

§ 4.2 方差

一、方差的定义

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

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

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

由定义知, 方差实际上就是随机变量 X 的函数
 $g(X) = (X - E(X))^2$ 的数学期望.



计算公式： $D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$ (2.4)

绝大多数例子中，用公式计算方差要比用定义简单。

证明：由数学期望的性质得

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

例1 设 $E(X) = \mu$, 方差 $D(X) = \sigma^2 > 0$ 。

记 $X^* = \frac{X - \mu}{\sigma}$, 则

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

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

即 $X^* = \frac{X - \mu}{\sigma}$ 的数学期望为 0 , 方差为 1 。

X^* 称为 X 的标准化变量或标准化变换

例2 设随机变量 X 具有(0-1)分布,其分布律为

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

求 $D(X)$.

$$\text{解: } E(X) = 0 \times (1 - p) + 1 \cdot p = p$$

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

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

例3 设 $X \sim \pi(\lambda)$ (泊松分布), 求 $D(X)$.

解: X 的分布律为

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

上节例6已算得 $E(X) = \lambda$, 而

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \sum_{k=0}^{\infty} k^2 \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} = \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1) \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} + \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\ &= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda^{k-2}}{(k-2)!} + \lambda = \lambda^2 e^{-\lambda} e^{\lambda} + \lambda = \lambda^2 + \lambda \end{aligned}$$

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

例4 设随机变量 $X \sim U(a, b)$, 求 $D(X)$.

解: X 的概率密度为

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

上节例7已算得 $E(X) = \frac{a+b}{2}$, 而

$$E(X^2) = \int_a^b \frac{x^2}{b-a} dx = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)}$$

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} - \left(\frac{a+b}{2} \right)^2 = \frac{(b-a)^2}{12}$$

例5 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 $E(X)$, $D(X)$ 。

解:由上节例10知, $E(X) = \theta$

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^{\infty} x^2 \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} dx \\ &= -x^2 e^{-x/\theta} \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} 2x e^{-x/\theta} dx = 2\theta^2 \end{aligned}$$

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

二、方差的几个重要性质及其应用

1⁰ 设 C 是常数, 则 $D(C) = 0$.

2⁰ 设 X 是随机变量, C 是常数, 则有 $D(CX) = C^2 D(X)$

3⁰ 设 X, Y 是两个随机变量, 则有

$$D(X + Y) = D(X) + D(Y) + 2E\{(X - E(X))(Y - E(Y))\}$$

特别, 若 X, Y 相互独立, 则有

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

4⁰ $D(X) = 0$ 的充要条件是 X 以概率1取常数 C , 即

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

特别, 若 X, Y 相互独立, 则有

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

上述第三个性质可以推广为:

若 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, a_1, a_2, \dots, a_n 是常数, 则有

$$D\left(\sum_{k=1}^n a_k X_k\right) = \sum_{k=1}^n a_k^2 D(X_k)$$

例6 设随机变量 $X \sim b(n, p)$ 。求 $E(X), D(X)$ 。

解:由二项分布的定义知, 随机变量 X 可以看成 n 重伯努利试验中事件 A 发生的次数, 且在每次试验中 A 发生的概率为 p . 引入随机变量:

$$X_k = \begin{cases} 1, & A \text{ 在第 } k \text{ 次试验中发生} \\ 0, & A \text{ 在第 } k \text{ 次试验中不发生} \end{cases} \quad k = 1, 2, \dots, n$$

则 X 可以看做是 $\sum_{k=1}^n X_k$, 故

$$\begin{aligned} EX_k &= p, & E(X_k^2) &= p, & D(X_k) &= pq, \\ EX &= \sum_{k=1}^n E(X_k) = np & DX &= \sum_{k=1}^n D(X_k) = npq \end{aligned}$$

注意：

“随机变量 X 可以看成 n 重伯努利试验中事件 A 发生的次数”的真正意思是指“ $\sum_{k=1}^n X_k$ 与 X 同分布”。

所以，不要直接写 $\sum_{k=1}^n X_k = X$ 。


例7 设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求 $E(X)$, $D(X)$.

解: X 的概率密度为

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

上节已经计算得到 $E(X) = \mu$, 由方差的定义得

$$\begin{aligned} DX &= E(X - \mu)^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \exp\left\{-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} dx \\ &= \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} y^2 \exp\left\{-\frac{y^2}{2}\right\} dy = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} y[-\exp\left\{-\frac{y^2}{2}\right\}]' dy = \sigma^2 \end{aligned}$$



正态分布的概率密度中的
两个参数 μ 和 σ 分别就是该
分布的数学期望和标准差,
因而正态分布完全可由它
的数学期望和方差所确定.

例8不讲

三、切比雪夫不等式

定理. 设随机变量 X 具有数学期望 $E(X) = \mu$, 方差 $D(X) = \sigma^2$, 则对于任意正数 ε , 有

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

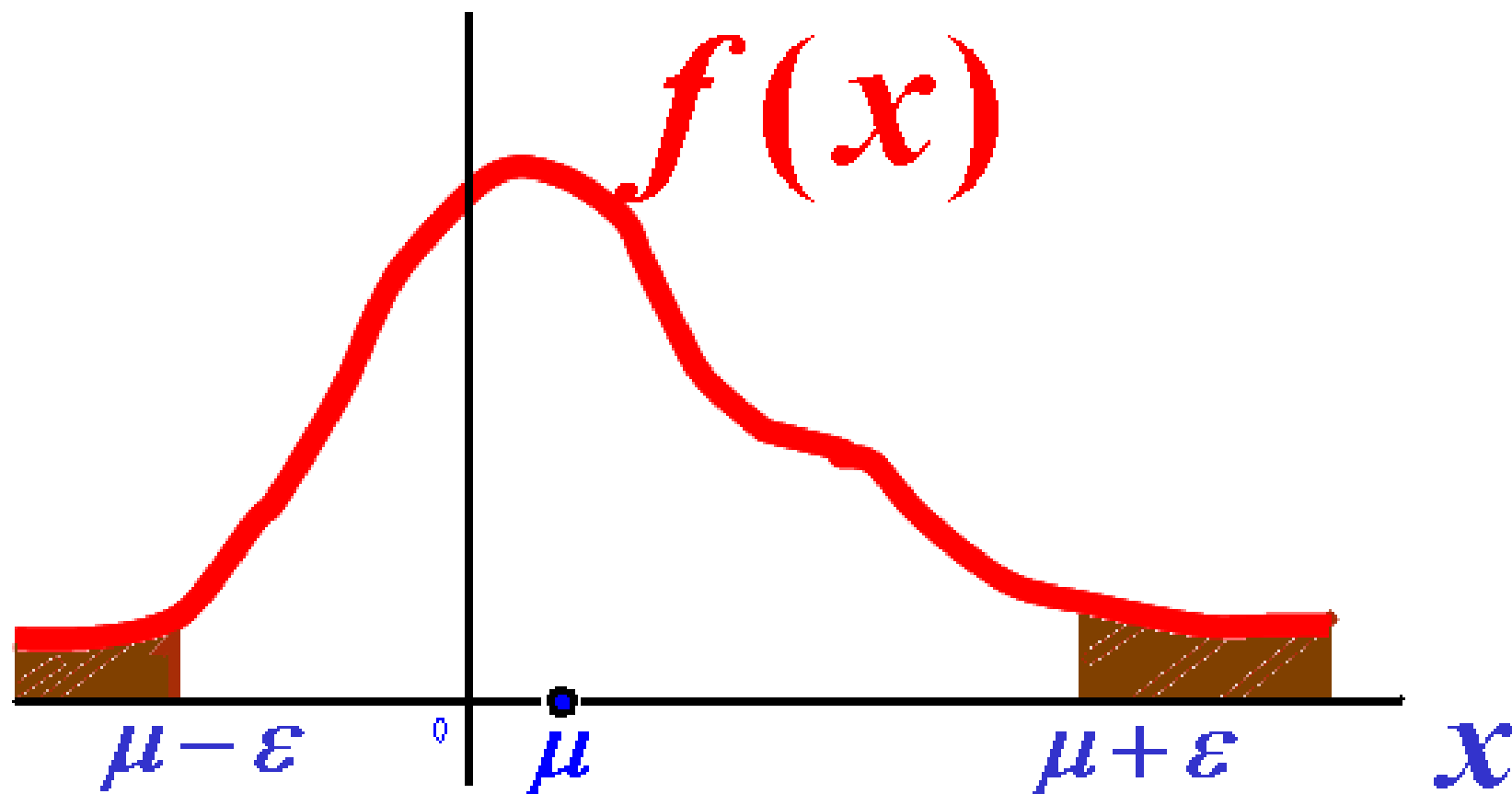
证明: 设 $Y = \begin{cases} 1, & |X - \mu| \geq \varepsilon \\ 0 & |X - \mu| < \varepsilon \end{cases}$ 则 $0 \leq Y \leq 1$ 且


$$P\{|X - \mu| \geq \varepsilon\} = P\{Y = 1\} = E(Y^2), \quad 0 \leq Y^2 \leq (X - \mu)^2 \varepsilon^{-2}$$

$$EY^2 \leq E(X - \mu)^2 \varepsilon^{-2} = \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$$

切比雪夫不等式也可写成如下形式:

$$P\{|X - \mu| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2} \quad (2.10)$$





作业： 20， 22（1）