



## 第四章 随机变量的数字特征

### 学习目标

理解随机变量的数学期望及方差的概念，

掌握随机变量及其函数的数学期望及方差的求法



引例：某7人的高数成绩为90，85，85，80，80，  
75，60，则他们的平均成绩为

$$\frac{90 + 85 \times 2 + 80 \times 2 + 75 + 60}{7}$$
$$= 90 \times \frac{1}{7} + 85 \times \frac{2}{7} + 80 \times \frac{2}{7} + 75 \times \frac{1}{7} + 60 \times \frac{1}{7}$$
$$\approx 79.3$$

表示以频率为权重的加权平均.



## 第一节 数学期望

### 离散型随机变量

设离散型随机变量的概率分布为

$$P(X = x_k) = p_k \quad k = 1, 2, \dots$$

若级数  $\sum_k p_k x_k$  绝对收敛，则称此级数为

随机变量  $X$  的数学期望，记作  $E(X)$ ，即

$$E(X) = p_1 x_1 + p_2 x_2 + \dots + p_k x_k + \dots = \sum_k p_k x_k$$



例1 已知随机变量X的分布律:

<b>X</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b>P</b>	<b>1/4</b>	<b>1/2</b>	<b>1/4</b>

求数学期望 $E(X)$  .

解 
$$E(X) = 4 \times \frac{1}{4} + 5 \times \frac{1}{2} + 6 \times \frac{1}{4} = 5$$



## 连续型随机变量

设连续型随机变量 $X$ 的概率密度为  $f(x)$ , 则

若广义积分  $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$  绝对收敛, 则称此积分为

$X$ 的数学期望

即

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



例2 已知随机变量X的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\sqrt{1-x^2}}, & |x| < 1 \\ 0, & |x| \geq 1 \end{cases}$$

求其数学期望.

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

$$= \int_{-\infty}^{-1} x \cdot 0 \cdot dx + \int_{-1}^1 x \frac{1}{\pi\sqrt{1-x^2}} dx + \int_1^{+\infty} x \cdot 0 \cdot dx$$

$$= 0$$



$E(X)$ 的意义 反映了随机变量 $X$ 取值的“概率平均”,是 $X$ 的可能值以其相应概率的平均.

试验次数较大时,  $X$ 的观测值的算术平均值  
在 $E(X)$ 附近摆动

$\bar{x}$

$$\bar{x} \approx E(X)$$

因此, 数学期望又可以称为期望值, 均值.



$(X, Y)$  为二维离散型随机变量

$$E(X) = \sum_i x_i P\{X = x_i\} = \sum_i x_i p_{i.} = \sum_i \sum_j x_i p_{ij}$$

$$E(Y) = \sum_j y_j P\{Y = y_j\} = \sum_j y_j p_{.j} = \sum_j \sum_i y_j p_{ij}$$

$(X, Y)$  为二维连续型随机变量

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x, y) dx dy,$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} y f(x, y) dx dy$$



例3 设  $(X, Y)$  的联合密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} kxy & , x \in [0, 1], y \in [1, 3] \\ 0 & , \text{其它} \end{cases}$$

(1) 求  $k$ ;

(2) 求  $X$  和  $Y$  的边缘密度;

(3) 求  $E(X)$ ,  $E(Y)$ .



解 (1) 由 
$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$$

得 
$$k \int_1^3 y dy \cdot \int_0^1 x dx = k \cdot 4 \cdot \frac{1}{2} = 2k = 1$$

所以 
$$k = \frac{1}{2}$$

(2)  $x \in [0, 1]$  时

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \frac{1}{2} \int_1^3 xy dy = 2x$$

所以 
$$f_X(x) = \begin{cases} 2x & , x \in [0, 1] \\ 0 & , \text{其它} \end{cases}$$



$y \in [1, 3]$  时

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \frac{1}{2} \int_0^1 xy dx = \frac{1}{4} y$$

$$f_y(y) = \begin{cases} \frac{y}{4} & , y \in [1, 3] \\ 0 & , \text{其它} \end{cases}$$

(3)

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 x \cdot 2x dx = \frac{2}{3}$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy = \int_1^3 y \cdot \frac{y}{4} dy = \frac{13}{6}$$



(3) 另解

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y) dx dy$$

$$= \int_0^1 dx \int_1^3 x \cdot \frac{1}{2} xy dy$$

$$= \int_0^1 x \cdot 2x dx = \frac{2}{3}$$

注 无需求

边缘分布密度函数

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y) dx dy$$

$$= \int_1^3 dy \int_0^1 y \cdot \frac{1}{2} xy dx = \int_1^3 y \cdot \frac{y}{4} dy = \frac{13}{6}$$



设  $Y = g(X)$  是随机变量  $X$  的函数,

离散型  $P\{X = x_k\} = p_k, k = 1, 2, \dots$

$$E(Y) = E[g(X)] = \sum_{k=1}^{\infty} g(x_k) p_k$$

连续型 概率密度为  $f(x)$

$$E(Y) = E[g(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$$



设  $Z = g(X, Y)$  是随机变量  $X, Y$  的函数,

离散型  $P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij}, i, j = 1, 2, \dots$

$$E[g(X, Y)] = \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) p_{ij}$$

连续型 联合概率密度为  $f(x, y)$

$$E[g(X, Y)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy$$

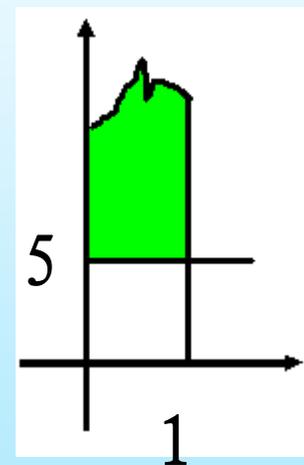


例4 设相互独立的随机变量X, Y的密度函数分别为

$$f_1(x) = \begin{cases} 2x, & (0 \leq x \leq 1) \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad f_2(y) = \begin{cases} e^{-(y-5)}, & (y \geq 5) \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

求E(XY) .

$$\begin{aligned} \text{解 } E(XY) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf_1(x)f_2(y)dxdy \\ &= \int_0^1 dx \int_5^{+\infty} xy \cdot 2x \cdot e^{-(y-5)} dy \\ &= \int_0^1 2x^2 dx \cdot \int_5^{+\infty} ye^{-(y-5)} dy = 4 \end{aligned}$$





## 数学期望的性质

(1)  $E(C) = C$ , 其中  $C$  为任意常数;

(2)  $E(CX) = CE(X)$ ;

(3)  $E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$ ;

(4) 若随机变量  $X, Y$  之间相互独立, 则  
 $E(XY) = E(X)E(Y)$ .



## 特殊分布的数学期望

0-1分布 设 $X$ 服从0-1分布，其概率分布为

<b>X</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>P</b>	<b>1-p</b>	<b>p</b>

则

$$E(X) = \mathbf{0} \times (\mathbf{1} - p) + \mathbf{1} \times p = p$$



二项分布 设 $X$ 服从二项分布, 其概率分布为

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

二项分布可表示为  $n$  个  $0 - 1$  分布的和  $X = \sum_{i=1}^n X_i$

其中  $X_i = \begin{cases} 0, & A \text{ 在第 } i \text{ 次试验中不发生} \\ 1, & A \text{ 在第 } i \text{ 次试验中发生} \end{cases}$

则

$$E(X) = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = np$$



泊松分布 设 $X$ 服从泊松分布，其概率分布为

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} \quad (k-1=t)$$

$$= \lambda e^{-\lambda} \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\lambda^t}{t!} = \lambda e^{-\lambda} e^{\lambda} = \lambda$$



均匀分布 设其概率密度函数为

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

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_a^b \frac{x}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}$$



正态分布 设其概率密度函数为

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

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



指数分布 设其概率密度函数为

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

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{+\infty} x\lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$= -xe^{-\lambda x} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx = -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \Big|_0^{+\infty}$$

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



## 第二节 方差

设有两种球形产品，其直径的取值规律如下：

<b><math>X_1</math></b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>		
<b>P</b>	<b>1/4</b>	<b>1/2</b>	<b>1/4</b>		<b><math>E(X_1)=5</math></b>
<b><math>X_2</math></b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>5</b>	<b>7</b>	<b>8</b>
<b>P</b>	<b>1/8</b>	<b>1/8</b>	<b>1/2</b>	<b>1/8</b>	<b>1/8</b>

**$E(X_2)=5$**

两种产品的直径均值是相同的，但产品2的偏差大，如果需要使用直径为5的产品，则产品1较产品2理想。



设  $X$  是一随机变量，如果  $E[X - E(X)]^2$  存在，则称为  $X$  的方差，记作  $D(X)$  或  $Var(X)$

即

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

标准差

$$\sigma(X) = \sqrt{D(X)}$$

$\sigma$  与  $X$  有相同的量纲



由方差的定义和数学期望的性质，可以得到

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



## 方差的性质

(1)  $D(C) = 0$ , 其中  $C$  为任意常数;

(2)  $D(aX) = a^2 D(X)$ , 其中  $a$  为任意常数;

(3) 若随机变量  $X, Y$  相互独立, 则

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



例1 设有两种球形产品，其直径的取值规律如下：

$X_1$	4	5	6	$X_2$	2	3	5	7	8
P	1/4	1/2	1/4	P	1/8	1/8	1/2	1/8	1/8

求 $D(X_1)$ ,  $D(X_2)$  .

解  $E(X_1)=5$

$E(X_2)=5$

$$D(X_1) = (4-5)^2 \times \frac{1}{4} + (5-5)^2 \times \frac{1}{2} + (6-5)^2 \times \frac{1}{4} = 0.5$$

$$D(X_2) = (2-5)^2 \times \frac{1}{8} + (3-5)^2 \times \frac{1}{8} + (5-5)^2 \times \frac{1}{2} \\ + (7-5)^2 \times \frac{1}{8} + (8-5)^2 \times \frac{1}{8} = 3.25$$



## 特殊分布的方差

### 0-1分布

<b>X</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>P</b>	<b>1-p</b>	<b>p</b>

$$E(X) = p$$

$$E(X^2) = 1^2 \cdot p + 0^2 \cdot (1-p) = p$$

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

其中  $q = 1 - p$



## 二项分布

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

$$E(X) = np$$

$$E(X^2) = n(n-1)p^2 + np$$

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = np(1-p) = npq$$

其中  $q = 1 - p$



## 泊松分布

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

$$E(X) = \lambda$$

$$E(X^2) = \lambda^2 + \lambda$$

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



## 均匀分布

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

$$E(X) = \frac{1}{2}(a+b)$$

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

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{1}{12}(b-a)^2$$



正态分布  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$   $E(X) = \mu$

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

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

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

$$= \sigma^2$$



指数分布

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \quad E(X) = \frac{1}{\lambda}$$

$$E(X^2) = \int_0^{+\infty} x^2 \lambda e^{-\lambda x} dx = -x^2 e^{-\lambda x} \Big|_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} 2x e^{-\lambda x} dx$$

$$= -\frac{2}{\lambda} \left[ x e^{-\lambda x} \Big|_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x} dx \right] = \frac{2}{\lambda^2} \left[ e^{-\lambda x} \Big|_0^{+\infty} \right] = \frac{2}{\lambda^2}$$

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$$



例2 设随机变量 $X$ 服从参数为1的指数分布, 求

$$E(X + e^{-2X})$$

解  $X$ 的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & (x \geq 0) \\ 0, & (x < 0) \end{cases} \quad E(X) = 1$$

所以  $E(X + e^{-2X}) = E(X) + E(e^{-2X})$

$$E(e^{-2X}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-2x} f(x) dx = \int_0^{+\infty} e^{-3x} dx = \frac{1}{3}$$

所以  $E(X + e^{-2X}) = \frac{4}{3}$