

### 第三章、随机变量 $X$ 的数字特征

- $X$  的完全刻画:
  - 1. 离散  $X$  的分布列(PMF)、
  - 2. 连续  $X$  的密度函数(PDF)、
  - 3. 一般  $X$  的分布函数(CDF).
- 实际问题, 难以完全刻画/描述/确定  $X$ .
- 数字特征容易计算, 是  $X$  的工具. 如,
  - 位置特征 (期望);
  - $X$  的离散程度特征 (方差).

### §3.1 | 散. 随机变p的数E期望

~. 设某彩票u 1了10万张, 每张售1元, 其 10张有奖, 各奖y 5000元, 其它无奖. 问: 买一张彩票, 平p盈| 多少

- 将“盈|”视为随机变p, 记为X. 则X可取 5000 1 或 1. 对应的概率为  $\frac{10}{100000}$  1  $\frac{10}{100000}$ , (空间百©比).
- 平p盈| 为

$$EX = 4999 \frac{10}{100000} + 1 \cdot \frac{10}{100000} = 0.5(\text{元}):$$

- 注: “计算4999与1的算术平p, 得2499元”是荒谬的.
- 注: 期望是可能 的加权平p.



- ©布特 最 要的特 一: %位 特 (期望).
- ~. 一批数  $\hat{a} a_1; a_2; \dots; a_n$  的平  $\bar{a}$  :

$$\bar{a} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i$$

统计频数/频率: 可能  $x_k$  出现  $n_k$  次, 频率为  $\frac{n_k}{n}$ . 于是

$$\bar{a} = \frac{1}{n} \sum_k x_k n_k = \sum_k x_k \frac{n_k}{n} = \sum_k x_k p_k$$

- 定义1.1. 设  $X$  为离散. 随机变  $p$ , 概率 ©布如下:

$$P\{X = x_k\} = p_k; \quad k = 1, 2, \dots$$

称  $\sum_k x_k p_k$  为  $X$  的(数学) 期望或 值, 记为  $EX$  或  $E_p X$ .

- 注: 也称为该 ©布的期望/  $p$  .
- 注: 假设级数  $\sum_k x_k p_k$  对收  $\bar{n}$ . 则期望不 在.

## 点分布 $B_{p1; p, q}$ 的 望

- $X$  的分布:

$X$	1	0
概率	$p$	$1 - p$

- $X$  的期望:

$$EX = 1 \cdot p + 0 \cdot (1 - p) = p$$

## 二项分布 $B(p, n; p, q)$ 的期望

- $X$  的分布: 记  $q = 1 - p$ , 则

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

- $X$  的期望:

$$\begin{aligned}
 EX &= \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \\
 &= \sum_{k=1}^n k \frac{n!}{k! p^{n-k} q^k} p^k q^{n-k} \\
 &= \sum_{k=1}^n \frac{n!}{(k-1)! p^{n-k} q^k} p^k q^{n-k} \\
 &= np \sum_{k'=0}^{n-1} \frac{n!}{k'! p^{n-1-k'} q^{k'+1}} p^{k'+1} q^{n-1-k'} \\
 &= np; \quad p n' = n \quad 1 q
 \end{aligned}$$

## 泊松分布Poisson $\lambda$ 的期望

- $X$  的分布:

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

- $X$  的期望:

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

- 注:  $\lambda p_k = \lambda p_{k-1}, \quad k=1,2,\dots$

# 超几何分布(参数为 $N; M; n$ ) 的 望

- $X$  的分布:

$$P\{X=m\} = \frac{C_M^m C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}; \quad m = 0, 1, 2, \dots, n$$

- $X$  的期望: 记  $X' = X - 1$ . 则

$$EX = \sum_{m=0}^n m \frac{C_M^m C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}$$

$$= \sum_{m=1}^n \frac{m! p^m q^{n-m}}{C_N^n} \frac{M!}{m! p^m} \frac{C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n} = \sum_{m=1}^n \frac{M M'!}{m! p^{M'} q!} \frac{C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}$$

$$= M \sum_{m'=0}^{n'} \frac{C_{M'}^{m'} C_{N'-M'}^{n'-m'}}{C_N^n} = M \frac{C_{N'}^{n'}}{C_N^n} \sum_{m'=0}^{n'} \frac{C_{M'}^{m'} C_{N'-M'}^{n'-m'}}{C_{N'}^{n'}}$$

$$= M \frac{N!}{n! p^{N'} n! q!} \frac{n! p^N n! q!}{N!} = \frac{Mn}{N} = n \frac{M}{N}$$



## §3.2 随机变量的期望

• 定

义





## 指数分布 $E(p, q)$ 的期望

- $X$  的密度:

$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}; & x \geq 0; \\ 0; & \text{其它:} \end{cases}$$

- $X$  的期望:

$$\begin{aligned} EX &= \int_{-\infty}^{\infty} x p(x) dx = \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= \frac{1}{\lambda} \int_0^{\infty} t e^{-t} dt \quad (\text{令 } t = \lambda x) \\ &= \frac{1}{\lambda} \int_0^{\infty} t e^{-t} dt = \frac{1}{\lambda} \int_0^{\infty} e^{-t} dt = \frac{1}{\lambda} \end{aligned}$$

# 正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的期望

- $X$  的密度:

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

- $X$  的期望:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] dx$$

$$= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] dx$$

$$= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (y+\mu) \exp\left[-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right] dy = \mu \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{y^2}{2\sigma^2}\right] dy$$

$$= \mu \int_{-\infty}^{\infty} f(y) dy = \mu$$

- 注:  $f(x)$  是  $x$  的对称函数。

## 伽玛分布 $\Gamma(p; q)$ 的期望

- $X$  的密度:

$$p(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}; \quad x > 0; \quad \alpha > 0; \quad \beta > 0$$

- $X$  的期望:

$$EX = \int_0^{\infty} x p(x) dx = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} x^\alpha e^{-\beta x} dx$$

$$= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-\beta x} dx = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \frac{\Gamma(\alpha+1)}{\beta^{\alpha+1}} = \frac{\alpha}{\beta}$$

## §3.3 期望的简化及随机变量的期望公式

- 设  $X$  为随机变量,  $c; k; b$  为常数. 则

$$\begin{aligned} (1) \quad E(c) &= c; \\ (2) \quad E(kX) &= kE(X); \\ (3) \quad E(X + b) &= E(X) + b; \\ (4) \quad \text{线性: } E(kX + b) &= kE(X) + b. \end{aligned} \tag{3.1}$$

- : (1)  $P_X(c) = 1$ . 按定义 (1) 成立.  
由(2), (3) (4) 成立.



(3)  $E_p X \leq b$   $E_p X \leq b$  的 明:

- 散5与(2) a 似. 下设  $X$  为  $\mathbb{R}$  上, 密度为  $p(x)$ .
- $p_Y(y) \leq p(y)$  (参见第 章, ~ 4.8)

按定义,

$$\begin{aligned}
 E_p Y &= \int_{-\infty}^{\infty} y p_Y(y) dy && \int_{-\infty}^{\infty} y p(y) dy \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) p_Y(y) dx dy && \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) p_Y(y) dx dy \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} y p_Y(y) dy && \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} y p_Y(y) dy \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} y p_Y(y) dy && \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} y p_Y(y) dy
 \end{aligned}$$



# 随机变量 $p$ 数的期望公式

- 离散: 设  $X$  的分布列为  $P\{X = x_i\} = p_i, i = 1, 2, \dots$ .  
若下式右边  $y$  对收  $\tilde{n}$ , 则

$$E\{f(X)\} = \sum_i f(x_i) p_i \quad (3.3)$$

- 连续: 设  $X$  的密度为  $p(x)$ . 若下式右边  $y$  对收  $\tilde{n}$ , 则

$$E\{f(X)\} = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) p(x) dx \quad (3.2)$$

- 注: 免去了求  $Y = f(X)$  的分布列或密度的过程.
- 注:  $\hat{1}$  约定.  $\sim EX^k$  表示  $E\{X^k\}$ , 不表示  $p\{EX^k\}$ .



~ 3.2  $X \in U(0; 2\pi)$ , 求  $E \sin X$ .

• ) :

$$E \sin X = \int_{-\infty}^{\infty} \sin px q(p) dp = \int_0^{2\pi} \sin px q(p) dp = 0:$$

• 注: 上, 由对称  $E \sin X = 0$ .



# • 差

- 定义: 设  $EX$  存在, 称

$$E(X - EX)^2 \quad (4.3)$$

为  $X$  的方差, 记为  $DpXq$  或  $\text{Varp}Xq$ . 也称为其分布的方差.

- 定义4.1(离散) & 4.2(连续)

设  $X$  的分布列如下, 或密度为  $ppxq$ .

$$PpX = x_kq = p_k; k = 1; 2; \dots;$$

则  $DpXq$  有如下表达式:

$$\sum_k x_k^2 p_k - (EX)^2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 p(x) dx - (EX)^2 \quad (4.2, 4.2')$$

- 注: 若级数/积分收敛, 则方差存在; 否则方差不存在.
- 方差是非负的:  $DpXq \geq 0$ .

- 差的等式/计算公式:

$$DpXq = EX^2 - EX^2: \quad (4.4)$$

- 要用第四章的定理:  $E(pX + Y) = E(pX) + EY$ .
- (4.4) 的证明: 记  $EX = \mu$ .

$$DpXq = E(X - \mu)^2 - E(pX - p\mu)^2 = E(X - \mu)^2 - p^2 E(X - \mu)^2$$

- 另: 如  $X$  为  $p$  阶矩, 记  $E(X^2) = \mu_2$ , 则

$$DpXq =$$

## 点分布 $B(p; n)$ 的方差

- $X$  的期望:  $EX = np$ .
- $X$  的方差: 按定义,

$$DpXq = E(pX)^2 - (pX)^2 = p^2 E(X^2) - p^2 (EX)^2 = p^2 [E(X^2) - (EX)^2]$$

- $X$  的方差: 按计算公式,

$$\bar{n} DpXq = E(X^2) - (EX)^2 = pE(X^2) - p^2 (np)^2 = p^2 [E(X^2) - (EX)^2]$$

## 二项分布 $B(n; p, q)$ 的方差

- $X$  的期望:  $EX = np$ .
- $X$  的方差: 按定义,
- $X$  的方差: 记  $q = 1 - p$ , 按计算公式,

$$EX^2 = \sum_{k=0}^n k^2 \frac{n!}{k!p^k q^{n-k}} p^k q^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^n k p k \cdot 1 q \cdot k \frac{n!}{k!p^k q^{n-k}} p^k q^{n-k}$$

$$= npn \cdot 1 q p^2 \sum_{k'=0}^{n'} \frac{n!}{k'!p^{k'} q^{n-k'}} p^{k'} q^{n-k'} = EX \cdot p q \cdot X \cdot 2q$$

$$= npn \cdot 1 q p^2 \cdot np \cdot n^2 p^2 \cdot np^2 \cdot np$$

$$\bar{n} DpXq \quad EX^2 = pEXq^2 + np(1-p):$$



## 泊松分布Poisson $p, q$ 的方差

- $X$  的期望:  $EX$
- $X$  的方差:  $k' = k - 1, k'' = k - 2$ , 按计算公式,

$$\begin{aligned}
 EX^2 &= \sum_{k=1}^{\infty} k^2 \frac{p^k q^{1-k}}{k!} e^{-\lambda} = \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{p^k q^{1-k}}{k!} e^{-\lambda} \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} p k \frac{p^{k-1} q^{1-k}}{(k-1)!} e^{-\lambda} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{p^k q^{1-k}}{(k-1)!} e^{-\lambda} \\
 &= \sum_{k=2}^{\infty} \frac{p^k q^{1-k}}{(k-2)!} e^{-\lambda} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{p^k q^{1-k}}{(k-1)!} e^{-\lambda} \\
 &= 2 \sum_{k''=0}^{\infty} \frac{p^{k''} q^{1-k''}}{k''!} e^{-\lambda} = \sum_{k'=0}^{\infty} \frac{p^{k'} q^{1-k'}}{k'!} e^{-\lambda} = 2
 \end{aligned}$$

$\bar{n} = DpXq = EX^2 - pEXq^2$  :

## 均匀分布 $U(a, b)$ 的方差

- $X$  的期望:  $EX = \frac{a+b}{2}$ .
- $X$  的方差: 按计算公式,

$$EX^2 = \int_a^b x^2 \frac{1}{b-a} dx = \frac{1}{b-a} \left[ \frac{x^3}{3} \right]_a^b = \frac{1}{3} (pa^2 + ab + b^2q)$$

$$DpXq = EX^2 - pEXq^2 = \frac{1}{3} pa^2 + ab + b^2q - \frac{1}{4} pa^2 - 2ab - b^2q = \frac{1}{12} pb + aq^2:$$

- $X$  的方差: 按定义,

$$DpXq = EpX - EXq^2 = \int_a^b pX - \frac{a+b}{2} q^2 \frac{1}{b-a} dx$$

$$= \frac{1}{b-a} \left[ pX - \frac{a+b}{2} q^3 \right]_a^b = \frac{1}{3pb - aq} \left[ 2p \frac{b}{2} a q^3 - \frac{1}{12} pb + aq^2 \right]$$

## 指数分布 $E_{\lambda}$ 的方差

- $X$  的期望:  $EX = \frac{1}{\lambda}$ .
- $X$  的方差: 按计算公式,

$$EX^2 = \int_0^{\infty} x^2 \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda^2} \int_0^{\infty} t^2 e^{-t} dt = \frac{1}{\lambda^2} \Gamma(3) = \frac{1}{\lambda^2} \cdot 2! = \frac{2}{\lambda^2}$$

$$\tilde{\sigma}^2(D_{\lambda} X) = EX^2 - (EX)^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$$

## 正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的方差

- $X$  的期望:  $E X$
- $X$  的方差: 按定义,

$$DpXq = E pX - q^2$$

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

$$= \int_{-\infty}^{\infty} t^2 \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \quad \text{令 } t = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

2: (见 ~ 3.1)

- 注:  $\mu, \sigma^2$  分别是期望、方差.

## 伽玛分布 $\Gamma(p, q)$ ; $q$ 的方差

- $X$  的密度: 定 ,

$$p_{\alpha} p_{Xq} = \frac{\alpha}{\Gamma(p, q)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}; \quad p > 0, q > 0$$

- $X$  的期望:  $E X = \frac{\alpha}{\beta}$ .
- $X$  的方差: 按计算公式,

$$E X^2 = \int_0^{\infty} x^2 \frac{\alpha}{\Gamma(p, q)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x} dx$$

$$= \frac{\alpha}{\Gamma(p, q)} \int_0^{\infty} x^{\alpha+1} e^{-\beta x} dx$$

$$= \frac{\alpha}{\Gamma(p, q)} \frac{\Gamma(p+2, q)}{\alpha+1}$$

$$= \frac{\alpha}{\Gamma(p, q)} \frac{\Gamma(p+1, q)}{\alpha+1} \frac{\alpha+1}{\alpha+1}$$

$$= \frac{\alpha}{\Gamma(p, q)} \frac{\Gamma(p+1, q)}{\alpha+1}$$

$$D p X q = \frac{\alpha}{\Gamma(p, q)} \frac{\Gamma(p+1, q)}{\alpha+1} - \left( \frac{\alpha}{\beta} \right)^2$$

# 差的简ü 5

- 设  $X$  为随机变  $p$ ,  $c; k; b$  为常数. 则

$$\begin{aligned}
 p1q & Dpcq = 0; \\
 p2q & DpkXq = k^2 DpXq; \\
 p3q & DpX bq = DpXq; \\
 p4q & DpkX bq = k^2 DpXq;
 \end{aligned} \tag{4.5}$$

- : (1)  $Epcq = c$ . 按定义,  $DpXq = Epc - cq^2 = 0$ .  
由(2), (3) (4) 成á .



# 切比雪夫不等式

## §3.5 其它

定理 5.1 设  $EX$  与  $DpXq$  在. 则对任意  $\epsilon > 0$ ,

$$P\{|X - \mu| \geq \epsilon\} \leq \frac{DpXq}{\epsilon^2} \quad (5.1)$$

• 证明:

$$\begin{aligned} DpXq &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 p(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\mu - \epsilon} (x - \mu)^2 p(x) dx + \int_{\mu - \epsilon}^{\mu + \epsilon} (x - \mu)^2 p(x) dx + \int_{\mu + \epsilon}^{+\infty} (x - \mu)^2 p(x) dx \\ &\geq \int_{-\infty}^{\mu - \epsilon} \epsilon^2 p(x) dx + \int_{\mu + \epsilon}^{+\infty} \epsilon^2 p(x) dx \\ &= \epsilon^2 \left( P\{X \leq \mu - \epsilon\} + P\{X \geq \mu + \epsilon\} \right) \\ &\geq \epsilon^2 P\{|X - \mu| \geq \epsilon\} \end{aligned}$$

• 注: 反映了  $X$  分布的权的分散程度.





- © 别称  $EX^k$ ,  $E_p X$   $EXq^k$  为  $X$  的  $k$  原点, 中心,
- © 别记为  $k$ ,  $k$ , ( $k = 1; 2; \dots$ ).
- 注:  $p$  为 1,  $\bullet$  差为 2.
- 注:  $k$  也可以不是 数.

## © 位数与 位数

- 设  $X$  的 © 布 数  $F_{p,q}: x \in \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$  且  $\hat{F}$  格  $\hat{F}$  调上升. 则 • 在  $\mathbb{R}$  数  $p \in [0,1]$ ,  $x_p$ ,  $p \in [0,1]$ , 即 • 在唯一的  $x_p$  使得

$$F_{p,q}(x_p) = p; \quad \forall p \in [0,1]$$

- 称  $x_p$  为  $X$  的  $p$  分位数. 称  $p \in [0,1] \rightarrow x_p$  为  $X$  的分位数函数.
- 一般情 / . 若下式成立, 则称  $x_p$  是  $X$  的  $p$  分位数 (下 © 位点).

$$P_p(X \leq x_p) = p \quad \forall p \in [0,1] \tag{5.4}$$

$$\text{等价地: } P_p(X \leq x_p) \geq p; \quad P_p(X \leq x_p) \leq 1 - p; \tag{5.4'}$$

- 令  $p = \frac{1}{2}$ . 称  $x_{\frac{1}{2}}$  为中位数.
- 注: © 位数 • 在 (如,  $x_p = \inf\{x: F_{p,q}(x) \geq p\}$ ), 但不一定唯一.

~ . 点 © 布  $p_1; p_0q$  的 © 位数.

- 记  $q_0 = 1 - p_0$ . © 布 数:

$$F_{p,q} = \begin{matrix} \$ \\ \vdots \\ 0; & x = 0; \\ \& \\ \vdots \\ q_0; & 0 \leq x < 1; \\ \% \\ \vdots \\ 1; & x \neq 1; \end{matrix}$$

- © 位数:

$$x_p = \begin{matrix} \$ \\ \vdots \\ 0; & p \leq p_0; q_0q; \\ \& \\ \vdots \\ r_0; 1s; & p < q_0; \\ \% \\ \vdots \\ 1; & p \leq p_0; 1q; \end{matrix}$$