## Lec-14. 方差

主讲教师: 吴利苏 (wulisu@sdust.edu.cn)

主 页: wulisu.cn

## 本次课内容

- 1. 方差的定义
- 2. 方差的计算
- 3. 方差的性质
- 4. 切比雪夫不等式

#### 引理

#### 例 有两批灯泡,寿命分布如下: $X \mid X < 950 \quad 950 < X < 1050 \quad X > 1050$ 0.005 0.005 0.99 $Y \mid Y = 700 \quad 700 < Y < 1300 \quad Y = 1300$ 0.50.5假设平均寿命都是 E(X) = E(Y) = 1000h, 如何判定这两批灯泡的质量好坏.

- 随机变量 X 的均值: E(X)
- X 对于均值的离差: X E(X)
- X 对于均值的平均离差: E(X E(X)) = 0

- 随机变量 X 的均值: E(X)
- X 对于均值的离差: X E(X)
- X 对于均值的平均离差: E(X E(X)) = 0
- 反映随机变量波动性可以用:

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

⇒ 方差.

#### 方差

#### 定义

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

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

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

#### 方差

#### 定义

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

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

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

D(X) 或  $\sigma(X)$  体现 X 取值的波动性, 是衡量 X 取值分散程度的数字特征. 若 D(X) 较小, 则 X 取值比较集中; 反之, 若 D(X) 越大, 则说明 X 取值较分散.

#### 方差的计算

•  $\diamondsuit g(X) = [X - E(X)]^2$ , N

$$D(X) = E(g(X)).$$

方差是 X 的函数 g(X) 的数学期望.

#### 方差的计算

• 离散型:  $P\{X = x_k\} = p_k$ ,

$$D(X) = \sum_{k=0}^{\infty} (x_k - E(X))^2 p_k.$$

• 连续型:

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

## 常见离散型随机变量的方差

两点分布 X~0-1(p)

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

• 二项分布  $X \sim b(n, p)$ E(X) = np, D(X) = np(1 - p).

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

• 几何分布  $X \sim Geom(p)$ 

$$E(X) = \frac{1}{n}, D(X) = \frac{p-1}{n^2}.$$

### 常见连续型随机变量的方差

均匀分布 X ~ U(a, b)

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

指数分布 X ~ E(θ)

$$E(X) = \boldsymbol{\theta}, D(X) = \boldsymbol{\theta}^2.$$

• 正态分布  $X \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\sigma}^2)$ 

$$E(X) = \boldsymbol{\mu}, D(X) = \boldsymbol{\sigma}^2.$$

# 性质

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

## 性质

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

证明:

$$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}\$$

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

设  $E(X) = \mu$ ,  $D(X) = \sigma^2 \neq 0$ . 记

$$X L(X) = \mu$$
,  $L(X) = 0 \neq 0$ . As

$$X^* = \frac{X - \mu}{2}$$

 $X^* = \frac{X - \mu}{\sigma},$ 

 $\mathbb{P} \mid E(X^*) = \frac{1}{\sigma} E(X - \mu) = 0$  $D(X^*) = E(X^{*2}) - [E(X^*)]^2$  $= E\left[\left(\frac{X - \boldsymbol{\mu}}{\boldsymbol{\sigma}}\right)^2\right] = \frac{1}{\boldsymbol{\sigma}^2} E((X - \boldsymbol{\mu})^2) = 1.$ 

$$=E\left[\left(\frac{\Delta - \mu}{\sigma}\right)\right]$$

 $X^*$  为 X 的标准化变量

#### 方差的性质

#### 性质

- **1.** 设 C 是常数,则有 D(C) = 0.
- 2. 设X是随机变量,a是常数,则

$$D(aX) = a^2 D(X), D(X + C) = D(X)$$

特别地, 
$$D(X) = D(-X)$$
.

#### 方差的性质

#### 性质

3. 设X, Y是两个随机变量,则有

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

特别地, 若X与Y独立, 则

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

证明:

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

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

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

证明: 
$$D(X+Y) = E\{[(X+Y) - E(X+Y)]^2\}$$





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

 $D(aX + bY + C) = a^2D(X) + b^2D(Y).$ 

 $D(c_0 + \sum_i c_i X_i) = \sum_i c_i^2 D(X_i).$ 

• 由性质 1-3, 若*X*, *Y* 相互独立,则

进一步, 若X₁,···, X₂ 相互独立, 则

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

### 方差的性质

## 性质

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

## 方差的性质

## 性质

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

证明: (充分性) 
$$P\{X = E(X)\} = 1$$
, 则有  $P\{X^2 = (E(X))^2\} = 1$ , 则

$$D(X) = E(X^{2}) - (E(X))^{2} = 0.$$

(必要性) 通过切比雪夫不等式证明.



设X的概率密度

$$f(x) = \begin{cases} 1+x & -1 \le x < 0; \\ 1-x & 0 \le x < 1; \\ 0 & \not\equiv \&. \end{cases}$$

求 D(X).

设 X 的概率密度

$$f(x) = \begin{cases} 1+x & -1 \le x < 0; \\ 1-x & 0 \le x < 1; \\ 0 & \text{ i.e.} \end{cases}$$

$$\int 1+r$$

解: 
$$E(X) = \int_{-1}^{0} x(1+x) dx + \int_{0}^{1} x(1-x) dx = 0$$
  
 $E(X^{2}) = \int_{-1}^{0} x^{2}(1+x) dx + \int_{0}^{1} x^{3}(1-x) dx = \frac{1}{6}$   
 $D(X) = E(X^{2}) - (E(X))^{2} = \frac{1}{6}$ .

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

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

解:
$$X - Y \sim N(-0.10, 0.05^2)$$

$$P\{X < Y\} = P\{X - Y < 0\}$$

$$= P\{\frac{X - Y - (-0.1)}{0.05} < \frac{0 - (-0.1)}{0.05}\}$$

$$= \mathbf{\Phi}(2) = 0.9772.$$

15/23

$$f(x) = \begin{cases} \cos x & 0 \le x \le \frac{\pi}{2}; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$
 求  $Y = X^2$  的方差  $D(Y)$ .

$$f(x) = \begin{cases} \cos x & 0 \le x \le \frac{\pi}{2}; \\ 0 & \text{其他.} \end{cases}$$
 求  $Y = X^2$  的方差  $D(Y)$ .

$$\bar{\mathcal{X}} Y = X^2$$
 的方差  $D(Y)$ .

解: 
$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^{\frac{\pi}{2}} x^2 \cos x dx = \frac{\pi^2}{4} - 2$$
  
 $E(X^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^4 f(x) dx = \int_0^{\frac{\pi}{2}} x^4 \cos x dx = \frac{\pi^4}{16} - 3\pi^2 + 24$   
 $D(X^2) = E(X^4) - (E(X^2))^2 = 20 - 2\pi^2$ .

例  $X \mid -2 \quad 0 \quad 1 \quad 3$   $P \mid \frac{1}{3} \quad \frac{1}{2} \quad \frac{1}{12} \quad \frac{1}{12}$ 求  $D(2X^3 + 5)$ .

例  

$$X \mid -2 \quad 0 \quad 1 \quad 3$$
  
 $P \mid \frac{1}{3} \quad \frac{1}{2} \quad \frac{1}{12} \quad \frac{1}{12}$   
求  $D(2X^3 + 5)$ .

解: 
$$E(X^6) = \frac{493}{6}$$
,  $E(X^3)^2 = \frac{1}{9}$   
 $D(2X^3 + 5) = 4D(X^3) = 4(E(X^6) - (E(X^3))^2) = \frac{2954}{9}$ .

## 切比雪夫不等式 (Chebyshev)

#### 定理

设 X 具有  $E(X) = \mu$ ,  $D(X) = \sigma^2$ , 则对任意正数  $\epsilon$ , 有

$$P\{|X - \mu| \ge \varepsilon\} \le \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$$

## 切比雪夫不等式 (Chebyshev)

#### 定理

设 X 具有  $E(X) = \mu$ ,  $D(X) = \sigma^2$ , 则对任意正数  $\epsilon$ , 有

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

意义:分布未知, E(X) 和 D(X) 存在的条件下, 估计

$$P\{|X - E(X)| < \varepsilon\} \ge 1 - \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}.$$

## 切比雪夫不等式 (Chebyshev)

证: 
$$P\{|X-\pmb{\mu}| \geq \pmb{\varepsilon}\} = \int_{|x-\pmb{\mu}| \geq \pmb{\varepsilon}} f(x) \, dx$$

 $\leq \int_{|x-\mu|>\varepsilon} \frac{|x-\mu|^2}{\varepsilon^2} f(x) dx$ 

 $\leq \frac{1}{\mathbf{r}^2} \int_{-\mathbf{r}}^{+\infty} (x - \mathbf{\mu})^2 f(x) dx = \frac{\mathbf{\sigma}^2}{\mathbf{r}^2}.$ 

#### 方差性质 4 的证明

## 性质

设 D(X) = 0, 则  $P\{X = E(X)\} = 1$ .

证明: (反证法) 假设  $P\{X = E(X)\} < 1$ , 则存在  $\epsilon > 0$ . 有

$$P\{|X - E(X)| \ge \varepsilon\} > 0.$$

但由切比雪夫不等式, 对  $\forall \epsilon > 0$ , 有

$$P\{|X - E(X)| \ge \varepsilon\} = 0.$$

矛盾. 故  $P\{X = E(X)\} = 1$ .



#### 小结

- $D(X) = E\{[X E(X)]^2\} = E(X^2) [E(X)]^2$ .
- $D(aX) = a^2 D(X)$
- D(X+Y) = D(X) + D(Y) + 2E{[X E(X)][Y E(Y)]}.
   特别地, 若 X 与 Y 独立, 则

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

• 切比雪夫不等式:

$$P\{|X - \mu| \ge \varepsilon\} \le \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$$
  
其中  $\mu = E(X)$ ,  $\sigma^2 = D(X)$ .

## 常见离散型随机变量的期望与方差

	分布律	E(X)	D(X)
$X \sim 0$ -1 $(p)$	$P_k = p^k (1-p)^{1-k}, k = 0, 1$	p	p(1-p)
$X \sim b(n, p)$	$P_k = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, \ k = 0, 1, \cdots, n$	np	np(1-p)
$X \sim \pi(\lambda)$	$P_k = rac{oldsymbol{\lambda}^k e^{-oldsymbol{\lambda}}}{k!}, \ k = 0, 1, \cdots, n$	λ	λ
$X \sim Geom(p)$	$P_k = p(1-p)^{k-1}$ , $k=1,2,\cdots$	$\frac{1}{p}$	$\frac{p-1}{p^2}$

## 常见连续型随机变量的期望与方差

	概率密度	E(X)	D(X)
$X \sim U(a,b)$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \\ 0, & \text{else} \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
$X \sim Exp(\boldsymbol{\theta})$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0\\ 0, & \text{else} \end{cases}$	θ	$oldsymbol{ heta}^2$
$X \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\sigma}^2)$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}},$ $-\infty < x < \infty.$	μ	$\sigma^2$