

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 的概率密度函数(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.

~. ~ 射5 \hat{a} 子求平 $p \hat{a}$ 子数.

数 \hat{a} 如右表所示:

• \hat{p}_k 取 k 的**频率/(时间)百◎比**.

• 泊松◎布列:

$$p_k, k = 0; 1; 2;$$

• 平 $p \hat{a}$ 子数:

$$\frac{1}{2608} p_0 \quad 57 \quad 1 \quad 203$$
$$2 \quad 383 \quad \underbrace{10 \quad 16q}$$
$$\sum_{k=0}^{\infty} k \hat{p}_k \quad \sum_{k=0}^{\infty} k p_k:$$
$$k=0 \quad k=0$$

X	频数	频率	p_k
0	57	0.022	0.021
1	203	0.078	0.081
2	383	0.147	0.156
3	525	0.201	0.202
4	532	0.204	0.195
5	408	0.156	0.151
6	273	0.105	0.097
7	139	0.053	0.054
8	45	0.017	0.026
9	27	0.010	0.011
¥ 10	16	0.006	0.007
总计	2608	1.000	1.000

• 注: 期望 数 \hat{a} 的算术平 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 p 值, 记为 EX 或 $E_p X$.

- 注: 也称为该©布的期望/ p .
- 注: 假设级数 $\sum_k x_k p_k$ 收敛. 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:

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

泊松分布Poisson p, q 的 期望

- X 的分布:

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

- X 的期望:

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

- 注: $k \geq 1$ 时, $p_k = \lambda p_{k-1}$

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

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

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

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

§3.2 随机变p的期望

- 定



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: 正态分布的期望是权函数的对称中心。

伽玛分布 $\Gamma(p; q)$ 的期望

- X 的密度:

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

- 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.

(2) $EpkXq$ $kEpXq$ 的 明:

• 若 $k = 0$, 则 \dot{u} 边 p 为 0 , \checkmark . 下设 $k \neq 0$.

• I 散. : 设 X 的 \odot 布为 $PpX = x_iq = p_i, i = 1; 2; \dots$.

则 $Y = kX$ 的 \odot 布为 $PpY = kx_iq = p_i, i = 1; 2; \dots$

按定义, $E p Y q = \sum_i k x_i p_i = k \sum_i x_i p_i = k E p X q$.

• $\ddot{e} Y$. : 设 X 的密度为 $p p x q$,

则 $Y = kX$ 的密度为 $p_Y p y q = \frac{1}{|k|} p \frac{y}{k}$. (参见第 章, ~ 4.8).

按定义

$$E p Y q = \int_{-\infty}^{\infty} y p_Y p y q dy = \frac{1}{|k|} \int_{-\infty}^{\infty} y p \frac{y}{k} dy$$

$$= k \int_{-\infty}^{\infty} x p p x q dx = k E p X q: p x \frac{y}{k} q:$$

(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 $p(x)$.
- $p_Y(y) \leq p(y)$ b . (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 $E\{X\}^k$.



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

•) :

$$E \sin X = \int_{-\infty}^{\infty} \sin pxq \cdot p_X pxq dx$$

$$\int_0^{2\pi} \sin pxq \cdot \frac{1}{2} dx = 0:$$

• 注: 上, 由对称 $E \sin X = 0$.

§3.4 • 差及其简ü 5

- ©布特 最 要的特 : ©散程度/宽窄特 (• 差).
- ~. 甲、乙ü个女生 唱队的身高如下, 平p都是1.60.
甲队: 1.60, 1.62, 1.59, 1.60, 1.59; 齐/• 差 .
乙队: 1.80, 1.60, 1.50, 1.50, 1.60. 参差不齐/• 差E.
- ~. 一批数â $a_1; a_2; \dots; a_n$ 的波动程度.
如, 产品的某 特5(如强度)波动E, 说明生产不稳定.
如, 生物的某 特5(如É Ø)波动E, 表示病态.
- 一批数â 的©散程度/波动程度:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p a_i^2 - \bar{a}^2 = \sum_{i=1}^n p a_i^2 - \bar{a}^2 : \quad (4.1)$$

- 数â 5自随机变p X, 则 $a = EX^{\Delta}$.
上式约为 $Y = pX^2$ 对应的数â 的平p , EY .

• 差

- 定义: 设 EX 存在, 称

$$DpXq = EX^2 - (EX)^2 \quad (4.3)$$

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 $ppxq$.

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

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; 否则方差分散.
- 方差是非负的: $DpXq \geq 0$.

- 差的等式/计算公式:

$$D_p X_q = EX^2 - EX^2 - EX^2 \quad (4.4)$$

- I 要用第四章的定理: $E_p X Y_q = E_p X_q E_p Y_q$.

- (4.4) 的证明: 记 EX .

$$D_p X_q = EX^2 - EX^2 - EX^2$$

- 另: 如, $X \sim p \times q$, 记 EX . 则

$$D_p X_q$$

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,

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

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

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

$$npn (1-q)p^2 \quad np \quad n^2 p^2 \quad np^2 \quad np$$

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

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,

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

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

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,

$$DpXq = EpX - EXq^2 = \int_a^b \left(\frac{a-b}{2} q^2 - \frac{1}{b-a} x \right)^2 \frac{1}{b-a} dx$$

$$= \frac{1}{b-a} \int_a^b \left(\frac{a-b}{2} q^2 - \frac{x}{b-a} \right)^2 dx = \frac{1}{3pb - aq} \left(2p \frac{b-a}{2} q^3 - \frac{1}{12} (pb + aq^2) \right)$$

指数分布 E_{λ} 的方差

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

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

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

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: μ, σ^2 分别是期望、方差.

伽玛分布 $\Gamma(p, q)$; q 的方差

- X 的密度: 定 ,

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

- X 的期望: $EX = \frac{\alpha}{\beta}$.
- X 的方差: $DpXq = \frac{\alpha}{\beta^2} \left(\frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{\beta^2} \right)$, 按计算公式,

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

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

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

$$\bar{n} DpXq = \frac{p+1}{p} \frac{1}{\beta^2} - \left(\frac{\alpha}{\beta} \right)^2 = \frac{1}{\beta^2} \left(\frac{p+1}{p} - \frac{\alpha^2}{\beta^2} \right)$$

• 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 .

(2) $D_p kXq$ $k^2 D_p Xq$ 的 明:

- 按计算公式,

$$\begin{aligned} E_p kXq &= k E_p Xq; & E_r p kXq^2 &= E_p k^2 X^2 q & k^2 E X^2 \\ \tilde{r} D_p kXq &= k^2 E X^2 & p k E X q^2 & & \\ & & k^2 E X^2 & p E X q^2 q & k^2 D_p Xq: \end{aligned}$$

(3) $D_p X$ bq $D_p Xq$ 的 明:

- 按定义,

$$\begin{aligned} E_p X &= bq & E_p Xq &= b \\ \tilde{r} D_p X &= bq & E p X &= bq & E_p X &= bq^2 \\ & & E_p X &= E X q^2 & D_p Xq: \end{aligned}$$

切比雪夫不等式

§3.5 其它

定义 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:

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

• 注: 反映了 X 分布的权的分散程度.

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

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

- 称 \sqrt{DpXq} 为 X 的标准差.
- 取 $\epsilon = k \sqrt{DpXq}$, 则

$$P\{|X - EX| \geq k \sqrt{DpXq}\} \leq \frac{1}{k^2}$$

- 特别地, 取 $k = 3$, 则推出

$$P\{|X - EX| \geq 3 \sqrt{DpXq}\} \leq \frac{1}{9}$$

- 注: 态 © 布的 χ^2 验 则 $P\{|X - EX| \geq 3 \sqrt{DpXq}\} \leq 0.0027$. (§2.3)

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

©位数与 位数

- 设 X 的©布 数 $F_{p,q}: x \in \mathbb{R} \rightarrow F_{p,q}(x) \in [0,1]$ 且格调上升. 则在数 $p \in (0,1]$, 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 $p \mapsto x_p$ 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).

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

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

- 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:

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

- © 位数:

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