# 概率论与数理统计

# 第二节 方 差

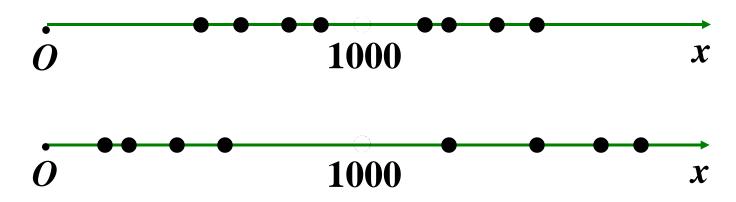
- 一、随机变量方差的概念及性质
- 二、重要概率分布的方差
- 三、例题讲解
- 四、小结

# 一、随机变量方差的概念及性质

#### 1. 概念的引入

方差是一个常用来体现随机变量取值分散程度的量.

实例 有两批灯泡, 其平均寿命都是 E(X)=1000小时.



## 2. 方差的定义

设 X 是一个随机变量,若 $E(X-EX)^2$ 存在,则称  $E(X-EX)^2$ 为 X 的方差,记为 D(X)或 DX,即  $DX=E(X-EX)^2$ .

 $\pi \sqrt{DX}$  为标准差或均方差,记为  $\sigma_X$ 

#### 3. 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) 的代表性好.

# 4. 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

$$DX = \sum_{k=1}^{+\infty} (x_k - EX)^2 p_k,$$

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

$$DX = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - EX)^2 p(x) \, \mathrm{d} x,$$

其中 p(x) 为X的概率密度.

(2) 利用公式计算 
$$DX = EX^2 - (EX)^2$$
.

# 二、重要概率分布的方差

## (1). 两点分布

已知随机变量 X 的分布列为

$$\begin{array}{c|cccc} X & 1 & 0 \\ \hline p & p & 1-p \end{array}$$

则有 
$$EX = 1 \cdot p + 0 \cdot (1 - p) = p$$
  
 $EX^2 = 1^2 \cdot p + 0^2 \cdot (1 - p) = p$   
 $DX = EX^2 - (EX)^2 = p - p^2 = pq$ 

## (2) 二项分布

 $X \sim B(n, p)$ , 其分布列为

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

$$0$$

则有

$$EX = np$$

$$EX^{2} = \sum_{k=0}^{n} k^{2} \cdot P\{X = k\}$$

$$= \sum_{k=0}^{n} k^{2} \binom{n}{k} p^{k} (1-p)^{n-k}$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = npq$$

## (3) 泊松分布

设  $X \sim P(\lambda)$ , 且分布列为

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

则有

$$EX = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^{k}}{k!} e^{-\lambda}$$

$$= \lambda$$

$$= \lambda$$

$$= \lambda (\lambda + 1)$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \lambda$$

## (4) 均匀分布

设  $X \sim U[a,b]$ , 其概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \le x \le b, \\ 0, &$$
其他.

則有 
$$EX = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x) dx = \frac{1}{2}(a+b).$$

$$EX^{2} = \int_{-\infty}^{\infty} x^{2}p(x) dx \qquad DX = EX^{2} - (EX)^{2}$$

$$= \int_{a}^{b} x^{2} \frac{1}{b-a} dx$$

$$= \frac{a^{2}+ab+b^{2}}{3}$$

## (5) 指数分布

设  $X \sim E(\beta)$ , 且概率密度函数为

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

则有 
$$EX = \int_{-\infty}^{\infty} x p(x) dx$$
  $EX^2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 p(x) dx$  
$$= \int_{0}^{+\infty} x \cdot \beta e^{-\beta x} dx$$
 
$$= \frac{1}{\beta}$$
 
$$= \frac{2}{\beta^2}$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{1}{\beta^2}$$

$$EX^{2} = \int_{-\infty}^{\infty} x^{2} p(x) dx$$

$$= \int_{0}^{+\infty} x^{2} \cdot \beta e^{-\beta x} dx$$

$$= \frac{2}{\beta^{2}}$$

# (6) 正态分布

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 其概率密度为

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

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

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

## 例 X 服从几何分布

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

求EX,DX.

$$EX = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot (1-p)^{k-1} p = p \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot (1-p)^{k-1} = p \frac{1}{p^2} = \frac{1}{p}$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} x^k = \frac{1}{1-x}, |x| < 1$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} k \cdot x^{k-1} = (\sum_{k=0}^{\infty} x^k)' = (\frac{1}{1-x})' = \frac{1}{(1-x)^2}, |x| < 1$$

$$EX^{2} = \sum_{k=0}^{\infty} k^{2} \cdot (1-p)^{k-1} p = p \sum_{k=1}^{\infty} k^{2} \cdot (1-p)^{k-1}$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} k^{2} \cdot x^{k-1} = \sum_{k=1}^{\infty} k(k-1+1)x^{k-1}$$
$$= \sum_{k=1}^{\infty} k(k-1)x^{k-1} + \sum_{k=1}^{\infty} kx^{k-1}$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} k(k-1)x^{k-1} = x \sum_{k=1}^{\infty} k(k-1)x^{k-2} = \frac{2x}{(1-x)^3}, |x| < 1$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} k(k-1)x^{k-2} = \left(\sum_{k=1}^{\infty} k \cdot x^{k-1}\right)' = \left[\frac{1}{(1-x)^2}\right]' = \frac{2}{(1-x)^3}, |x| < 1$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} k^2 \cdot x^{k-1} = \sum_{k=1}^{\infty} k(k-1)x^{k-1} + \sum_{k=1}^{\infty} kx^{k-1}$$
$$= \frac{2x}{(1-x)^3} + \frac{1}{(1-x)^2}, \quad |x| < 1$$

$$EX^{2} = \sum_{k=0}^{\infty} k^{2} \cdot (1-p)^{k-1} p = p \sum_{k=1}^{\infty} k^{2} \cdot (1-p)^{k-1} = \frac{2-p}{p^{2}}$$

$$DX = EX^{2} - (EX)^{2} = \frac{2 - p}{p^{2}} - \frac{1}{p^{2}} = \frac{1 - p}{p^{2}}$$

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	$n \ge 1,$ $0$	np	np(1-p)
泊松分布	$\lambda > 0$	λ	λ
均匀分布	a < b	(a+b)/2	$(b-a)^2/12$
指数分布	β	$1/oldsymbol{eta}$	$1/\beta^2$
正态分布	$\mu, \sigma > 0$	μ	$\sigma^2$
几何分布	0 < p < 1	1/p	$\frac{1-p}{p^2}$

# 三、方差的性质

- (1) 若C是常数,则 $DC = EC^2 (EC)^2 = 0$
- (2) 若C是常数,则 $D(CX+b)=C^2DX$

$$D(X_1 \pm X_2 \pm ... \pm X_n) = DX_1 + DX_2 + ... + DX_n$$

 $若X_1, X_2$ , 是两个随机变量,

则
$$D(X_1 \pm X_2) = DX_1 + DX_2 \pm 2(EX_1X_2 - EX_1EX_2)$$

#### 推广

(4)  $D(X) = 0 \Leftrightarrow X$  取某个常数C 的概率为1,即

$$P{X = C} = 1.$$

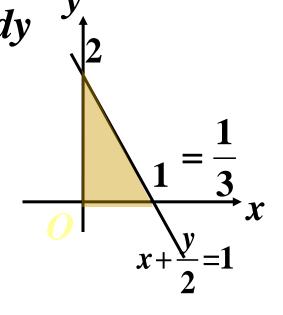
# 例14.22 设(X,Y)服从A上的均匀分布,其中A 为由x 轴,

$$y$$
 轴及直线 $x + \frac{y}{2} = 1$  围成的三角形区域 求  $DX$ ,  $DY$ ,  $D(2X + 1)$ 

#### 解

(1) 
$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x,y) dxdy$$

$$= \int_{0}^{1} dx \int_{0}^{2-2x} x dy = \frac{1}{3}$$



$$EX^{2} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x^{2} f(x, y) dx dy$$

$$= \int_0^1 \mathbf{d}x \int_0^{2-2x} x^2 \mathbf{d}y = \frac{1}{6}$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{1}{6} - \frac{1}{9} = \frac{1}{18}$$

#### 例2 4.16

设某人写了n 封寄往不同地址的信,再写了n 个标有这n 个地址的信封,然后再在每个信封里随意装入一封信,若一封装入标有该信地址信封称为一个配对,试求信与信封能够配对个数X 的数学期望与方差

解: 设X 表示配对的个数,  $X_i$  定义为:

$$X_i =$$
 
$$\begin{cases} 1, & \text{$\hat{p}$} i \neq 1, \\ 0, & \text{$\hat{p}$} \end{cases}$$
 
$$i = 1, 2, ..., n$$

则
$$X = X_1 + X_2 + ... + X_n$$
  
 $P(X_i = 1) = \frac{1}{n}, \ P(X_i = 0) = 1 - \frac{1}{n}, \ EX_i = \frac{1}{n},$ 

$$EX = E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = EX_1 + EX_2 + \dots + EX_n = 1$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2$$

$$EX^2 = E(X_1 + X_2 + \dots + X_n)^2$$

$$P(X_i = 1) = \frac{1}{n},$$

$$P(X_i = 0) = 1 - \frac{1}{n},$$

$$= \sum_{i=1}^{n} EX_{i}^{2} + \sum_{1 \le i < j \le n} E(X_{i}X_{j})$$
 $P($ 

$$EX_i^2 = 1^2 \times \frac{1}{n} + 0^2 \times (1 - \frac{1}{n}) = \frac{1}{n}$$
  $P(X_i X_j = 1) = \frac{1}{n} \times \frac{1}{n-1}$ 

$$P(X_{i}X_{j} = 0) = 1 - \frac{1}{n} \times \frac{1}{n-1},$$

$$E(X_{i}X_{j}) = \frac{1}{n(n-1)}$$

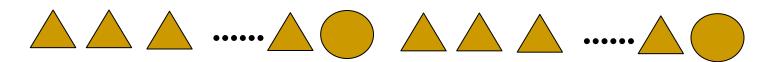
$$EX^{2} = \sum_{i=1}^{n} EX_{i}^{2} + \sum_{1 \le i < j \le n} E(X_{i}X_{j})$$

$$= n \times \frac{1}{n} + 2C_n^2 \times \frac{1}{n(n-1)} = 2$$

$$DX = EX^2 - (EX)^2 = 2 - 1^2 = 1$$

例3某流水作业线上生产出的每个产品不合格的概率为p,当生产出n个不合格品时,立即停工修检一次,试求两次检修之间所生产的产品总数的数学期望和方差

解:设X表示两次检修之间生产的产品数,



 $X_i$  表示生产出第i-1 个不合格品后到出现第i 个不合格品时所生产的产品数 i=1,2,...,n \_\_\_\_ 1

则
$$X = X_1 + X_2 + \ldots + X_n$$

$$P(X_i = k) = (1-p)^{k-1} p$$

$$EX_{i} = \frac{1}{p}$$

$$DX_{i} = \frac{1 - p}{p^{2}}$$

$$EX = E(X_1 + X_2 + ... + X_n)$$

$$= EX_1 + EX_2 + ... + EX_n$$

$$= \frac{n}{p}$$

$$X_1, X_2, ..., X_n$$
 相互独立
$$DX = D(X_1 + X_2 + ... + X_n)$$

$$= DX_1 + DX_2 + ... + DX_n$$

$$= \frac{n(1-p)}{p^2}$$

#### 例4 例4.20

X与Y 独立,且 $X \sim N(1,2), Y \sim N(0,1)$ 

求 Z = 2X - Y + 3 的概率密度.

解: 因为X与Y 独立, 故 $Z \sim N(EZ, DZ)$ .

$$EZ = E(2X - Y + 3) = 2EX - EY + 3$$
  
=  $2 \times 1 - 0 + 3 = 5$ 

$$DZ = D(2X - Y + 3) = 4DX + DY = 9$$

27

 $Z \sim N(5,3^2)$ .

#### 作业题

八.设二维随机变量(X,Y)的联合概率密度函数为

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

求 EX, EY, DX, EXY 。

一个袋子中有n个小球,编号分别为1, 2, …,n,从中有放回

地抽取k个球,以X表示所得号码之和,求EX

设N件产品中有M件次品,从中任取n件进行检查,求查得的次品数X的数学期望.

设  $X \sim U[a,b]$ ,且 EX = 2, DX = 1/3,则  $a = _____$ ;  $b = ____$ .(要求 b > a)。

设随机变量 (X,Y) 的概率密度为: 4

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{3}(x+y), & 0 \le x \le 2, \ 0 \le y \le 1, \\ 0, & 其它 \end{cases}$$
 求  $EX, EY, EXY$ 。

五、若事件 A 在第 i 次试验中出现的概率为  $p_i$ ,设 X 为事件 A 在 n 次试验中出现的次数,求数学期望 EX 。(本题 3 分)。

六. 设每次试验成功的概率是  $\frac{2}{3}$  ,重复独立的做下去, X 表示直到试验成功 3 次为止所做的试验次数,求 DX . (本题 3 分)  $\downarrow$ 

U