ ,





$$\text{所以 } 1 = \int_0^2 ax \, dx + \int_2^4 cx + b \, dx = 2a + 6c + 2b,$$

$$E(X) = 2,$$

$$\Rightarrow E(X) = \int_0^2 x \cdot ax \, dx + \int_2^4 x \cdot (cx + b) \, dx$$

$$= \frac{8}{3}a + \frac{56}{3}c + b = 2,$$

$$P\{1 < X < 3\} = \frac{3}{4},$$

$$\Rightarrow \int_1^2 ax \, dx + \int_2^3 (cx + b) \, dx = \frac{3}{2}a + \frac{5}{2}c + b = \frac{3}{4},$$



因此有

$$\begin{cases} 2a + 2b + 6c = 1, \\ \frac{8a}{3} + \frac{56c}{3} + b = 2, \\ \frac{3a}{2} + b + \frac{5c}{2} = \frac{3}{4}. \end{cases}$$

解之得  $a = \frac{1}{4}, b = 1, c = -\frac{1}{4}.$



$$\begin{aligned}(2) E(e^X) &= \int_0^2 e^x \cdot \frac{1}{4} x dx + \int_2^4 e^x \cdot \left(-\frac{1}{4}x + 1\right) dx \\ &= \frac{1}{4}(e^2 - 1)^2,\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}E(e^{2X}) &= \int_0^2 e^{2x} \cdot \frac{1}{4} x dx + \int_2^4 e^{2x} \cdot \left(-\frac{1}{4}x + 1\right) dx \\ &= \frac{1}{16}(e^4 - 1)^2,\end{aligned}$$

得  $D(e^X) = E(e^{2X}) - (Ee^X)^2$

$$= \frac{1}{16}(e^4 - 1)^2 - \left[\frac{1}{4}(e^2 - 1)^2\right]^2 = \frac{1}{4}e^2(e^2 - 1)^2.$$





例3 设随机变量  $X$  的分布密度为

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

其中  $n$  为正整数, 试证

$$P\{0 < X < 2(n+1)\} \geq \frac{n}{n+1}.$$

证明 因为  $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx = \frac{1}{n!} \int_0^{\infty} x \cdot x^n e^{-x} dx$

$$= n+1,$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 p(x) dx = \frac{1}{n!} \int_0^{\infty} x^2 \cdot x^n e^{-x} dx$$



$$\frac{1}{n!} \int_0^{\infty} x^2 \cdot x^n e^{-x} dx = (n+2)(n+1),$$

所以  $D(X) = E(X^2) - (EX)^2$   
 $= (n+2)(n+1) - (n+1)^2 = n+1.$

又因为  $P\{0 < X < 2(n+1)\}$   
 $= P\{-(n+1) < X - (n+1) < n+1\}$   
 $= P\{|X - (n+1)| < n+1\}$



$$\begin{aligned}
 &= P\{|X - E(X)| < n + 1\} \\
 &= 1 - P\{|X - E(X)| \geq (n + 1)\} \geq 1 - \frac{D(X)}{(n + 1)^2} \\
 &= 1 - \frac{n + 1}{(n + 1)^2} = \frac{n}{n + 1}.
 \end{aligned}$$

故得

$$P\{0 < X < 2(n + 1)\} \geq \frac{n}{n + 1}.$$





**例5** 设活塞的直径 (以cm计)  $X \sim N(22.40, 0.03^2)$ ,  
气缸的直径  $Y \sim N(22.50, 0.04^2)$ ,  $X, Y$  相互独立.  
任取一只活塞, 任取一只气缸, 求活塞能装入气缸  
的概率.

**解** 因为  $X \sim N(22.40, 0.03^2)$ ,  $Y \sim N(22.50, 0.04^2)$ ,

所以  $X - Y \sim N(-0.10, 0.0025)$ ,

故有  $P\{X < Y\} = P\{X - Y < 0\}$

$$= P\left\{\frac{(X - Y) - (-0.10)}{\sqrt{0.0025}} < \frac{0 - (-0.10)}{\sqrt{0.0025}}\right\} = \Phi(2) = 0.9772.$$



例6 设连续型随机变量  $X$  的概率密度为

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

求随机变量  $Y = X^2$  的方差  $D(Y)$ .

解  $E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 p(x) dx$

$$= \int_0^{\frac{\pi}{2}} x^2 \cos x dx = \frac{\pi^2}{4} - 2,$$

$$E(X^4) = \int_{-\infty}^{\infty} x^4 p(x) dx = \int_0^{\frac{\pi}{2}} x^4 \cos x dx$$



$$= \frac{\pi^4}{16} - 3\pi^2 + 24,$$

因为  $D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$ ,

所以  $D(X^2) = E(X^4) - [E(X^2)]^2$

$$= \frac{\pi^4}{16} - 3\pi^2 + 24 - \left( \frac{\pi^2}{4} - 2 \right)^2$$

$$= 20 - 2\pi^2.$$

