

第二节 方差

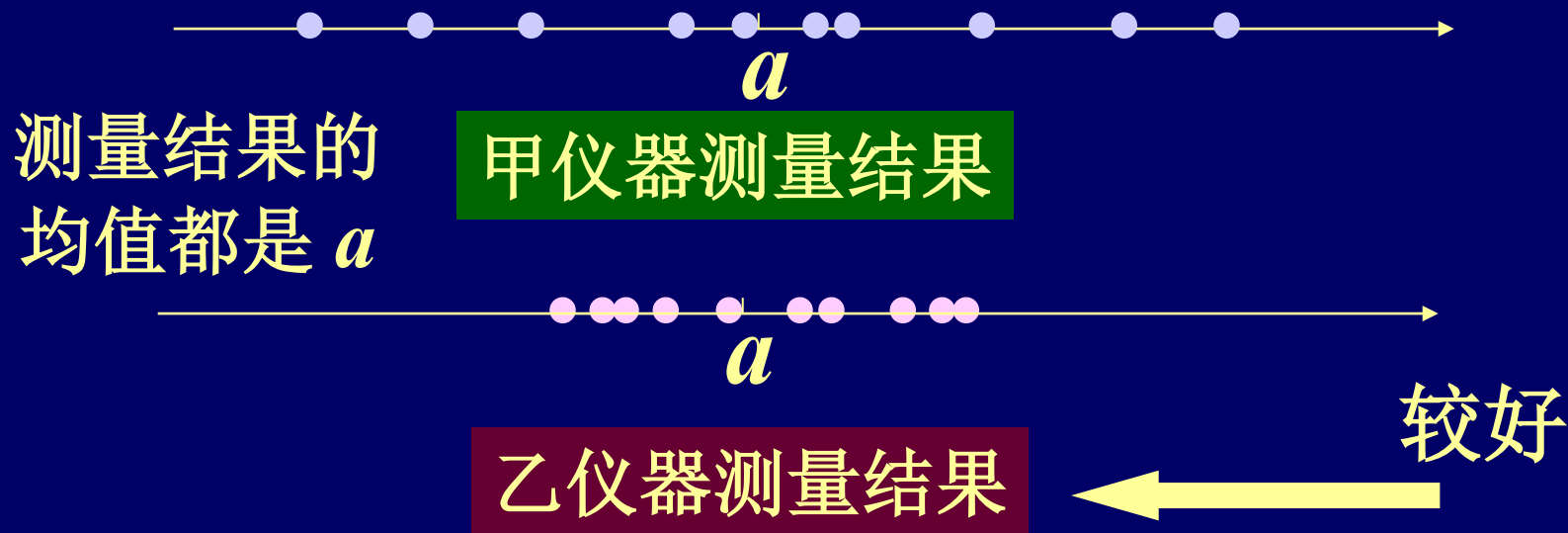
- 方差的定义
- 方差的计算
- 方差的性质
- 切比雪夫不等式
- 课堂练习
- 小结 布置作业

上一节我们介绍了随机变量的数学期望，它体现了随机变量取值的平均水平，是随机变量的一个重要的数字特征。

但是在一些场合，仅仅知道平均值是不够的。



例如，某零件的真实长度为 a ，现用甲、乙两台仪器各测量10次，将测量结果 X 用坐标上的点表示如图：



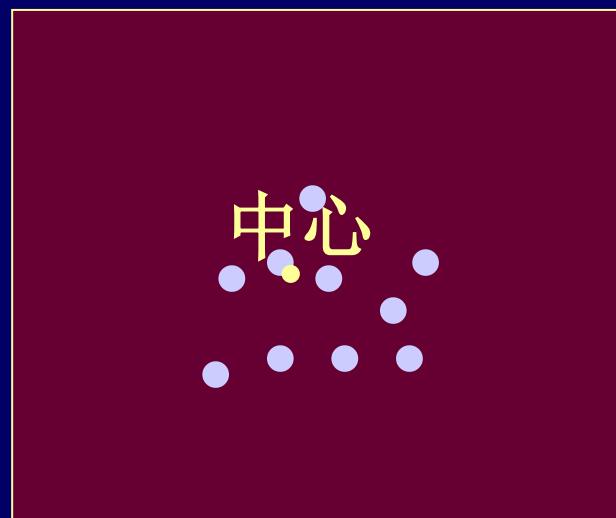
若让你就上述结果评价一下两台仪器的优劣，你认为哪台仪器好一些呢？

因为乙仪器的测量结果集中在均值附近

又如,甲、乙两门炮同时向一目标射击10发炮弹, 其落点距目标的位置如图:



甲炮射击结果



乙炮射击结果

乙炮

你认为哪门炮射击效果好一些呢?

因为乙炮的弹着点较集中在中心附近.

由此可见,研究随机变量与其均值的偏离程度是十分必要的.那么,用怎样的量去度量这个偏离程度呢?容易看到

$$E\{|X - E(X)|\}$$

能度量随机变量与其均值 $E(X)$ 的偏离程度.但由于上式带有绝对值,运算不方便,通常用量

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

来度量随机变量 X 与其均值 $E(X)$ 的偏离程度.

这个数字特征就是我们这一讲要介绍的

方差



一、方差的定义

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

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

方差的算术平方根 $\sqrt{D(X)}$ 称为 X 的标准差或均方差, 记为 $\sigma(X)$, 它与 X 具有相同的量纲。



方差刻画了随机变量的取值对于其数学期望的离散程度。

若 X 的取值比较集中，则方差 $D(X)$ 较小；

若 X 的取值比较分散，则方差 $D(X)$ 较大。

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。



二、方差的计算

由定义知，方差是随机变量 X 的函数

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

的数学期望。

$$D(X) = \begin{cases} \sum_{k=1}^{\infty} [x_k - E(X)]^2 p_k, \\ \int_{-\infty}^{\infty} [x - E(X)]^2 f(x) dx, \end{cases}$$

X 为离散型，
分布率

$$P\{X=x_k\}=p_k$$

X 为连续型， X 概率密度 $f(x)$



计算方差的一个简化公式

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

展开

证： $D(X)=E[X-E(X)]^2$

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

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

利用期望
性质

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



例1 设随机变量X具有(0—1)分布, 其分布率为

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

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

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



例2 设 $X \sim \pi(\lambda)$, 求 $D(X)$ 。

解 X 的分布率为

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

上节已算得 $E(X) = \lambda$, 而

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

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

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



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

因此,泊松分布

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

由此可知,泊松分布的数学期望与方差相等,等于 λ 。泊松分布的分布率中只含一个参数 λ ,只要知道 λ ,泊松分布就被确定了。



例3 设 $X \sim U(a, b)$, 求 $D(X)$ 。

解 X 的概率密度为
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a < x < b \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

上节已求得 $E(X) = \frac{a+b}{2}$ 。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

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



例4 设随机变量X服从指数分布,其概率密度为

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

其中 $\theta > 0$, 求 $E(X)$, $D(X)$

解 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{+\infty} x \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}} dx = \theta$

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

因此 $D(X) = \theta^2$

由此可知,指数分布

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



三、方差的性质

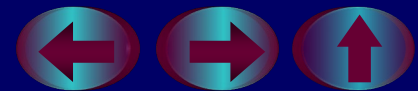
1. 设 C 是常数, 则 $D(C)=0$;

2. 若 C 是常数, 则 $D(CX)=C^2 D(X)$;

3. 设 X 与 Y 是两个随机变量, 则

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

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



下面我们证明性质3

证明

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

若 X, Y 相互独立, 由数学期望的性质4得

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

此性质可以推广到有限多个相互独立的随机变量之和的情况.



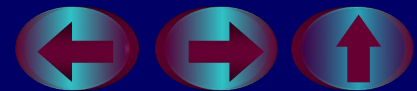
下面我们举例说明方差性质的应用。

例6 设 $X \sim B(n, p)$, 求 $E(X)$ 和 $D(X)$.

解 $X \sim B(n, p)$, 则 X 表示 n 重努里试验中的
“成功”次数。

若设 $X_i = \begin{cases} 1 & \text{如第} i \text{次试验成功} \\ 0 & \text{如第} i \text{次试验失败} \end{cases} \quad i=1, 2, \dots, n$

则 $X = \sum_{i=1}^n X_i$ 是 n 次试验中“成功”的次数



可知 X_i 是0-1分布, 所以

$$E(X_i) = p, D(X_i) = p(1-p), i=1, 2, \dots, n$$

由于 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立

于是

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

$$D(X) = \sum_{i=1}^n D(X_i) = np(1-p)$$

若 $X \sim B(n, p)$, 则

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



例7 设 $X \sim N(0,1)$,求 $E(X)$ 和 $D(X)$.

解 X 的概率密度为

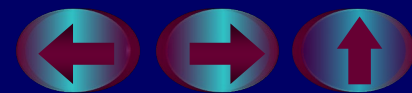
$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad -\infty < x < +\infty$$

于是
$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x\varphi(x)dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} xe^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0$$

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

若 $X \sim N(0,1)$,则

$$E(X) = 0, D(X) = 1$$



$$\text{若 } X \sim N(\mu, \sigma^2), \text{ 则 } Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$
$$E(Z) = 0, D(Z) = 1$$

而 $X = \sigma Z + \mu$, 由数学期望和方差的性质得

$$E(X) = E(\sigma Z + \mu) = \sigma E(Z) + E(\mu) = \mu$$

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

$$\text{若 } X \sim N(\mu, \sigma^2), \text{ 则 } E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$$

这就是说，正态分布的概率密度中的两个参数 μ 和 σ^2 分别是该分布的数学期望和方差，因而正态分布完全可由它的数学期望和方差所确定。



例如, 若 $X \sim N(1,3), Y \sim N(2,4)$, 且 X 和 Y 相互独立,

则 $Z = 2X - 3Y$ 也服从正态分布, 而 $E(Z) = -4$,
 $D(X) = 48$, 故有 $Z \sim N(-4, 48)$

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.

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



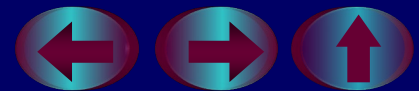
例8 设活塞的直径(以 cm 计) $X \sim N(22.40, 0.03^2)$, 气缸的直径 $Y \sim N(22.50, 0.04^2)$, X 和 Y 相互独立. 任取一支活塞, 任取一只气缸, 求活塞能装入气缸的概率.

解 按题意需求 $P\{X < Y\}$, 即求 $P\{X - Y < 0\}$.

由于 $X - Y \sim N(-0.10, 0.0025)$

故有

$$\begin{aligned} P\{X < Y\} &= P\{X - Y < 0\} \\ &= P\left\{\frac{(X - Y) - (-0.10)}{\sqrt{0.0025}} < \frac{0 - (-0.10)}{\sqrt{0.0025}}\right\} \\ &= \Phi\left(\frac{0.10}{0.05}\right) = \Phi(2) = 0.9772 \end{aligned}$$



四、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 , 有不等式

$$P\{|X - E(X)| \geq \varepsilon\} \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$$

或

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

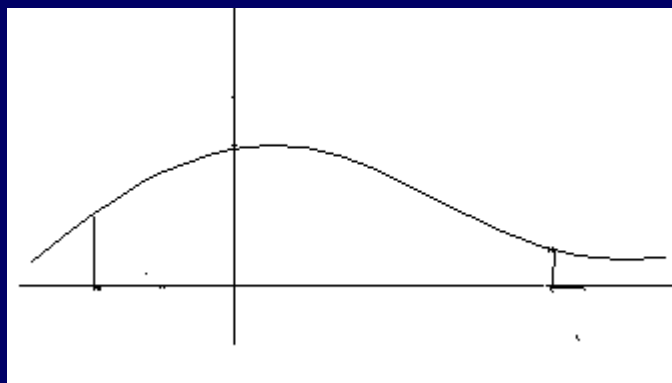
由切比雪夫不等式可以看出, 若 σ^2 越小, 则事件 $\{|X - E(X)| < \varepsilon\}$ 的概率越大, 即随机变量 X 集中在期望附近的可能性越大.



我们只就连续型随机变量的情况来证明.

证 设 X 的概率密度为 $f(x)$, 则有

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



$$P\{|X - E(X)| \geq \varepsilon\} \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2}$$

当方差已知时，切比雪夫不等式给出了 $r.v$ X 与它的期望的偏差不小于 ε 的概率的估计式。

如取 $\varepsilon = 3\sigma$

$$P\{|X - E(X)| \geq 3\sigma\} \leq \frac{\sigma^2}{9\sigma^2} \approx 0.111$$

可见，对任给的分布，只要期望和方差 σ^2 存在，则 $r.v$ X 取值偏离 $E(X)$ 超过 3σ 的概率小于 0.111。



例9 已知正常男性成人血液中，每一毫升白细胞数平均是7300，均方差是700. 利用切比雪夫不等式估计每毫升白细胞数在5200~9400之间的概率.

解：设每毫升白细胞数为 X

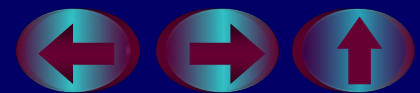
依题意， $E(X)=7300, D(X)=700^2$

所求为 $P(5200 \leq X \leq 9400)$

$$P(5200 \leq X \leq 9400)$$

$$= P(-2100 \leq X - E(X) \leq 2100)$$

$$= P\{|X - E(X)| \leq 2100\}$$



由切比雪夫不等式

$$\begin{aligned} P\{|X-E(X)| \leq 2100\} &\geq 1 - \frac{D(X)}{(2100)^2} \\ &= 1 - \left(\frac{700}{2100}\right)^2 = 1 - \frac{1}{9} = \frac{8}{9} \end{aligned}$$

即估计每毫升白细胞数在5200~9400之间的概率不小于8/9.



例10 在每次试验中, 事件 A 发生的概率为 0.75, 利用切比雪夫不等式求: n 需要多么大时, 才能使得在 n 次独立重复试验中, 事件 A 出现的频率在0.74~0.76之间的概率至少为0.90?

解: 设 X 为 n 次试验中, 事件 A 出现的次数,

则 $X \sim B(n, 0.75)$

$$E(X)=0.75n, \quad D(X)=0.75 \times 0.25n=0.1875n$$

所求为满足

$$P\left(0.74 < \frac{X}{n} < 0.76\right) \geq 0.90$$

的最小的 n .



$$P(0.74 < \frac{X}{n} < 0.76) \text{ 可改写为}$$

$$P(0.74n < X < 0.76n)$$

$$= P(-0.01n < X - 0.75n < 0.01n)$$

$$= P\{|X - E(X)| < 0.01n\}$$

在切比雪夫不等式中取 $\varepsilon = 0.01n$, 则

$$P(0.74 < \frac{X}{n} < 0.76) = P\{|X - E(X)| < 0.01n\}$$

$$\geq 1 - \frac{D(X)}{(0.01n)^2} = 1 - \frac{0.1875n}{0.0001n^2} = 1 - \frac{1875}{n}$$



依题意, 取 $1 - \frac{1875}{n} \geq 0.9$

解得
$$n \geq \frac{1875}{1 - 0.9} = 18750$$

即 n 取18750时, 可以使得在 n 次独立重复试验中,
事件 A 出现的频率在0.74~0.76之间的概率至少为0.90 .



五、课堂练习

1、 设随机变量 X 服从几何分布，概率分布为

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

其中 $0<p<1$,求 $E(X),D(X)$

2、 设随机变量 X 服从瑞利分布，其概率密度为：

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{\sigma^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

其中 $\sigma > 0$ 是常数，求 $E(X),D(X)$.



1、解： 记 $q=1-p$

$$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k p q^{k-1} = p \sum_{k=1}^{\infty} (q^k)'$$

求和与求导
交换次序

$$= p \left(\sum_{k=1}^{\infty} q^k \right)' = p \left(\frac{q}{1-q} \right)'$$

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

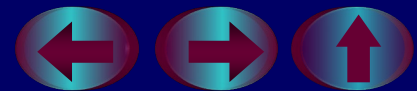
无穷递缩等比
级数求和公式



$$\begin{aligned}
 E(X^2) &= \sum_{k=1}^{\infty} k^2 p q^{k-1} \\
 &= p \left[\sum_{k=1}^{\infty} k(k-1) q^{k-1} + \sum_{k=1}^{\infty} k q^{k-1} \right] \\
 &= qp \left(\sum_{k=1}^{\infty} q^k \right)'' + E(X) = qp \left(\frac{q}{1-q} \right)'' + \frac{1}{p} \\
 &= qp \frac{2}{(1-q)^3} + \frac{1}{p} = \frac{2q}{p^2} + \frac{1}{p} = \frac{2-p}{p^2}
 \end{aligned}$$

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

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



$$\begin{aligned}
 2、\text{解} \quad E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx \\
 &= \int_0^{+\infty} x \frac{x}{\sigma^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx = \sqrt{\frac{\pi}{2}}\sigma
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D(X) &= E(X^2) - E(X)^2 \\
 &= \int_0^{+\infty} x^2 f(x)dx - \frac{\pi}{2}\sigma^2 \\
 &= \frac{4-\pi}{2}\sigma^2
 \end{aligned}$$



六、小结

这一讲，我们介绍了随机变量的方差.

它是刻画随机变量取值在其中心附近离散程度的一个数字特征.

下一讲，我们将介绍刻画两 r, v 间线性相关程度的一个重要的数字特征:

协方差、相关系数



七、 布置作业

《概率论与数理统计》作业（四）

一、填空题第2、3小题

二、选择题第3小题

三、解答题第1、5小题