第4章 随机变量的数字特征

4.2 数学期望、方差的相关性质

# 数学科学学院



### 数学期望的相关性质

数学期望具有以下性质:

- 1)设X是随机变量, a,b是常数, 则有E(aX+b)=aE(X)+b;
- 2)设X、Y是两个随机变量,则有E(X+Y)=E(X)+E(Y);
- 3)设X、Y是相互独立的随机变量,则有E(XY)=E(X)E(Y).

注1: 性质2), 3)均可推广到多个随机变量的情形;

注2: 性质2)不需要独立性的条件。



民航机场的送客汽车载有20名乘客,从机场开出,乘客可以在10个车站下车,如果到达某一车站时无顾客下车,则在该站不停止。设随机变量X表示停车次数,假定每个乘客在各个车站下车是等可能的,求平均停车次数。

解:记 
$$X_i = \begin{cases} \mathbf{0}, & \text{第}i$$
站没有人下车  $\mathbf{1}, & \text{$\hat{\mathbf{1}}$}$ 站有人下车

则
$$X = X_1 + X_2 + \cdots + X_{10}$$

$$E(X_i) = 1 - P(第i$$
站没有人下车)=  $1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{20}$ 

$$E(X) = E(X_1) + E(X_2) + \cdots + E(X_{10}) = 10E(X_i)$$

注:虽然Xi相互存在关联,但性质仍然成立。



例: 她一枚均匀硬币直到出现k次为止, 试求抛掷次数X的数学期望。

解:令 $X_i$ 为出现第i-1次正面以后,到出现第i次正面的抛掷次数。则  $X = X_1 + X_2 + \cdots + X_k$ 

问题: X和Xi服从什么分布?可以提炼出什么结论?

结论: X服从负二项分布, X<sub>i</sub>服从几何分布。 同参数的几何分布的独立和服从负二项分布

$$E(X_i) = \sum_{n=1}^{\infty} n \times \frac{1}{2^n}$$
 可用错位相减法或者书上的方法求解

## 随机变量的方差

数学期望作为数字特征, 仅说明了随机变量的平均特征.

平均值不能反映变量取值的其它特点,例如取值的范围、集中程度等.

除了关心平均成绩以外,还关心高低分差异情况;除关心平均年收入以外,还关心贫富分化程度。

现引进随机变量的方差描述随机变量取值的偏离程度.

问题: 偏离哪?



#### 方差的定义

随机变量的函数,注 意到E(X)是一个数

定义 设X是一个随机变量,若 $E[X - E(X)]^2$ 存在

则称 $D(X)=E[X-E(X)]^2$ 为X的方差(Deviation/Variance),

 $\pi \sigma(X) = \sqrt{D(X)} 为 X$ 的标准差(或均方差)

当X是离散型随机变量时,其分布律为

$$P\{X=x_i\}=p_i, i=1,2,...$$

其方差为 $D(X)=\sum_{i=1}^{\infty}[x_i-E(X)]^2p_i$ 

与X保持量 纲一致 当X是连续型随机变量时,密度函数记为f(x),

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

性质 若 $E(X^2)$ 存在,则X的数学期望和方差一定存在,且

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

证明: 仅考虑连续情形。

$$\int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x) dx \le \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1 + x^2}{2} f(x) dx$$

$$\le \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx + \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx < \infty$$

因此数学期望存在。

方差常用 公式

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

性质 若随机变量X的方差存在,则

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



性质 设随机变量X、Y的方差存在,则

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

又若X与Y相互独立,则

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

例:设 $X\sim B(n,p)$ , 计算D(X)

已知二项分布满足可加性,因此 $X=X_1+X_2+...+X_n$ 其中 $X_i$ 相互独立,并且 $X_i$ 服从参数为p的两点分布。

注意到
$$D(X_i) = p - p^2 = p(1-p)$$

因此
$$D(X)=D(X_1)+D(X_2)+...+D(X_n)=np(1-p)$$

性质 设随机变量X的方差为零的充要条件是X以概率1取常数E(X), 即 $P\{X=E(X)\}=1$ 

定理 Chebyshev(切比雪夫)不等式

设随机变量X的方差存在,则对于 $\varepsilon > 0$ 有

$$P\{|X - E(X)| \ge \varepsilon\} \le \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$$

证明:  $P\{|X - E(X)| \geq \varepsilon\}$ 

$$= \int_{\{x:|x-E(X)|\geq \varepsilon\}} f(x)dx \leq \int_{\{x:|x-E(X)|\geq \varepsilon\}} \frac{[x-E(X)]^2}{\varepsilon^2} f(x)dx$$

$$\leq \frac{1}{\varepsilon^2} \int [x - E(X)]^2 f(x) dx = \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$$

方差刻画了随

机变量X关于

其数学期望的

偏离程度

性质 对任意的常数c,都有 $D(X) \leq E(X-c)^2$ 

证明: 定义函数 $g(c)=E(X-c)^2$ , 则有 $g(c)=E(X^2)-2cE(X)+c^2$ 。

求导得到极值点为c=E(X)。

讨论二阶导可以证明g(c)在E(X)处取得最小值。

随机变量X关于自身数学期望的偏离程度比相对其它 任何值的偏离程度都小. 设随机变量X的E(X),D(X)存在, 定义  $X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}}$ 

可以证明 $E(X^*) = 0$ ,  $D(X^*) = 1$ 

称 $X^*$ 为X的标准化随机变量.

特别地, 若 $X\sim N(\mu, \sigma^2)$ , 则 $X^*\sim N(0, 1)$ 



例:设盒中有a个红球,b个白球。有放回的进行模球,定义

$$X_k = \begin{cases} 1, & \hat{\mathbf{x}} k$$
次摸到红球  $0, & \hat{\mathbf{x}} k$ 次摸到白球

计算 $(\sum_{k=1}^{n} X_k)/n$ 的均值和方差

解: 
$$E(X_k) = \frac{a}{a+b}$$
,  $D(X_k) = \frac{ab}{(a+b)^2}$ .

$$E\left(\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}X_{k}\right) = \frac{a}{a+b}, D\left(\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}X_{k}\right) = \frac{ab}{n(a+b)^{2}}$$

结论:把n次试验结果平均之后,方差降低。

类似场景:多次测量取平均可以降低偏差

本质: 频率趋向于概率

7. 试证: 若取非负整数值的随机变量  $\xi$  的数学期望存在,则

$$E\xi = \sum_{k=1}^{\infty} P\{\xi \geqslant k\}$$

证

$$\sum_{k=1}^{\infty} P\{\xi \geqslant k\} = \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j=k}^{\infty} P\{\xi = j\}$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{k=1}^{j} P\{\xi = j\}$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} j P\{\xi = j\}$$

$$= E\xi$$

对j的要求: j ≥ k

换序后

对k的要求: k ≤ j

8. 若随机变量  $\xi$  的分布函数为 F(x), 试证:

$$E\xi = \int_0^\infty \left[1 - F(x)\right] dx - \int_{-\infty}^0 F(x) dx$$

特别地, 若 ξ 取非负值, 则

$$E\xi = \int_0^\infty \left[1 - F(x)\right] \mathrm{d}x$$

$$E(X) = \int_0^\infty x f(x) dx = \int_0^\infty \left[ \int_0^x dy f(x) \right] dx$$
$$= \int_0^\infty \left[ \int_y^\infty f(x) dx \right] dy = \int_0^\infty P(X \ge y) dy$$

y的范围:  $y \le x$ , 换序后, x的范围:  $x \ge y$ 

常见分布的均值和方差:

1. 二项分布: 设 $X \sim B(n,p)$ , 则E(X) = np, D(X) = np(1-p).

2. 泊松分布: 设 $X\sim P(\lambda)$ , 则 $E[X(X-1)]=\lambda^2$ .

进一步,可以证明 $E[X(X-1)...(X-k+1)]=\lambda^k$ .

$$E[X(X-1)...(X-k+1)]$$

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

$$= \lambda^k \sum_{n=k}^{\infty} \frac{\lambda^{n-k} e^{-\lambda}}{(n-k)!} = \lambda^k.$$

#### 3. 几何分布: 注意下图的pq定义和常规的相反

设随机变量  $\xi$  服从几何分布:  $P(\xi = k) = pq^{k-1}(q = 1 - p), k = 1, 2, 3, ...$ ,求  $E(\xi), D(\xi)$ .

$$\begin{split} & \text{ iff } \quad E(X) = \sum_{k=0}^{+\infty} kP\{X = k\} = \sum_{k=1}^{+\infty} kpq^{k-1} = p\sum_{k=1}^{+\infty} kq^{k-1} = p \left[ \left( \sum_{k=1}^{+\infty} x^k \right)_x' \right]_{x=q} = \frac{1}{p} \\ & E(X^2) = \sum_{k=0}^{+\infty} k^2 P\{\xi = k\} = \sum_{k=1}^{+\infty} k^2 pq^{k-1} = p\sum_{k=1}^{+\infty} k^2 q^{k-1} \\ & = p\sum_{k=1}^{+\infty} k(k+1-1)q^{k-1} = p\sum_{k=1}^{+\infty} k(k+1)q^{k-1} - p\sum_{k=1}^{+\infty} kq^{k-1} \\ & \left[ \left( \sum_{k=1}^{+\infty} x^k \right)_x' \right]_{x=q} \end{split}$$

$$= p \left| \left( \sum_{k=1}^{+\infty} x^{k+1} \right)^{n} \right|_{x} - \frac{1}{p} = p \frac{2}{p^{3}} - \frac{1}{p} = \frac{2-p}{p^{2}}$$

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



4. 均匀分布: 设X~U(a,b), 则

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

可以证明: 
$$Y = \frac{X-a}{b-a}$$
 服从 $U(0,1)$ 

$$E(Y^k) = \frac{1}{k+1}, \ E(Y) = \frac{1}{2}, \ D(Y) = \frac{1}{12}.$$

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

5. 指数分布: 设X~E(λ), 则

$$E(X^n)=\frac{n!}{\lambda^n}.$$

注意到: 
$$E(X^n) = \int_0^\infty \lambda x^n e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda^n} \int_0^\infty t^n e^{-t} dt = \frac{n!}{\lambda^n}.$$

你马函数定义: 
$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty t^{\alpha-1}e^{-t}dt$$
.

伽马函数重要性质:  $\Gamma(\alpha) = \alpha\Gamma(\alpha - 1)$ ,  $\Gamma(n) = (n - 1)!$ .

6. 正态分布: 设 $X\sim N(\mu,\sigma^2)$ , 则  $Y=\frac{X-\mu}{\sigma}$  服从N(0,1)

利用
$$X=\sigma Y+\mu$$
, 可以得到 $E(X)=\mu$ ,  $D(X)=\sigma^2$ .

34. 令 X 和 Y 为独立的离散型随机变量,且在  $\{0,1,\cdots,1\}$   $Z_n \equiv X + nY \pmod{K}$ ,

研究  $Z_n$  的独立性和两两独立性.

 $\sqrt{35}$  设 (X,Y) 的联合密度函数为

$$f(x,y) = \begin{cases} Ae^{-(3x+4y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

- (1) 求系数 A;
- (2) X 与 Y 是否独立
- (3) 求 Z = X + Y 的密度函数  $f_Z(z)$ ;
- (4) 试求 P(X > 0.5|X + Y = 1).
- 36. 设随机向量 (X,Y) 服从  $\{(x,y): |x+y| \leq 1, |x-y| \leq 1\}$  内的均 (1) 试求出 X 和 Y 的边缘公本。

定义连续型随机变量的条件分布函数会遇到什么问题?

回顾: 研究一个随机变量的取值对另一个随机变量取值的影响。

定义 给定  $y \in R$ , 若对任意  $\Delta y > 0$ 有

$$P\{y < Y \leq y + \Delta y\} > 0$$

且对任意 $x \in R$ ,极限

$$\lim_{\Delta y \to 0^+} P\{ X \le x \mid y < Y \le y + \Delta y \}$$

存在, 称此极限函数为在Y=y的条件下, 随机变量X的条件分布函数. 记作  $F_{X/Y}(x|y)$ .

