

Discrete

Mathematics - P173

第一类斯特林数 (Stirling number of the first kind), 记为 $c(n, k)$, 或 $[n]_k$
 对于整数 $1 \leq k \leq n$, 将 n 个人分配围坐于 k 张圆桌, 其中每张圆桌均非空
 如果每人都有相同的左右邻居, 则认为是同一种分配方式, 考虑不同的安排方式数

对于整数 $1 \leq k < n$, 有 $c(n+1, k) = c(n, k-1) + n c(n, k)$

组合证明过程有: 考虑第 $n+1$ 个人的安排方式

当第 $n+1$ 个人单独占一桌时, 则 \square 乘余 n 个人坐在剩余 $k-1$ 桌

即有 $c(n, k-1)$ 种不同安排方式

当第 $n+1$ 个人与其他人同坐一桌时, 先考虑前 n 个人的安排

n 个人坐在 k 桌有 $c(n, k)$ 种不同的安排方式

而对于每一种安排, 将第 $n+1$ 个人安排在前 n 个人中之一的左边

于是有 n 种不同的安排方式

即合计有 $n c(n, k)$ 种不同的安排方式

于是合计有 $c(n+1, k) = c(n, k-1) + n c(n, k)$ 种不同的安排方式

对于正整数 n , 有 $\sum_{j=1}^n c(n, j) = n!$

证明过程有: 基础步马聚: 当 $n=1$ 时, $c(1, 1) = 1 = 1!$

递归步马聚: 假设对任意 $n \in \mathbb{Z}^+$, $P(n)$ 为真, 则考虑 $P(n+1)$

$$\sum_{j=1}^{n+1} c(n+1, j) = c(n+1, n+1) + \sum_{j=1}^n c(n+1, j)$$

$$= 1 + \sum_{j=1}^n [c(n, j-1) + n c(n, j)]$$

$$= 1 + \sum_{k=1}^{n-1} c(n, k) + n \sum_{j=1}^n c(n, j)$$

$$= \sum_{k=1}^n c(n, k) + n \sum_{j=1}^n c(n, j)$$

$$= (n+1) \sum_{k=1}^n c(n, k)$$

$$\stackrel{(IH)}{=} (n+1) \cdot n! = (n+1)!$$

即 $P(n+1)$ 为真

根据数学归纳法, 对于 $n \in \mathbb{Z}^+$, 有 $\sum_{j=1}^n c(n, j) = n!$

于是可以递归地定义 $c(n, k)$, $n, k \in \mathbb{Z}^+$

$$c(n, k) = \begin{cases} 0 & , n < k \\ 0 & , k=0 \\ 1 & , n=k \\ c(n-1, k-1) & , \text{otherwise} \end{cases}$$

firstStirling n k

| n < k = 0

| k = 0 = 0

| n = k = 1

| otherwise = firstStirling (n-1) (k-1)

c = firstStirling n k = 0 | n < k, 0 | k = 0, 1 | n = k, firstStirling (n-1) (k-1) | otherwise = (n-1) * firstStirling (n-1) k

Discrete

Mathematics - P174

拉姆齐定理在图论中有 \blacksquare 种不同的描述

对于所有 n 个顶点的图，其中或者包含一个 r 顶点的团，或者包含一个 s 顶点的独立集
使得这个性质成立的最小自然数 n ，记为 $R(r,s)$ ，其中 $r, s \in \mathbb{Z}^+$

团 (clique)，对于图 $G(V, E)$ ，存在一个 k 个顶点的点集 $V' \subseteq V$

使得 $\forall x, y \in V' \{x, y\} \in E$ ，则称 V' 为图 G 中的一个 k 个顶点的团

独立集 (independent set)，对于图 $G(V, E)$ ，存在一个 k 个顶点的点集 $V' \subseteq V$

使得 $\forall x, y \in V' \{x, y\} \notin E$ ，则称 V' 为图 G 中的一个 k 个顶点的独立集

对于正整数 r, s ，有 $R(r, s) \leq R(r-1, s) + R(r, s-1)$

考虑一个有 $R(r-1, s) + R(r, s-1)$ 个顶点的完全图 $G(V, E)$

并且对所有边指派 \blacksquare 蓝色或红色

从图中随机选一个点， $u \in V$ ，则可以对 $V \setminus \{u\}$ 进行划分。

使得 $M = \{v \in V \mid (u, v) \text{ 是蓝色}\}$, $N = \{w \in V \mid (u, w) \text{ 是红色}\}$

于是可知 $M \cup \{u\} \cup N = V$ ，且 两两交集为空

且有 $R(r-1, s) + R(r, s-1) = |M| + |N| + 1$

于是有 $|M| \geq R(r-1, s)$ 或 $|N| \geq R(r, s-1)$

考虑 $|M| \geq R(r-1, s)$ 的情形，(同理可得 $|N| \geq R(r, s-1)$)， G 中存在一个 s 个顶点的红色团

如果子图 G_M 中包含一个 s 个顶点的红色团，则可知 \blacksquare

否则，子图 G_M 中应包含一个 $r-1$ 个顶点的蓝色团， \blacksquare

又 M 中每个顶点与 u 的边均为蓝色，则存在一个 r 个顶点的蓝色团

于是有 $R(r-1, s) + R(r, s-1) \geq R(r, s)$

当 $R(r-1, s), R(r, s-1)$ 均为偶数时，有更强的结论 $R(r, s) \leq R(r-1, s) + R(r, s-1) - 1$

令 $p = R(r-1, s), q = R(r, s-1)$ 均为偶数， $t = p+q-1$ 为奇数

考虑 t 个顶点的完全图 $G(V, E)$ 并对所有边指派蓝色或红色

取 $G(V, E)$ 的蓝色子图 $G'(V, B)$ ，令 d_i 表示点 $v_i \in V$ 的度

则有 $\sum_{i=1}^t d_i$ 为偶数，而 t 是奇数，则必定存在一个 i 使得 d_i 为偶数

以这个点进行划分 $M = \{u \in V \mid (u, v_i) \text{ 是蓝色}\}$, $N = \{w \in V \mid (w, v_i) \text{ 是红色}\}$

于是有 $|M| + |N| + 1 = t = p+q-1$ ，且 $|M| = d_i$, $|N| = t-1-d_i$ 均为偶数

即 $|M| \geq p-1$ 或 $|N| \geq q$ ，又 $p-1$ 为奇数，于是有 $|M| \geq p$

于是可以利用 \blacksquare 相似的方法证明 $G(V, E)$ 满足 $R(r, s)$ 的条件

即有 $R(r-1, s) + R(r, s-1) - 1 \geq R(r, s)$

Discrete

Mathematics - P175

试验 (experiment), 从一组可能的结果中得出一个结果的过程
a procedure that yields one of a given set of possible outcomes

样本空间 (sample space), 一个试验可能结果的集合
the set of possible outcomes of the experiment

事件 (event), 一个试验样本空间的子集 (subset of the sample space)
即对于样本空间 S , 事件 $E \subseteq S$

拉普拉斯定义 (Laplace's definition), 对于结果具有相等可能性的有限样本空间 S
 S is a finite nonempty sample space of equally likely outcomes

事件 E 的概率为该事件包含的结果次数除以可能结果的总次数
number of successful outcomes of this event divided by number of possible outcomes

即有 $P(E) = |E|/|S|$, 且有 $P(E) \in [0, 1]$

抽样 (sampling), 分为有放回抽样 (sampling with replacement)

和无放回抽样 (sampling without replacement)

蒙地厅大厦的3门问题 (the Monty Hall Three-Door Puzzle)

- 3扇门中的1扇指向是大奖, 另外两扇为空
- 从3扇门中选择一扇, 但不打开
- 出题方未选择的门中, 打开一扇空的门
- 选择坚持打开第一次选择的门, 或是打开未打开也未选择的门

假设 A, B, C 三扇门

中 A 为正确

第一次选择 A 1/3



打开一扇空的门

B 1/6

C 1/6



A 0

B 1/3

C 1/3

第二次选择

A

选择不换, 则胜率为 $(\frac{1}{6} + \frac{1}{6}) = \frac{1}{3}$; 选择换, 则胜率为 $(\frac{1}{3} + \frac{1}{3}) = \frac{2}{3}$

Discrete

Mathematics - P176

概率分布 (probability distribution), 对于有限或可数无限个结果的样本空间 S

对于每个结果 $s \in S$, 指派一个概率 $p(s)$

使得满足条件: $0 \leq p(s) \leq 1, s \in S$

且 $\sum_{s \in S} p(s) = 1$

即每个结果的概率是一个不超过 1 的非负实数

所有可能结果的概率之和应该是 1

进行试验时结果之一必定出现

则从样本空间的所有事件集合 M 到非负实数的函数

$p: M \rightarrow \mathbb{R}$, 称为试验的概率分布

均匀分布 (uniform distribution), 对于有 n 个可能结果的样本空间 S , 有 $n \in \mathbb{Z}^+$

则对于任意结果 $s \in S$, $p(s) = 1/n$

对于样本空间为 S 的事件 $E \subseteq S$, 其概率为 E 中结果的概率之和

即 $P(E) = \sum_{s \in E} p(s)$

特别地有, 当事件 E 为无限集合时,

$\sum_{s \in E} p(s)$ 是一个收敛的无穷级数 (convergent infinite series)

对于样本空间 S 中有限个或可数无穷个两两不相交事件 (pairwise disjoint) E_1, E_2, \dots

有 $P(\bigcup_i E_i) = \sum_i p(E_i)$

条件概率 (conditional probability of E given F). 对于事件 E, F 且有 $P(F) > 0$

则给定事件 F 下 E 的条件概率记为 $P(E|F)$

且有 $P(E|F) = P(E \cap F) / P(F)$

独立事件 (independent event), 对于事件 E, F ,

称事件 E, F 是独立的, 当且仅当 $P(E \cap F) = P(E)P(F)$

当 F 为不可能事件时, $P(E \cap F) = 0 = P(E)P(F)$, 则 E, F 独立平凡地为真

当 $P(F) > 0$ 时, 有 $P(E|F) = P(E \cap F) / P(F) = P(E)$

即直观上独立事件相互间不影响发生概率

两两独立事件 (pairwise independent event), 对于事件 E_1, E_2, \dots, E_n

如果对于任意 $1 \leq i < j \leq n$, 有 $P(E_i \cap E_j) = P(E_i)P(E_j)$

则称事件 E_1, E_2, \dots, E_n 是两两独立的

Discrete

Mathematics - P177

相互独立事件 (mutually independent event), 对于事件 E_1, E_2, \dots, E_n

如果对于任意 $2 \leq m \leq n$, $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_m \leq n$

都有 $P(E_{i_1} \cap E_{i_2} \cap \dots \cap E_{i_m}) = P(E_{i_1})P(E_{i_2}) \dots P(E_{i_m})$

则称事件 E_1, E_2, \dots, E_n 是相互独立的

特别地有, 为证 E_1, E_2, \dots, E_n 为相互独立事件

需要检查的条件有 $\sum_{m=2}^n \binom{n}{m}$ 个

于是有 $\sum_{m=2}^n \binom{n}{m} = \sum_{m=0}^n \binom{n}{m} - \binom{n}{1} - \binom{n}{0}$

$$= 2^n - n - 1$$

特别注意, E_1, E_2, \dots, E_n 相互独立 $\rightarrow E_1, E_2, \dots, E_n$ 两两独立, 但反之不成立

对于数字 2, 3, 5, 30 中随机抽取 1 个数字 k

令事件 A 为 $2|k$, 事件 B 为 $3|k$, 事件 C 为 $5|k$

则有 $P(A) = \frac{1}{2}$, $P(B) = \frac{1}{2}$, $P(C) = \frac{1}{2}$

且有 $P(AB) = \frac{1}{4}$, $P(BC) = \frac{1}{4}$, $P(AC) = \frac{1}{4}$, 但 $P(ABC) = \frac{1}{4} \neq \frac{1}{8}$

于是 A, B, C 是两两独立的, 但不是相互独立的

伯努利试验 (Bernoulli trial), 指具有两种可能结果的试验

通常记为成功 (success) 和失败 (failure)

二项分布 (binomial distribution), 指对于成功率 p, 失败率 $q = 1 - p$ 的 n 次独立伯努利试验中

令函数 $b(k; n, p) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}$ 表示正好成功 k 次的概率

则称这个分布函数为二项分布

通常记作 $X \sim B(n, p)$

另外对于所有 $0 \leq k \leq n$, 有 $\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = (p+q)^n = (p+1-p)^n = 1$

随机变量 (random variable), 为一个人从样本空间到实数集的函数 $f: S \rightarrow \mathbb{R}$

对试验的每个结果指派一个实数值

注意随机变量并不是一个变量, 而是一个函数

一个随机变量 X 在样本空间 S 中的分布

是指对于所有的 $r \in X(S)$, 有序对 $(r, P(X=r))$

其中 $P(X=r)$ 是 X 取值为 r 的概率

通常是通过对每个 $r \in X(S)$ 指派 $P(X=r)$ 来描述分布

Discrete

Mathematics - P178

碰撞 (collision), 指对于 hash 函数, 两个不同的关键字映射到相同的 hash 值

相容率算法 (probabilistic algorithm), 指在一步或多步中做出随机选择的算法

相容率方法 (probabilistic method), 指证明与集合中具有给定性质的个体的有关结果的证明技巧

通过对个体指派相容率, 证明具有给定性质的个体的相容率为正数

即对于一个给定的集合 S , 从中随机地选取一个元素

令事件 E 为该元素具有给定的性质, 则 \bar{E} 为不具有给定性质

通过证明 \bar{E} 的相容率 $Pr(\bar{E}) < 1$, 即不具有给定性质的相容率小于 1

则有 $Pr(E) > 0$, 即集合 S 中存在具有给定性质的元素

对于整数 $k \geq 2$, 有拉姆齐数 $R(k, k) \geq 2^{k/2}$

证明过程有, 当 $k=2$ 时, $R(2, 2) = 2 \geq 2^{2/2}$

当 $k=3$ 时, $R(3, 3) = 6 \geq 2^{3/2}$

当 $k \geq 4$ 时, 考虑人数 $n < 2^{k/2}$.

令事件 E 表示 n 个人中存在 k 个人或者两两是朋友, 或者两两是敌人
由于 n 个人中的 k 个人的组合共有 $\binom{n}{k}$ 种选择, 记为 $S_1, S_2, \dots, S_{\binom{n}{k}}$

则令事件 E_i 为组合 S_i 的 k 个人或者两两是朋友, 或者两两是敌人

即有 $E = \bigcup_{i=1}^{\binom{n}{k}} E_i$

根据假设没有, 对于 n 个人中的任意两个人, 是朋友或是敌人的相容率均为 $\frac{1}{2}$

则在组合 S_i 的 k 个人中, 有 $\binom{k}{2}$ 个不同对的人

于是可知 $Pr(E_i) = 2 \cdot (\frac{1}{2})^{\binom{k}{2}} = 2 \cdot (\frac{1}{2})^{k(k-1)/2}$

则根据布尔不等式有

$$Pr(E) = Pr\left(\bigcup_{i=1}^{\binom{n}{k}} E_i\right) \leq \sum_{i=1}^{\binom{n}{k}} Pr(E_i)$$

$$= \binom{n}{k} \cdot 2 \cdot (\frac{1}{2})^{k(k-1)/2}$$

又对于整数 $1 \leq k \leq n$, 有 $\binom{n}{k} \leq n^k / 2^{k-1}$

$$\text{则 } Pr(E) = \binom{n}{k} \cdot 2 \cdot (\frac{1}{2})^{k(k-1)/2} \leq \frac{n^k}{2^{k-1}} \cdot 2 \cdot (\frac{1}{2})^{k(k-1)/2}$$

又根据假设 $n < 2^{k/2}$

$$\text{则 } Pr(E) \leq \frac{n^k}{2^{k-1}} \cdot 2 \cdot (\frac{1}{2})^{k(k-1)/2} < 2^{\frac{k(k-1)}{2}k - (k-1)} \cdot 2 \cdot 2^{-k(k-1)/2}$$

$$= 2^{k^2/2 - k + 1 + 1 - k^2/2 + k/2} = 2^{2-k/2} \leq 2^{2-4/2} = 1$$

即 n 个人中存在 k 个人或者两两是朋友, 或者两两是敌人的相容率小于 1

即 n 个人中既不存在 k 个人两两是朋友, 也不存在 k 个人两两是敌人的相容率大于 0

于是可知当 $n < 2^{k/2}$ 时, 无法满足拉姆齐数的条件, 于是有 $R(k, k) \geq 2^{k/2}$ 成立

Discrete

Mathematics - P179

循环赛 (round-robin tournament). 对于具有 m 个游戏者的循环赛，其中 $m \geq 2$ 且

每两个游戏者进行一次游戏，游戏的结果为其中一人获胜，另一人失败。

对于正整数 $k < m$ ，考虑有 m 个游戏者的循环赛

这个循环赛的结果可能存在关于 k 的性质

对于每一个 k 个 ~~玩家~~ 的集合，存在 1 个玩家

这个玩家赢了这个集合中的 k 个玩家

并且假设任意两个玩家间的比赛，其中一方获胜都是等可能的

且不同比赛间的后果相互独立

则考虑对于给定的 k ，找到最小的 m 使性质成立

令事件 E 为，对于每个包含 k 个玩家的集合，存在 1 个玩家赢了集合中的 k 个玩家

令事件 F_i 为对于第 i 个包含 k 个玩家的集合，其中 $i = 1, 2, \dots, \binom{m}{k}$

不存在 1 个玩家赢了集合中的 k 个玩家

于是有 $\bar{E} = \bigcup_{i=1}^{\binom{m}{k}} F_i$

根据布不等式，有 $P(\bar{E}) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\binom{m}{k}} F_i\right) \leq \sum_{i=1}^{\binom{m}{k}} P(F_i)$

对于任一事件 F_i 对应的 k 个玩家的集合 S_i

其余 $m-k$ 个人中的任一人赢了这一 k 个玩家的概率为 $(\frac{1}{2})^k$

又所有比赛相互独立，则对于剩余的 $m-k$ 个人

$$P(F_i) = [1 - (\frac{1}{2})^k]^{m-k} = (1 - 2^{-k})^{m-k}$$

$$\text{于是有 } P(\bar{E}) \leq \sum_{i=1}^{\binom{m}{k}} P(F_i) = \binom{m}{k} (1 - 2^{-k})^{m-k}$$

对于给定的正整数 k ，

注意到 $\binom{m}{k} \in \Theta(m^k)$.

于是有当 $m \rightarrow +\infty$ 时， $\binom{m}{k} (1 - 2^{-k})^{m-k} \rightarrow 0$

即对于 $\delta = 1$ ，存在一个正整数 M

使得 $\forall m > M \quad |\binom{m}{k} (1 - 2^{-k})^{m-k}| < 1$

于是对于给定的正整数 k ，总能取到足夠大的正整数 m

使得 $P(\bar{E}) \leq \binom{m}{k} (1 - 2^{-k})^{m-k} < 1$

即 $P(E) > 0$. 即存在一种循环赛结果具有性质的既率大于 1

则通过给定的 k 值，可以得到 m 的最小值的一个上界

如对于 $k=1$ ，有 $m \cdot (\frac{1}{2})^{m-1} < 1$

则有 $m \geq 3$

对于 $k=2$ ，有 $\frac{m(m-1)}{2} \cdot (\frac{3}{4})^{m-2} < 1$

则有 $m \geq 21$

对于 $k=3$ ，有 $\frac{m(m-1)(m-2)}{6} \cdot (\frac{7}{8})^{m-3} < 1$

则有 $m \geq 91$



Discrete Mathematics - P180

I型错误 (type I error, error of the first kind)

false negative: incorrect rejection of true null hypothesis

II型错误 (type II error, error of the second kind)

false positive: failure to reject false null hypothesis

判断 \ 真实	TRUE	FALSE
accept	correct (True Positive)	type II error (False Positive)
reject	type I error (False Negative)	correct (True Negative)

期望线性性质 (linearity), 期望运算符 (expected value operator) $E[\cdot]$ 是线性的 (linear)

对于在样本空间 S 上的随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n ,

对于实数 a, b , 有 $E(aX+b) = aE(X)+b$

以及 $E(X_1+X_2+\dots+X_n) = E(X_1)+E(X_2)+\dots+E(X_n)$

$$\begin{aligned} \text{证明过程有, } E(aX+b) &= \sum_{S \in S} p(S)(aX(S)+b) \\ &= a \sum_{S \in S} p(S)X(S) + b \sum_{S \in S} p(S) \\ &= aE(X)+b \end{aligned}$$

基础步骤: 当 $n=2$ 时, $E(X_1+X_2) = \sum_{S \in S} p(S)(X_1(S)+X_2(S))$

$$= \sum_{S \in S} p(S)X_1(S) + \sum_{S \in S} p(S)X_2(S)$$

递归步骤: 假设对于任意正整数 $n \geq 2$, $P(n)$ 为真, 则考虑 $P(n+1)$

$$\begin{aligned} E(X_1+X_2+\dots+X_n+X_{n+1}) &= \sum_{S \in S} p(S)(X_1(S)+X_2(S)+\dots+X_n(S)+X_{n+1}(S)) \\ &= \sum_{S \in S} p(S)(X_1(S)+X_2(S)+\dots+X_n(S)) + \sum_{S \in S} p(S)X_{n+1}(S) \\ &= E(X_1+X_2+\dots+X_n) + E(X_{n+1}) \\ &\stackrel{(IH)}{=} E(X_1)+E(X_2)+\dots+E(X_n)+E(X_{n+1}) \end{aligned}$$

根据数学归纳法, 对于任意 $n \geq 2$, $E(X_1+X_2+\dots+X_n) = E(X_1)+E(X_2)+\dots+E(X_n)$

】马尔可夫不等式 (Markov's inequality), 对于非负随机变量 X , 常数 $t > 0$

有 $\Pr\{X \geq t\} \leq E(X)/t$

证明过程有, 对于 X 的样本空间 S , 定义指示器变量 I

$$\text{即 } I = \begin{cases} 1 & \text{if } X \geq t \\ 0 & \text{if } X < t \end{cases}$$

于是有 $I \leq X/t$ 分别对于 $X \geq t$ 和 $X < t$ 的情形成立

则有 $\Pr\{X \geq t\} = E(I) \leq E(X/t) = E(X)/t$

Discrete

Mathematics - P181

平均情形下的计算复杂度，可以转化为计算一个随机变量的期望值

令样本空间 S 为可能的输入 a_1, a_2, \dots, a_n ，令随机变量 X 对输入 a_j ($j=1, 2, \dots, n$) 的贝武值为

当 a_j 作为输入时，算法所需的操作数

$$\text{则平均情形的复杂度 } E(X) = \sum_{j=1}^n p(a_j) X(a_j)$$

其中 $p(a_j)$ 为输入 a_j 出现的概率

逆序对

对于由 n 个不同的可比较的元素构成的排列中，考虑逆序对的期望

令指示器变量 $I_{i,j}$ 为在排列 $A[1..n]$ 中，第 i 个元素与第 j 个元素构成一个逆序对

$$\text{即对于 } 1 \leq i < j \leq n, I_{i,j} = \begin{cases} 1, & A[i] > A[j] \\ 0, & A[i] < A[j] \end{cases}$$

则令随机变量 X 为给定排列 $A[1..n]$ 中的逆序对数量

$$\text{于是有 } X = \sum_{1 \leq i < j \leq n} I_{i,j}$$

$$\text{则有 } E(X) = E(\sum_{1 \leq i < j \leq n} I_{i,j}) = \sum_{1 \leq i < j \leq n} E(I_{i,j})$$

又对于随机排列，元素 $A[i]$ 出现在 $A[j]$ 是等可能的

$$\text{即有 } E(I_{i,j}) = Pr(I_{i,j}) = \frac{1}{2}$$

$$\text{则有 } E(X) = \sum_{1 \leq i < j \leq n} E(I_{i,j}) = \sum_{1 \leq i < j \leq n} \frac{1}{2}$$

$$= \binom{n}{2} \cdot \frac{1}{2} = n(n-1)/4$$

插入排序

对于 n 个不同元素的随机排列应用插入排序，考虑比较次数的期望

令 X_i ($i=2, 3, \dots, n$) 随机变量为当前 $i-1$ 个元素 a_1, a_2, \dots, a_{i-1} 已排序

将元素 a_i 插入正确位置所用的比较次数

则有比较次数的随机变量 $X = X_2 + X_3 + \dots + X_n$

$$\text{于是有 } E(X) = E(X_2 + X_3 + \dots + X_n) = E(X_2) + E(X_3) + \dots + E(X_n)$$

考虑将 a_i 插入前 $i-1$ 个元素时，从小到大顺序比较

则当 a_i 是前 i 个元素中第 k ($1 \leq k \leq i$) 大的元素时

$$X_{i(k)} = k, \text{ 即使用 } k \text{ 次比较}$$

$$\text{于是有 } X_i = X_{i(1)} + X_{i(2)} + \dots + X_{i(i)}$$

$$\text{即 } E(X_i) = E(X_{i(1)} + X_{i(2)} + \dots + X_{i(i)}) = \sum_{k=1}^i E(X_{i(k)})$$

$$= \sum_{k=1}^i \frac{1}{2} \cdot k = i(i+1)/2 \cdot \frac{1}{2} = (i+1)/2$$

$$\text{则有 } E(X) = \sum_{i=2}^n (i+1)/2 = \sum_{j=3}^n \frac{j}{2} = \sum_{j=1}^{n+1} \frac{j}{2} - \frac{1}{2}(1+2)$$

$$= \frac{(n+1)(n+2)}{4} - \frac{3}{2} = \frac{n^2+3n-4}{4}$$

于是有插入排序的平均比较次数为 $\Theta(n^2)$

Discrete

Mathematics - P182

几何分布 (geometric distribution). 对于样本空间 $S = \mathbb{Z}^+$ 的离散概率分布

$$\text{对于 } k=1, 2, 3, \dots, P\{X=k\} = (1-p)^{k-1}p$$

其中 p 为每次独立试验成功的概率，且有 $0 < p < 1$

则随机变量 X 可描述为 获得第一次成功所需的试验次数

称随机变量 X 服从参数为 p 的几何分布，记为 $X \sim G(p)$

几何分布的

对于服从参数 $0 < p < 1$ 的随机变量 $X \sim G(p)$ ，有 $E(X) = \frac{1}{p}$

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=1}^{\infty} k P\{X=k\} = \sum_{k=1}^{\infty} k(1-p)^{k-1}p \\ &= p \sum_{k=1}^{\infty} k(1-p)^{k-1} = p \cdot \frac{1}{p^2} = \frac{1}{p} \end{aligned}$$

两两

比安内梅公式 (Bienaymé's formula)，对于独立的随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n

$$\text{有 } V(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = V(X_1) + V(X_2) + \dots + V(X_n)$$

证明过程有，基础步骤是：对于 $n=2$ ， X_1, X_2 是 S 上独立的随机变量

$$\begin{aligned} \text{则 } V(X_1 + X_2) &= E[(X_1 + X_2)^2] - [E(X_1 + X_2)]^2 \\ &= E[X_1^2 + 2X_1 X_2 + X_2^2] - [E(X_1) + E(X_2)]^2 \\ &= E(X_1^2) + E(2X_1 X_2) + E(X_2^2) \end{aligned}$$

由于 X_1, X_2 是独立随机变量 $-E(X_1)^2 - 2E(X_1)E(X_2) \leftarrow -E(X_2)^2$

$$\begin{aligned} E(X_1 X_2) &= E(X_1)E(X_2) \\ &= [E(X_1^2) - E(X_1)^2] + [E(X_2^2) - E(X_2)^2] \\ &= V(X_1) + V(X_2) \end{aligned}$$

递归步骤是：对于样本空间 S 上两两独立的随机变量 $X_1, X_2, \dots, X_n, X_{n+1}$

假设对于任意 $n \geq 2$ 有 $P(n)$ 为真，则考虑 $P(n+1)$

取随机变量 $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$

(注意这一步是不成立的) 则有随机变量 Y 与 X_{n+1} 是独立的

$$\text{于是 } V(X_1 + X_2 + \dots + X_n + X_{n+1}) = V(Y + X_{n+1})$$

$$= V(Y) + V(X_{n+1})$$

$$= V(X_1 + X_2 + \dots + X_n) + V(X_{n+1})$$

$$(IH) = V(X_1) + V(X_2) + \dots + V(X_n) + V(X_{n+1})$$

则根据数学归纳法，对于两两独立的随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n

$$\text{有 } V(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = V(X_1) + V(X_2) + \dots + V(X_n)$$

对于 n 次独立的成功率为 p 的伯努利试验，考虑成功次数的方差

令随机变量 X_i 当第 i 次试验成功时为 1，当第 i 次试验失败时为 0， $i=1, 2, \dots, n$

$$\text{则有 } V(X) = V(\sum_{i=1}^n X_i) = \sum_{i=1}^n V(X_i) = \sum_{i=1}^n p(1-p) = np(1-p)$$