

# 第四章 随机变量的数字特征

## 第一节 数学期望

## 第二节 方差

## 第三节 协方差及相关系数

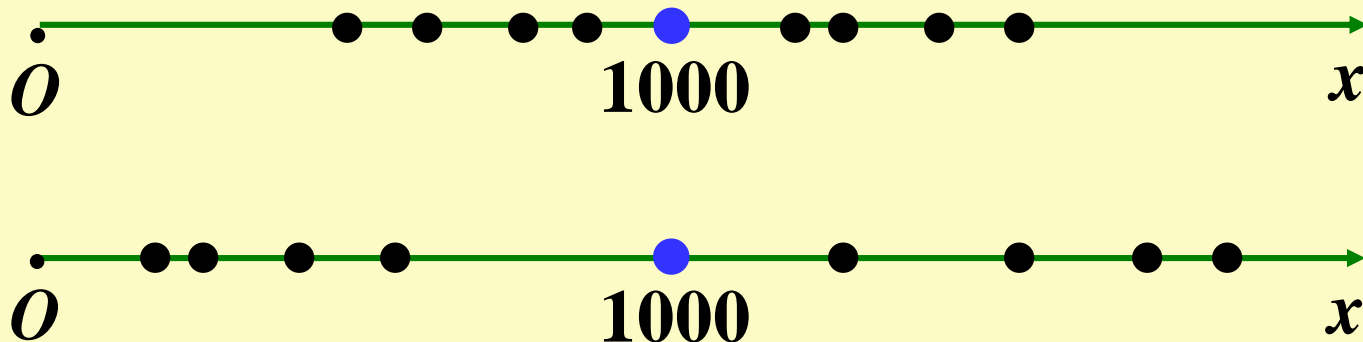
## 第四节 矩、协方差矩阵

## § 4.2 方差

### 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, 平均寿命都是  $E(X)=1000$  小时.



**1. 定义** 设 $X$ 是一随机变量, 若 $E\{[X-E(X)]^2\}$  存在, 则称为随机变量  $X$  的**方差**, 记为 $D(X)$ 或 $\text{Var}(X)$ . 即

$$D(X) = \text{Var}(X) = E\{[X - E(X)]^2\}$$

并 $\sqrt{D(X)}$  称为 $X$ 随机变量的**均方差**或**标准差**, 记 $\sigma(X)$ .

**1. 离散型:**

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

**2. 连续型:**

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

**3. 计算公式:**

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



## 计算公式的推导：

由方差的定义及数学期望的性质，有

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

# 方差的意义

按定义, 随机变量 $X$ 的方差表达了 $X$ 的取值与其数学期望的偏离程度. 若 $D(X)$ 较小意味着 $X$ 的取值比较集中在 $E(X)$ 的附近, 反之, 若 $D(X)$ 较大则表示 $X$ 的取值较分散. 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.

**例1** 设甲、乙两射手在同样条件下进行射击，其命中环数分别用X、Y表示，分布律分别为

X	10	9	8	7
	0.5	0.1	0.2	0.2

Y	10	9	8	7
	0.4	0.3	0.1	0.2

试评定甲、乙的技术水平.

**解** 甲平均命中环数:  $E(X)=10\times 0.5+9\times 0.1+8\times 0.2+7\times 0.2=8.9$  (环),

乙平均命中环数:  $E(Y)=10\times 0.4+9\times 0.3+8\times 0.1+7\times 0.2=8.9$  (环),

故从平均水平看, 甲、乙的技术水平不相上下,

进一步考虑他们射击的稳定性, 即 $D(X)$ ,  $D(Y)$ ,

由于 $E(X^2)=80.7$ ,  $E(Y^2)=80.5$

于是  $D(X)=E(X^2)-[E(X)]^2=1.49$

$D(Y)=E(Y^2)-[E(Y)]^2=1.29$

所以, 从稳定性来看, 射手乙的技术水平略高于射手甲.

**例2** 设随机变量X具有概率密度

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

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

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{1}{6}$$

设随机变量 $X$ 具有**(0-1)分布**，其分布率为

$$P\{X=1\}=p, P\{X=0\}=1-p$$

求 $D(X)$  .

解

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

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

由公式

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

因此, **0-1分布**

$$E(X)=p, D(X)=p(1-p)$$



## 二项分布

设随机变量 $X \sim b(n, p)$ , 其概率分布为:

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

则  $D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$ , 其中

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

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

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

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

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

$$= n(n-1)p^2 \sum_{l=0}^{n-2} \frac{(n-2)!}{l!(n-2-l)!} p^l q^{n-2-l} + np$$

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

所以

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

## 泊松分布

设  $X \sim \pi(\lambda)$ , 求  $D(X)$ 。

解  $X$  的分布律为

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

已算得

$$E(X) = \lambda, \text{ 而}$$

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

$$= \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1) \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} + \lambda = \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + \lambda$$

$$= \lambda^2 e^{-\lambda} e^{\lambda} + \lambda = \lambda^2 + \lambda$$

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

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

因此, 泊松分布

$$E(X) = D(X) = \lambda$$

由此可知, 泊松分布的数学期望与方差相等, 均为 $\lambda$

## 均匀分布

设 $X \sim U(a, b)$ , 求 $D(X)$ 。

解  $X$ 的概率密度为

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

已求得 $E(X) = \frac{a+b}{2}$ 。方差为

$$\begin{aligned} D(X) &= E(X^2) - E(X)^2 \\ &= \int_a^b x^2 \frac{1}{b-a} dx - \left( \frac{a+b}{2} \right)^2 = \frac{(b-a)^2}{12} \end{aligned}$$

因此, 均匀分布

$$E(X) = \frac{a+b}{2}, \quad D(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

## 指数分布

**例** 设随机变量 $X$ 服从指数分布,其概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$ , 求 $D(X)$ .

**解**

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \theta \quad E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x)dx = 2\theta^2$$

因此 $D(X) = \theta^2$ .

由此可知, 指数分布

$$E(X) = \theta, \quad D(X) = \theta^2.$$

正态分布 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 概率密度为:

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

$$E(X) = \mu$$

$$\begin{aligned} D(X) &= E[X - E(X)]^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \\ &= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad \left(t = \frac{x - \mu}{\sigma}\right) \\ &= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \left[ t(-e^{-\frac{t^2}{2}}) \Big|_{-\infty}^{+\infty} + \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right] = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \cdot \sqrt{2\pi} = \sigma^2 \end{aligned}$$

服从正态分布的随机变量的分布完全由其数学期望和方差所确定.

## 2. 方差的性质 (假设下列方差均存在)

(1)  $D(C)=0$ , ( $C$ 为常数)

(2)  $D(CX)=C^2D(X)$ ,  $D(X+C)=D(X)$ , ( $C$ 为常数)

(3)  $D(X \pm Y)=D(X)+D(Y) \pm 2E\{[X-E(X)][Y-E(Y)]\}$

特别：若 $X$ 与 $Y$ 相互独立，有

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

(4)  $D(X)=0 \Leftrightarrow P\{X=C\}=1$ , 其中 $C=E(X)$ .

**推广：** 设 $X_1, \dots, X_n$ 是 $n$ 个相互独立的随机变量，则

$$D(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = D(X_1) + D(X_2) + \dots + D(X_n)$$



1° 设  $C$  是常数, 则  $D(C) = 0$ .

证  $D(C) = E\{[C - E(C)]^2\} = 0$ .

2° 设  $X$  是一个随机变量,  $C$  是常数, 则有

$$D(CX) = C^2 D(X), \quad D(X + C) = D(X).$$

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

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

3° 设  $X, Y$  是两个随机变量, 则有

$$\begin{aligned} &D(X + Y) \\ &= D(X) + D(Y) + 2E\{(X - E(X))(X - E(Y))\}. \end{aligned}$$

若  $X, Y$  相互独立, 则有

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

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

上式右端第三项:

$$\begin{aligned}
& 2E\{(X - E(X))(Y - E(Y))\} \\
&= 2E\{XY - XE(Y) - YE(X) + E(X)E(Y)\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= 2\{E(XY) - E(X)E(Y) - E(Y)E(X) \\ &\quad + E(X)E(Y)\} \\ &= 2\{E(XY) - E(X)E(Y)\}. \end{aligned}$$

若  $X, Y$  相互独立, 由数学期望的性质<sup>4°</sup>知道上式右端为0, 于是

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

这一性质可以推广到任意有限多个相互独立的随机变量之和的情况.

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

$$D(X_1 \pm X_2 \pm \dots \pm X_n) = D(X_1) + D(X_2) + \dots + D(X_n).$$

(4)  $D(X) = 0$  的充要条件是  $X$  以概率1 取常数  $C$ ,

即

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

证明: 充分性利用定义证明, 必要性利用切比雪夫不等式证明

## 切比雪夫不等式:

**定理** 设随机变量 $X$ 的数学期望 $E(X)=\mu$ , 方差 $D(X)=\sigma^2$ , 则对任意的正数 $\varepsilon$ , 有

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

-----切比雪夫 (chebyshev) 不等式.

**证** (仅就 $X$ 为连续型时来证) 设 $X$ 的概率密度为 $f(x)$ , 则

$$\begin{aligned} P\{|X - \mu| \geq \varepsilon\} &= \int_{|x-\mu| \geq \varepsilon} f(x) dx \leq \int_{|x-\mu| \geq \varepsilon} \frac{(x - \mu)^2}{\varepsilon^2} f(x) dx \\ &\leq \frac{1}{\varepsilon^2} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx = \frac{D(X)}{\varepsilon^2} = \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2} \end{aligned}$$

**[注]** 此不等式给出了在随机变量的分布未知的情况下事件 $\{|X - E(X)| < \varepsilon\}$ 的概率的一种估计方法。

$$\varepsilon = 3\sigma, 4\sigma \quad P\{|X - \mu| < 3\sigma\} \geq 0.8889 \quad P\{|X - \mu| < 4\sigma\} \geq 0.9375$$

## 更一般的结论（马尔科夫不等式）：

设非负随机变量 $X$ 的数学期望 $E(X)$ 存在，则对任意的正数 $\varepsilon$ ，有  $P\{Y \geq \varepsilon\} \leq E(Y) / \varepsilon$

-----马尔科夫(Markov)不等式.

方差性质4°必要性的证明：

设  $D(X) = 0$ , 要证  $P\{X = E(X)\} = 1$ .

证 用反证法 假设  $P\{X = E(X)\} < 1$ , 则对于某一个数  $\varepsilon > 0$ , 有  $P\{|X - E(X)| \geq \varepsilon\} > 0$ , 但由切比雪夫不等式, 对于任意  $\varepsilon > 0$ , 因  $\sigma^2 = 0$ , 有

$$P\{|X - E(X)| \geq \varepsilon\} = 0,$$

矛盾, 于是  $P\{X = E(X)\} = 1$ .

**例3** 设 $X_1, \dots, X_n$ 相互独立, 且服从同一参数为 $p$ 的(0-1)分布, 证明:  $X = X_1 + \dots + X_n$ 服从参数为 $n, p$ 的二项分布, 并求  $E(X)$ ,  $D(X)$ .

**证**  $X$ 的所有可能取值为 $0, 1, \dots, n$ ,  $X=k$ 表示 $X_1, \dots, X_n$ 中有 $k$ 个取1,  $n-k$ 个取0, 共有  $C_n^k$  种方式, 故

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

即 $X$ 服从参数为 $n, p$ 的二项分布.

$$E(X_i) = p, D(X_i) = p(1-p)$$

$$E(X) = E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_n) = np$$

$$D(X) = D(X_1) + D(X_2) + \dots + D(X_n) = np(1-p)$$

$$E(X) = np, D(X) = np(1-p)$$



**例4** 一台设备由10个独立工作的元件组成，每一元件在时间T发生故障的概率为0.05. 设在时间T发生故障的元件数为X，试用切比雪夫不等式估计随机变量X与其数学期望的偏差  
(a) 小于2; (b) 不小于2的概率.

解 (a) 由题意知 $X \sim b(10, 0.05)$ , 且

$$E(X)=0.5$$

$$D(X)=0.475$$

由切比雪夫不等式, 得

$$P\{|X - 0.5| < 2\} \geq 0.88125$$

$$(b) \quad P\{|X - 0.5| \geq 2\} \leq 0.11875$$



**例5** 设随机变量 $X$ 有期望 $E(X)=\mu$ , 方差 $D(X)=\sigma^2\neq 0$ .

记  $X^* = \frac{X - \mu}{\sigma}$  -----称为 $X$ 的标准化变量,

则  $E(X^*)=0, D(X^*)=1$

证明:  $E(X^*) = \frac{1}{\sigma} E(X - \mu) = \frac{1}{\sigma} [E(X) - \mu] = 0;$

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

$$= E\left[\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right)^2\right] = \frac{1}{\sigma^2} E[(X - \mu)^2] = \frac{\sigma^2}{\sigma^2} = 1.$$

例6 设  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 求  $E(X)$ ,  $D(X)$ .

解 先求标准正态变量

$$Z = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

的数学期望和方差.  $Z$  的概率密度为

$$\varphi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2},$$

于是 
$$E(Z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} t e^{-t^2/2} dt = \left. \frac{-1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} \right|_{-\infty}^{\infty} = 0,$$

$$D(Z) = E(Z^2)$$

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

$$= \frac{-1}{\sqrt{2\pi}} t e^{-t^2/2} \Big|_{-\infty}^{\infty} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2/2} dt$$

$$= 1,$$

因  $X = \mu + \sigma Z,$

即得  $E(X) = E(\mu + \sigma Z) = \mu,$

$$D(X) = D(\mu + \sigma Z) = D(\sigma Z) = \sigma^2 D(Z) = \sigma^2$$

**推广:** 若 $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , 且它们相互独立, 则它们的线性组合: $C_1X_1 + C_2X_2 + \dots + C_nX_n$  ( $C_1, C_2, \dots, C_n$ 是不全为0的常数)仍然服从正态分布, 于是由数学期望和方差的性质知道

$$C_1X_1 + C_2X_2 + \dots + C_nX_n \sim N\left(\sum_{i=1}^n C_i \mu_i, \sum_{i=1}^n C_i^2 \sigma_i^2\right).$$

例如, 若  $X \sim N(1,3), Y \sim N(2,4)$  且  $X, Y$  相互独立, 则  $Z = 2X - 3Y$  也服从正态分布, 而

$$E(Z) = 2 \times 1 - 3 \times 2 = -4,$$

$$D(Z) = D(2X - 3Y) = 4D(X) + 9D(Y) = 48.$$

故有  $Z \sim N(-4, 48)$ .

**例7** 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** 按题意需求  $P\{X < Y\} = P\{X - Y < 0\}$ .

由于  $X - Y \sim N(-0.10, 0.0025)$ ,

故有  $P\{X < Y\} = P\{X - Y < 0\}$

$$= P\left\{\frac{(X - Y) - (-0.10)}{\sqrt{0.0025}} < \frac{0 - (-0.10)}{\sqrt{0.0025}}\right\} = \Phi\left(\frac{0.10}{0.05}\right)$$

$$= \Phi(2) = 0.9772.$$

**例8** 设  $E(X)=-2, D(X)=1, E(Y)=2, D(Y)=4$ , 且  $X$ 与 $Y$ 独立, 根据切比雪夫不等式估  $P\{|X+Y|\geq 5\}$ .

**答:**  $\leq 1/5$

**例9** 设随机变量 $X$ 服从泊松分布, 且

$$3P\{X=1\}+2P\{X=2\}=4P\{X=0\},$$

求 $X$ 的数学期望与方差.

**答:**  $[\lambda=1, E(X)=D(X)=1]$

**例10** 设  $X\sim N(1,2)$ ,  $Y$ 服从参数为 3 的泊松分布, 且  $X$ 与 $Y$ 独立, 求  $D(XY)$ .

**答:** 27



# 几种重要随机变量的数学期望及方差

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	$\lambda > 0$	$\lambda$	$\lambda$
均匀分布	$a < b$	$(a+b)/2$	$(b-a)^2/12$
指数分布	$\theta > 0$	$\theta$	$\theta^2$
正态分布	$\mu, \sigma > 0$	$\mu$	$\sigma^2$

(详见附表1)

# 小结

1.  $D(X)$  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. 若  $D(X)$  较小意味着  $X$  的取值比较集中在  $E(X)$  的附近, 若  $D(X)$  较大则表示  $X$  的取值较分散.

2. 方差的计算公式

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

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

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

### 3. 方差的性质

$$1^\circ D(C) = 0;$$

$$2^\circ D(CX) = C^2 D(X);$$

$$3^\circ D(X \pm Y) = D(X) + D(Y).$$

### 4. 切比雪夫不等式

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

# 作业

- 第四章习题17, 18, 22(1), 24