

4. 数字特征

4.1 期望

离散型 r.v. 的数学期望 设 X 分布列为

X	x_1	x_2	\dots
P	p_1	p_2	\dots

若 $\sum_{i=1}^{+\infty} |x_i| p_i < +\infty$, 则称 $\sum_{i=1}^{+\infty} x_i p_i$ 为 X 的(数学期望(或均值)),

记为

$$EX = \sum_{i=1}^{+\infty} x_i p_i.$$

注: $\sum |x_i| p_i < +\infty \Rightarrow \sum x_i p_i$ 与求和顺序无关. 下面为与求和顺序有关的级数:

$$1 - \frac{1}{2} + \frac{1}{3} - \frac{1}{4} + \frac{1}{5} - \frac{1}{6} + \dots = \ln 2,$$

$$1 + \frac{1}{3} - \frac{1}{2} + \frac{1}{5} + \frac{1}{7} - \frac{1}{4} + \dots = \frac{3}{2} \ln 2.$$

例: 设 $X \sim B(n, p)$. 证 $EX = np$. (直观?)

证: $EX = \sum_{k=0}^n k p(X=k)$

$$= \sum_{k=0}^n k C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^n np C_{n-1}^{k-1} p^{k-1} (1-p)^{n-1-(k-1)}$$

$$\stackrel{(l=k-1)}{=} np \sum_{l=0}^{n-1} C_{n-1}^l p^l (1-p)^{n-1-l} = np.$$

$$k C_n^k = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} \\ = n C_{n-1}^{k-1}$$

例. 设 $X \sim P(\lambda)$. 证 $EX = \lambda$ ($\because \lambda =$ 平均顾客数)

证: $EX = \sum_{k=0}^{+\infty} k p(X=k)$

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

□

例. 设 X 服从几何分布,

$$P(X=k) = (1-p)^{k-1} p, \quad k \geq 1.$$

证 $EX = \frac{1}{p}$. (直观?)

证: $EX = \sum_{k=1}^{+\infty} k p(X=k) = \sum_{k=1}^{+\infty} k (1-p)^{k-1} p$

$$\begin{aligned} |x| < 1 \text{ 时, } \sum_{k=1}^{+\infty} k x^{k-1} &= \sum_{k=1}^{+\infty} (x^k)' = \left(\sum_{k=1}^{+\infty} x^k \right)' \\ &= \left(\frac{x}{1-x} \right)' = \frac{1}{(1-x)^2} \end{aligned}$$

$$\therefore EX = \frac{1}{p}.$$

□

例. 设 X 服从超几何分布,

$$M < N, \quad n < N.$$

$$P(X=k) = \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n}, \quad 0 \leq k \leq n.$$

则 $EX = \frac{Mn}{N}$.

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

$$\sum_{k_1+k_2=n} C_{n_1}^{k_1} C_{n_2}^{k_2} = C_{n_1+n_2}^n$$

$$= \sum_{k=1}^n \frac{M C_{M-1}^{k-1} C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n} = M \frac{C_{N-1}^{n-1}}{C_N^n} = \frac{Mn}{N}$$

□

例: (Coupons) 有 n 类卡片; 你每天买一张, 买到的卡片随机.

令 T 表示集齐 n 类卡片所需时间. 求 ET .

解: 令 T_j 表示从集齐 j 类卡片到集齐 $j+1$ 类卡片所需

时间. 则 $T = \sum_{j=0}^{n-1} T_j$ 且 $T_j \sim \text{Geo}(1 - \frac{j}{n})$.

$$\therefore E[T_j] = \frac{n}{n-j} \quad E[T] = \sum_{j=0}^{n-1} E[T_j] = \sum_{j=0}^{n-1} \frac{n}{n-j} = n \sum_{j=1}^n \frac{1}{j}$$

□

例 罐子中有 n 个球, 标号从 1 到 n . 随机取出 k 个.

求取出的 k 个球标号 和 的期望.

解: 记 S = 取出的 k 个球和的期望.

$$A_i = \{ \text{球 } i \text{ 被取出} \}$$

$$\text{则 } S = \sum_{i=1}^n i 1_{A_i}$$

$$\Rightarrow ES = \sum_{i=1}^n i p(A_i) = \frac{k}{n} \sum_{i=1}^n i = \frac{k(n+1)}{2} \quad \square$$

例. Pepy put a simple version of the following problem to Newton in 1693:

Sam 掷 $6n$ 次骰子, 需要至少 n 个 6; Isaac 掷 $6(n+1)$ 次, 需要至少 $n+1$ 个 6. 谁更可能如愿?

解: 令 $X \sim B(6n, \frac{1}{6})$, $Y \sim B(6, \frac{1}{6})$, X 与 Y 独立.

$Z = X + Y$, 则 $Z \sim B(6(n+1), \frac{1}{6})$. 即比较
较 $p(Z \geq n+1)$ 与 $p(X \geq n)$

$$\begin{aligned} & p(Z \geq n+1) - p(X \geq n) \\ &= \sum_{k=0}^6 p(X \geq n+1-k) p(Y=k) - p(X \geq n) \end{aligned}$$

$$\therefore p(X \geq n+1-k) - p(X \geq n)$$

$$= \begin{cases} \sum_{r=2}^k p(X = n+1-r) \leq (k-1)p(X=n), & k \geq 2 \\ -p(X=n), & k=0 \end{cases}$$

$$\leq (k-1)p(X=n)$$

$$\therefore p(X \geq n+1) - p(X \geq n)$$

$$\leq \sum_{k=0}^6 (k-1) p(Y=k) p(X=n)$$

$$= (EY - 1) p(X=n) = 0$$

\therefore Sam 更可能如愿.

□

Example* (The probabilistic method) $G=(V, E)$ 有限图

$W \subset V$, $e \in E$, 定义

$$I_W(e) = \begin{cases} 1, & \text{若 } e \text{ 连接 } W \text{ 与 } W^c \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

令 $N_W = \sum_{e \in E} I_W(e)$. 证明存在 $W \subseteq V$ s.t.

$$N_W \geq \frac{1}{2} |E|.$$

证: $\forall v \in V$, 令 $v \in W$ 以 $\frac{1}{2}$ 概率. 则

$$E[I_W(e)] = \frac{1}{2}, \quad \forall e \in E$$

$$\Rightarrow E[N_W] = \frac{1}{2} |E|$$

$\therefore \exists W$ s.t. $N_W \geq \frac{1}{2} |E|$.

□

连续型 r.v. 的数学期望 设 X 概率密度为 $f(x)$. 若 $\int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x) dx < +\infty$,

则定义期望 (或均值)

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx.$$

直观: 划分 \mathbb{R} 为 $x_0 < x_1 < \dots < x_n$.

$$P(X \in (x_i, x_{i+1})) \approx f(x_i) \Delta x_i, \quad \Delta x_i = x_{i+1} - x_i$$

在 (x_i, x_{i+1}) 上, $X \approx x_i$.

$$\therefore EX \approx \sum x_i f(x_i) \Delta x_i \rightarrow \int x f(x) dx.$$

例 若 $X \sim U(a, b)$, 则 $EX = \frac{a+b}{2}$.

解. $EX = \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}$. □

例. 若 $X \sim E(\lambda)$, 则 $EX = \frac{1}{\lambda}$.

解. $EX = \int_0^{+\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda^{-1}$. □

例. 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $EX = \mu$.

解: $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$
 $\quad \quad \quad (y = \frac{x-\mu}{\sigma})$
 $\quad \quad \quad = \int_{-\infty}^{+\infty} (\mu + y\sigma) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy$
 $\quad \quad \quad = \mu$ □

一般地, 若 $f(x+\mu) = f(\mu-x)$, 则 $EX = \mu$.

$$\therefore \int x f(x) dx = \int x f(x+\mu) dx + \mu \int f(x+\mu) dx$$

$$\text{且 } x f(x+\mu) = x f(\mu-x) = -(-x f(\mu-x))$$

即 $x f(x+\mu)$ 为奇函数

$$\therefore EX = \mu.$$

例. 若 $f(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{1+x^2}$, $-\infty < x < +\infty$, 则称 X 服从柯西分布. 易证柯西分布不存在期望.

期望的性质

1) $EC = C$.

2) $E(X+Y) = EX + EY$. $E(aX) = aEX$, a 常数.

一般地, $E\left(\sum_i k_i X_i\right) = \sum_i k_i EX_i$.

3) 若 X_1, \dots, X_n 相互独立, 则

$$E\left(\prod_{i=1}^n X_i\right) = \prod_{i=1}^n E X_i.$$

4) 若 $X \geq 0$, 则 $E X \geq 0$. 若 $X_1 \geq X_2$, 则 $E X_1 \geq E X_2$.

5) $|E X| \leq E |X|$.

6) 柯西-施瓦茨 (Cauchy-Schwarz) 不等式:

$$E(XY)^2 \leq E(X^2) E(Y^2).$$

$$g(t) = E(tX - Y)^2 \geq 0, \forall t.$$

证明见板书.

例. $X \sim B(n, p)$. 求 $P(X = \text{偶数})$.

解

X_i	-1	1
0	p	$1-p$

$X_i, i \geq 1$, 独立

$$X = \# \{1 \leq i \leq n : X_i = -1\} \sim B(n, p)$$

$$\text{令 } Y = \prod_{i=1}^n X_i$$

$$\text{则 } Y = \begin{cases} 1, & X \text{ 偶} \\ -1, & X \text{ 奇} \end{cases}$$

$$\therefore E Y = p_{\text{偶}} - p_{\text{奇}} = \prod_{i=1}^n E X_i = (1-2p)^n.$$

$$\text{又 } p_{\text{偶}} + p_{\text{奇}} = 1$$

$$\therefore p_{\text{偶}} = \frac{1 + (1-2p)^n}{2}$$

□.