# 概率论与数理统计

### 随机变量与分布函数

量化, 并更加有效的描述随机事件:

$$\{X\in I\}:=\{\omega\in\Omega:X(\omega)\in I\},\ I\subset\mathbb{R}$$

随机变量X的分布函数定义为:

$$F(x) = P(X \leqslant x) = P(X \in (-\infty, x]), x \in \mathbb{R}$$

# 分布函数

$$(-\infty, x] = \bigcap_{n}^{\infty} \left( -\infty, x + \frac{1}{n} \right]$$

$$F(x) = P(X \le x) = P\left( X \in \bigcap_{n}^{\infty} \left( -\infty, x + \frac{1}{n} \right] \right)$$

$$= P\left( \bigcap_{n}^{\infty} \left\{ X \in \left( -\infty, x + \frac{1}{n} \right] \right\} \right)$$

$$= \lim_{n} P\left( X \in \left( -\infty, x + \frac{1}{n} \right] \right)$$

$$= \lim_{n} F\left( x + \frac{1}{n} \right)$$

# 分布函数

$$(-\infty, x) = \bigcup_{n}^{\infty} \left( -\infty, x - \frac{1}{n} \right]$$

$$P(X < x) = \lim_{n} P\left( X \in \left( -\infty, x - \frac{1}{n} \right] \right)$$

$$= \lim_{n} F\left( x - \frac{1}{n} \right)$$

$$(-\infty, \infty) = \bigcup_{n}^{\infty} (-\infty, n] \qquad \varnothing = \bigcap_{n}^{\infty} (-\infty, -n]$$

$$F(-\infty) = 0$$
  $F(\infty) = 1$ 

# 二项分布

Bernoulli分布:投掷正面出现概率为p的硬币1次, 正面出现次数X的分布

 $X \sim Bernoulli(p), \ 0 \leq p \leq 1$ :

$$P(X = k) = p^k \cdot (1 - p)^{1-k}, k = 0, 1$$

二项分布:投掷正面出现概率为p的硬币n次,正面出现次数X的分布

 $X \sim Bin(n,p), n \geqslant 1, 0 \leqslant p \leqslant 1$ :

$$P(X = k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1 - p)^{n-k}, \ k = 0, 1, 2, ...$$

# 二项分布最大概率点

定理 2.1 设  $n \ge 2, 0 的最大整数),$ 

$$p_n(k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \quad (k=0,1,\cdots,n),$$

则有下列结论:

(1) 当(n+1)p 不是整数时,

$$p_n(0) < p_n(1) < \dots < p_n(m-1) < p_n(m)$$
  
>  $p_n(m+1) > \dots > p_n(n);$  (2.4)

(2) 当(n+1)p 是整数时,

$$p_n(0) < p_n(1) < \dots < p_n(m-1) = p_n(m)$$
  
>  $p_n(m+1) > \dots > p_n(n)$ . (2.5)

#### 证明 显然

$$\frac{p_n(k+1)}{p_n(k)} = \frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{p}{1-p},$$

又 $\frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{p}{1-p} > 1$  的充要条件是 k < (n+1)p-1,于是有下列结论:

当 
$$k < (n+1)p-1$$
 时,  $p_n(k+1) > p_n(k)$ ; (2.6)

当 
$$k > (n+1)p-1$$
 时,  $p_n(k+1) < p_n(k)$ ; (2.7)

当 
$$k=(n+1)p-1$$
 时,  $p_n(k+1)=p_n(k)$ . (2.8)

(n+1)p不是整数:

$$[(n+1)p] - 1 < (n+1)p - 1 < [(n+1)p] < (n+1)p$$

(n+1)p是整数:

$$[(n+1)p] - 1 = (n+1)p - 1 < [(n+1)p] = (n+1)p$$

# 二项分布Poisson逼近

定理 7.2 如果 
$$0 < p_n < 1$$
 且  $\lim_{n \to \infty} np_n = \lambda > 0$ ,则 
$$\lim_{n \to \infty} C_n^k p_n^k (1 - p_n)^{n-k} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}. \tag{7.4}$$

### 证明 根据排列组合公式,有

$$C_n^k p_n^k (1 - p_n)^{n-k} = \frac{n(n-1)\cdots(n-k+1)}{k!} p_n^k (1 - p_n)^{n-k}$$

$$= \frac{1}{k!} (np_n)^k \left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \cdots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) (1 - p_n)^{n-k}.$$

注意,

$$(1 - p_n)^{n-k} = \exp\{(n - k)\ln(1 - p_n)\}\$$

$$= \exp\left\{(n - k)p_n \cdot \frac{1}{p_n}\ln(1 - p_n)\right\},\$$

$$\lim_{n\to\infty}p_n=0,\quad \lim_{n\to\infty}np_n=\lambda,\quad \lim_{n\to\infty}\frac{1}{p_n}\ln(1-p_n)=-1,$$

故(7.4)式成立. □

$$\ln(1+x) = \sum_{n=1}^{\infty} (-1)^{n+1} \frac{x^n}{n} = x - \frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{3} - \cdots$$

甲、乙两人各出同样的赌注,用掷硬币作为博奕手段.每掷一次,若正面朝上,甲得1分乙不得分. 反之,乙得1分,甲不得分. 谁先得到规定分数就赢得全部赌注. 当进行到甲还差2分乙还差3分,就分别达到规定分数时,发生了意外使赌局不能进行下去,问如何公平分配赌注?

甲、乙两人各出同样的赌注,用掷硬币作为博奕手段.每掷一次,若正面朝上,甲得1分乙不得分. 反之,乙得1分,甲不得分. 谁先得到规定分数就赢得全部赌注. 当进行到甲还差2分乙还差3分,就分别达到规定分数时,发生了意外使赌局不能进行下去,问如何公平分配赌注?

P(m,n):甲乙距离分数线分别为m,n时,甲最终赢得比赛

甲、乙两人各出同样的赌注,用掷硬币作为博奕手段.每掷一次,若正面朝上,甲得1分乙不得分. 反之,乙得1分,甲不得分. 谁先得到规定分数就赢得全部赌注. 当进行到甲还差2分乙还差3分,就分别达到规定分数时,发生了意外使赌局不能进行下去,问如何公平分配赌注?

P(m,n):甲乙距离分数线分别为m,n时,甲最终赢得比赛

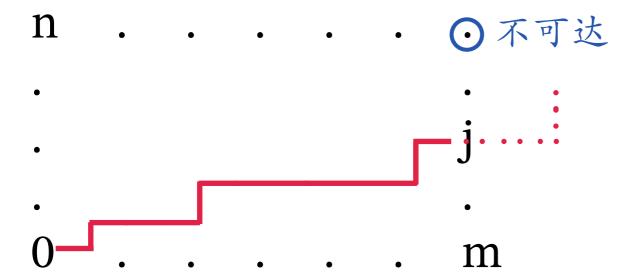
$$P(m,n) = \sum_{k=m}^{m+n-1} {m+n-1 \choose k} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^k \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{m+n-1-k}$$

甲、乙两人各出同样的赌注,用掷硬币作为博奕手段.每掷一次,若正面朝上,甲得1分乙不得分. 反之,乙得1分,甲不得分. 谁先得到规定分数就赢得全部赌注. 当进行到甲还差2分乙还差3分,就分别达到规定分数时,发生了意外使赌局不能进行下去,问如何公平分配赌注?

P(m,n):甲乙距离分数线分别为m,n时,甲最终赢得比赛

$$P(m,n) = \sum_{k=m}^{m+n-1} {m+n-1 \choose k} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^k \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{m+n-1-k}$$

$$P(m,n) = \frac{1}{2} \cdot P(m-1,n) + \frac{1}{2} \cdot P(m,n-1)$$



# 

$$P(3,0)$$
  $P(2,0)$   $P(1,0)$  \*
 $P(3,1)$   $P(2,1)$   $P(1,1)$   $P(0,1)$ 
 $P(3,2)$   $P(2,2)$   $P(1,2)$   $P(0,2)$ 
 $P(3,3)$   $P(2,3)$   $P(1,3)$   $P(0,3)$ 

```
n
                 ○ 不可达
                  m
       P(3,0) \quad P(2,0) \quad P(1,0)
       P(3,1) P(2,1) P(1,1) P(0,1)
       P(3,2) P(2,2) P(1,2) P(0,2)
       P(3,3) P(2,3) P(1,3) P(0,3)
       P(3,1) P(2,1) P(1,1)
```

P(3,2) P(2,2) P(1,2) 1

P(3,3) P(2,3) P(1,3) 1

### n ○不可达 甲需赢得m+n-1步 中的至少m步 m $P(3,0) \quad P(2,0) \quad P(1,0)$ P(3,1) P(2,1) P(1,1) P(0,1)P(3,2) P(2,2) P(1,2) P(0,2)P(3,3) P(2,3) P(1,3) P(0,3)P(3,1) P(2,1) P(1,1)P(3,2) P(2,2) P(1,2) 1 P(3,3) P(2,3) P(1,3)

# Poisson分布

Poisson分布:单位时间发射粒子平均数目  $\lambda > 0$ . 在给定的单位时间内,粒子数量X的分布

 $X \sim Poisson(\lambda), \lambda > 0$ :

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}, k = 0, 1, 2, ...$$

$$0, \quad \frac{1}{n}, \quad \frac{2}{n}, \quad \frac{3}{n}, \quad \cdots, \quad 1$$

1/n的时长内出现粒子的概率近似为 $p = \lambda/n$ 

$$np \approx \lambda, n \to \infty$$

# Poisson分布最大概率点

**定理 2.2** 设 X 服从泊松分布, $p_k = P(X=k) = \frac{\kappa'}{k!} e^{-\lambda} (\lambda > 0; k = 0, 1, 2, \dots)$ ,则有下列结论:

(1) 当 λ 不是整数时,

$$p_0 < p_1 < \cdots < p_{[\lambda]} > p_{[\lambda]+1} > \cdots$$

(这里[λ]是不超过λ的最大整数);

(2) 当 λ 是整数时,

$$p_0 < p_1 < \cdots < p_{\lambda-1} = p_{\lambda} > p_{\lambda+1} > \cdots$$

$$\frac{p_n(k+1)}{p_n(k)} = \frac{\lambda}{k+1} > 1 \Longleftrightarrow k < \lambda - 1$$

# 超几何分布

超几何分布:一罐子中有N个小球,其中K个涂有颜色,从中取出n个,有颜色的小球数X的分布

 $X \sim Hypergeometric(N, K, n), N \geqslant K, n \geqslant 1$ :

$$P(X = k) = \begin{cases} \frac{\binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}}, \max(0, K - N + n) \leq k \leq \min(n, K) \\ 0, \quad otherwise \end{cases}$$

- n=1, Bernoulli(p), p=K/N
- 二项分布  $K/N \approx p, N \rightarrow \infty$

# 超几何分布二项逼近

定理 2.3 设超几何分布(2.10)中  $D \in N$  的函数,即 D = D(N)且

$$\lim_{N\to\infty}\frac{D(N)}{N}=p\quad (0< p<1),$$

$$\lim_{N\to\infty} \frac{C_{D(N)}^k C_{N-D(N)}^{n-k}}{C_N^n} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$
 (2.11)

(对任何固定的 k≥0).

**证明** 既然 0 ,故 <math>N 充分大时,n < D(N) < N(注意,n 是固定的!)以下简记 D(N)为 D. 易知

$$\frac{C_D^k C_{N-D}^{n-k}}{C_N^n} = \frac{D!}{k! (D-k)!} \cdot \frac{(N-D)!}{(n-k)! (N-D-n+k)!} \cdot \frac{n! (N-n)!}{N!} \\
\cdot \frac{n! (N-n)!}{N!} \\
= \frac{n!}{k! (n-k)!} \cdot \frac{D(D-1) \cdots (D-k+1)}{N^k} \\
\cdot \frac{(N-D)(N-D-1) \cdots (N-D-n+k+1)}{N^{n-k}} \\
\cdot \frac{N^n}{N(N-1) \cdots (N-n+1)} \\
= C_n^k \left[ \prod_{i=1}^k \frac{D-i+1}{N} \right] \left[ \prod_{i=1}^{n-k} \frac{N-D-i+1}{N} \right] \\
\cdot \left[ \prod_{i=1}^n \frac{N}{N-i+1} \right] \\
\to C_n^k \rho^k (1-\rho)^{n-k} \quad (N \to \infty). \quad \Box$$

**证明** 既然 0 ,故 <math>N 充分大时,n < D(N) < N(注意,n 是固定的!)以下简记 D(N)为 D. 易知

$$\frac{C_D^k C_{N-D}^{n-k}}{C_N^n} = \frac{D!}{k! (D-k)!} \cdot \frac{(N-D)!}{(n-k)! (N-D-n+k)!} \cdot \frac{n! (N-n)!}{N!} \\
\cdot \frac{n! (N-n)!}{N!} \\
= \frac{n!}{k! (n-k)!} \cdot \frac{D(D-1) \cdots (D-k+1)}{N^k} \\
\cdot \frac{(N-D)(N-D-1) \cdots (N-D-n+k+1)}{N^{n-k}} \\
\cdot \frac{N^n}{N(N-1) \cdots (N-n+1)} \\
= C_n^k \left[ \prod_{i=1}^k \frac{D-i+1}{N} \right] \left[ \prod_{i=1}^{n-k} \frac{N-D-i+1}{N} \right] \\
\cdot \left[ \prod_{i=1}^n \frac{N}{N-i+1} \right] \\
\to C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \quad (N \to \infty). \quad \Box$$

**证明** 既然 0 ,故 <math>N 充分大时,n < D(N) < N(注意,n 是固定的!)以下简记 D(N)为 D. 易知

$$\frac{C_D^k C_{N-D}^{n-k}}{C_N^n} = \frac{D!}{k! (D-k)!} \cdot \frac{(N-D)!}{(n-k)! (N-D-n+k)!} \cdot \frac{n! (N-n)!}{N!} \\
= \frac{n!}{k! (n-k)!} \cdot \frac{D(D-1) \cdots (D-k+1)}{N^k} \cdot \frac{(N-D)(N-D-1) \cdots (N-D-n+k+1)}{N^{n-k}} \cdot \frac{N^n}{N(N-1) \cdots (N-n+1)} \\
= C_n^k \left[ \prod_{i=1}^k \frac{D-i+1}{N} \right] \left[ \prod_{i=1}^{n-k} \frac{N-D-i+1}{N} \right] \cdot \left[ \prod_{i=1}^n \frac{N}{N-i+1} \right] \\
\to C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \quad (N \to \infty). \quad \Box$$

# 超几何分布

$$\sum_{0 \leqslant k \leqslant \min(n,K)} P(X=k) = \sum_{0 \leqslant k \leqslant \min(n,K)} \frac{\binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}} = 1$$

回顾: Vandermonde等式 
$$\binom{m+n}{k} = \sum_{j=0}^{k} \binom{m}{j} \cdot \binom{n}{k-j}$$

注意n与K的对称性

$$\frac{\binom{K}{k}\binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}} = \frac{\binom{n}{k}\binom{N-n}{K-k}}{\binom{N}{K}}$$

# 几何分布

几何分布:投掷正面出现概率为p的硬币直到正面出现,总投掷次数W的分布

$$W \sim Geometric(p), \ 0$$

$$P(W=k) = (1-p)^{k-1} \cdot p, k = 1, 2, 3, ...$$

等待时间**W**:  $P(W > k) = (1 - p)^k$ 

#### 无记忆性:

$$P(W > k + n \mid W > n) = P(W > k) = (1 - p)^k, \ k, n \ge 1,$$

# 负二项分布

负二项分布:投掷正面出现概率为p的硬币直到正面出现r次,总投掷次数Wr的分布

 $W_r \sim NBin(r, p), r \ge 1, 0 :$ 

$$P(W_r = k) = {k-1 \choose r-1} \cdot p^r \cdot (1-p)^{k-r}, \ k = r, r+1, r+2, ...$$

$$W_r = \underbrace{W + W + \cdots + W}_{r \text{ (independent) copies of W}}$$

在k个小球的k-1个间隙中插入r-1个搁板将小球分为r组

Binomial展开:

$$|x|<1, \alpha\in\mathbb{C}$$

$$egin{align} (1+x)^lpha &= \sum_{k=0}^\infty \, inom{lpha}{k} \, x^k \ &= 1+lpha x + rac{lpha(lpha-1)}{2!} x^2 + rac{lpha(lpha-1)(lpha-2)}{3!} x^3 + \cdots, \end{split}$$

$$egin{pmatrix} lpha \ k \end{pmatrix} := rac{lpha(lpha-1)(lpha-2)\cdots(lpha-k+1)}{k!}.$$

$$P(W_r = r + j) = {r + j - 1 \choose r - 1} \cdot p^r \cdot (1 - p)^j$$
  
=  ${r + j - 1 \choose j} \cdot p^r \cdot (1 - p)^j, j = 0, 1, 2, ...$ 

投掷k次, r次正面, j次反面

$$p^{-r} = (1 + (p-1))^{-r} = \sum_{j=0}^{\infty} {r \choose j} (p-1)^{j}$$
$$= \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(-r)(-r-1)\cdots(-r-j+1)}{j!} (p-1)^{j}$$

$$p^{-r} = (1 + (p-1))^{-r} = \sum_{j=0}^{\infty} {r \choose j} (p-1)^{j}$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(-r)(-r-1)\cdots(-r-j+1)}{j!} (p-1)^{j}$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(r+j-1)\cdots(r+1)(r)}{j!} (1-p)^{j}$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} {r+j-1 \choose j} (1-p)^{j}$$

$$\Longrightarrow \sum_{j=0}^{\infty} \binom{r+j-1}{j} p^r (1-p)^j = 1$$

$$\begin{split} p^{-r} &= (1 + (p-1))^{-r} = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{-r}{j} (p-1)^j \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(-r)(-r-1)\cdots(-r-j+1)}{j!} (p-1)^j \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(r+j-1)\cdots(r+1)(r)}{j!} (1-p)^j \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} \binom{r+j-1}{j} (1-p)^j \end{split}$$

$$\Longrightarrow \sum_{j=0}^{\infty} {r+j-1 \choose j} p^r (1-p)^j = 1$$