第三章 马尔可夫链

关键词：

马尔可夫性

时齐马尔可夫链

n步转移概率

C-K方程

马氏链的有限维分布律

常返 暂留 正常返 零常返

互达 周期 不可约

平稳分布 极限分布 可逆Markov链

§1　马尔可夫链的定义

例1.(随机游动)

甲乙两人游戏,每一局甲赢1元的概率为p,

输1元的概率为$q=1-p$.假设一开始甲带了

0元钱。令S_n表示n局后甲所拥有的钱数。

计算$P\{S_8=4\mid S_1=1,S_3=1,S_4=2\}$

和$P\{S_8=4\mid S_4=2\}$,它们是否相等?

解：$P\{S_8=4 \mid S_1=1, S_3=1, S_4=2\}$

$$=P\{S_8-S_4=2 \mid S_1=1, S_3=1, S_4=2\}$$

$$=P\{S_8-S_4=2\}=4p^3q$$

$$P\{S_8=4 \mid S_4=2\}$$

$$=P\{S_8-S_4=2 \mid S_4=2\}$$

$$=P\{S_8-S_4=2\}=4p^3q$$

$$\therefore P\{S_8=4 \mid S_1=1, S_3=1, S_4=2\}=P\{S_8=4 \mid S_4=2\}$$

Markov性

更一般地：$\forall k \geq 1, \forall n_0 < n_1 < \ldots < n_{k+1},$

$\forall$状态$i_0, i_1, \ldots i_{k-1}, i, j$

$$P\{S_{n_{k+1}} = j \mid S_{n_0} = i_0, \ldots, S_{n_{k-1}} = i_{k-1}, S_{n_k} = i\}$$

$$= P\{S_{n_{k+1}} = j \mid S_{n_k} = i\}$$

$Markov$性的直观含义：

令$A=\{S_{n_0}=i_0,\dots,S_{n_{k-1}}=i_{k-1}\}$........过去

$B=\{S_{n_k}=i\}$..............现在

$C=\{S_{n_{k+1}}=j\}$............将来

Markov性：

$$P(C\mid AB)=P(C\mid B)$$

已知到现在为止的所有信息来预测将来，
则只与现在状态有关，与过去状态无关.

$Markov$性的直观含义：

$$P(AC \mid B) = P(A \mid B)P(C \mid B)$$

在已知现在状态的条件下，

过去与将来相互独立.

定义:

如果$\{X_{n;} n = 0,1,2,\ldots\}$是状态离散的随机过程,

并且具有Markov性，即对任何$k \geq 1$,

任何状态$i_0,\ldots,i_{k-1},i,j$，有

$$P\{X_{k+1} = j \mid X_0 = i_0,\ldots,X_{k-1} = i_{k\text{-}1},X_k = i\}$$
$$= P\{X_{k+1} = j \mid X_k = i\}$$

则称$\{X_n;\ n = 0,1,\ldots\}$是马尔可夫链（Markov chain）

$$P(X_n = j \mid X_m = i) \overset{\text{记为}}{=\!=} p_{ij}(m,n)$$

- 在m时处于状态i的条件下, 到n时转移到状态j的转移概率

性质 : $p_{ij}(m,n) \geq 0, \quad \sum_{j \in I} p_{ij}(m,n) = 1$

记$P(m,m+n)=(p_{ij}(m,m+n))_{I\times I}$

为对应的n步转移矩阵，

这里I是状态空间

性质：各元素非负，每行之和为1

定义:

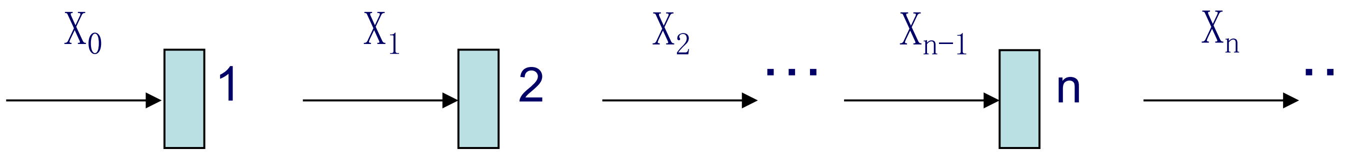
如果对任何状态$i, j, P(X_{n+1}=j \mid X_n=i)$不依赖于$n$,则称$\{X_n\}$是时齐的Markov链

$$p_{ij}:=P(X_{n+1}=j \mid X_n=i)$$

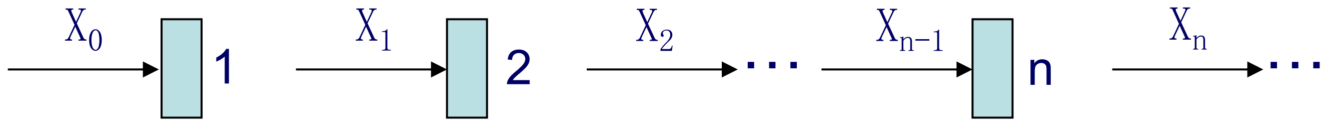
称为从i到j的一步转移概率

$P=(p_{ij})_{I\times I}$称为一步转移矩阵

例2.（0－1传输系统）



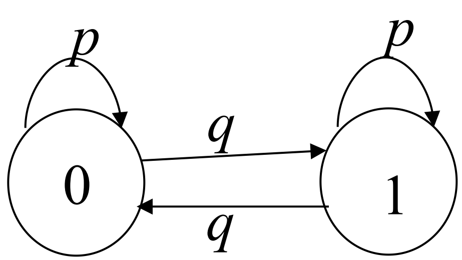
只传输0和1的串联系统中，设每一级的传真率为p, 误码率为$q=1-p$.以X_0表示第一级的输入，X_n表示第n级的输出（$n\geq 1$）.



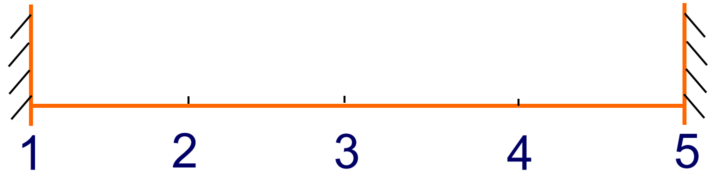
则$\{X_n\}$是一时齐Markov链，状态空间$I=\{0,1\}$，

$$p_{ij}=P\left(X_{n+1}=j \mid X_n=i\right)=\begin{cases} p & j=i \\ q & j\neq i \end{cases} \quad i,j=0,1$$

一步转移矩阵$P=\begin{bmatrix} p & q \\ q & p \end{bmatrix}$，状态转移图：



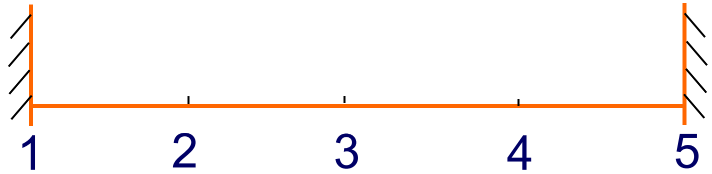
例3.（随机游动）



设一醉汉在$I=\{1,2,3,4,5\}$作随机游动：如果现在位于点$i(1<i<5)$,则下一时刻各以1/3概率向左或向右移动一格，或以概率1/3呆在原处；如果现在位于点1（或点5），则下一时刻以概率1移到点2（或点4）。

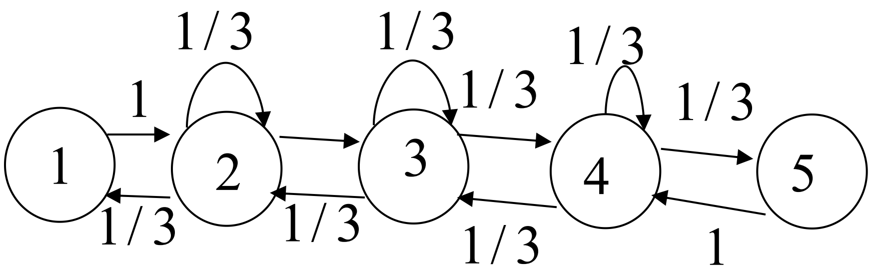
1和5两点称为反射壁，这种游动称为带两个反射壁的随机游动。

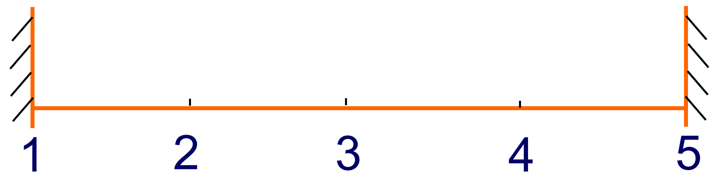
例3.(随机游动)



用X_n表示时刻n醉汉所在的位置。

则$\{X_n\}$是一时齐Markov链,

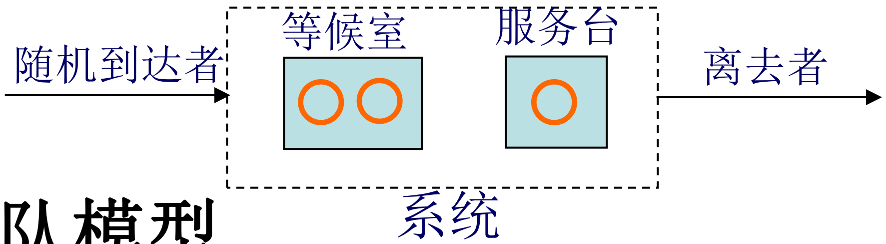




如果把1这点改为吸收壁，即Q一旦到达1这一点，则永远留在点1时，此时的转移概率矩阵为：

$$
P=\begin{array}{c}
\\ 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5
\end{array}
\begin{array}{c}
\begin{array}{ccccc} 1 & 2 & 3 & 4 & 5 \end{array} \\
\begin{bmatrix}
0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\
\frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\
0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 \\
0 & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\
0 & 0 & 0 & 1 & 0
\end{bmatrix}
\end{array}
$$

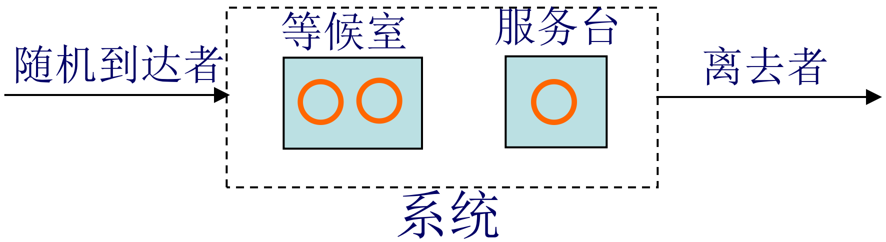
$$
P=\begin{array}{c}
\\ 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5
\end{array}
\begin{array}{c}
\begin{array}{ccccc} 1 & 2 & 3 & 4 & 5 \end{array} \\
\begin{bmatrix}
1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
\frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\
0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 \\
0 & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\
0 & 0 & 0 & 1 & 0
\end{bmatrix}
\end{array}
$$



- 例4：**排队模型**

设服务系统由一个服务员和只可以容纳两个人的等候室组成。服务规则为：先到先服务，后来者需在等候室依次排队，假设一个需要服务的顾客到达系统时发现系统内已有3个顾客，则该顾客立即离去。

设时间间隔⊿t内有一个顾客进入系统的概率为q，有一接受服务的顾客离开系统(即服务完毕)的概率为p,又设当⊿t充分小时，在这时间间隔内多于一个顾客进入或离开系统实际上是不可能的，再设有无顾客来到与服务是否完毕是相互独立的。

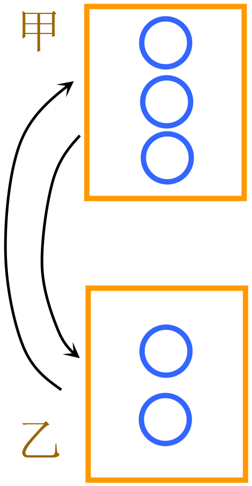


现用马氏链来描述这个服务系统：

设$X_n=X(n\Delta t)$表示时刻$n\Delta t$时系统内的顾客数，即系统的状态。$\{X_n, n=0,1,2\cdots\}$是一随机过程，状态空间$I=\{0,1,2,3\}$，且如前例1、例2的分析可知，它是一个时齐马氏链，它的一步转移概率矩阵为：

$$P=\begin{array}{c} \\ 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \end{array}\begin{array}{c} \begin{array}{cccc} 0 & 1 & 2 & 3 \end{array} \\ \begin{pmatrix} 1-q & q & 0 & 0 \\ p(1-q) & pq+(1-p)(1-q) & q(1-p) & 0 \\ 0 & p(1-q) & pq+(1-p)(1-q) & q(1-p) \\ 0 & 0 & p(1-q) & pq+(1-p) \end{pmatrix} \end{array}$$

例5：设甲、乙两袋共装5个球，每次任取一袋，并从袋中取出一球放入另一袋(若袋中无球则不取)。X_n表示第n次抽取后甲袋的球数，n=1, 2, …. $\{X_n, n=1, 2, \cdots\}$是一随机过程，状态空间$I=\{0, 1, 2, 3, 4, 5\}$，当$X_n=i$时，$X_{n+1}=j$的概率只与i有关，与n时刻之前如何取到i值是无关的，这是时齐马氏链，一步转移矩阵为：



$$P=\begin{array}{c|cccccc} & 0 & 1 & 2 & 3 & 4 & 5 \\ \hline 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 \\ 2 & 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 3 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} & 0 \\ 4 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 5 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{array}$$

- 例6：卜里耶（Polya)罐子模型。设一罐子装有r个红球，t个黑球，现随机从罐中取出一球，记录其颜色，然后将球放回，并加入a个同色球。持续进行这一过程，X_n表示第n次试验结束时罐中的红球数，n=0，1, 2, ….
$\{X_n, n=0，1, 2, \cdots\}$是一随机过程，
状态空间$I=\{r, r+a, r+2a, \cdots\}$, 当$X_n=i$ 时，$X_{n+1}=j$的概率只与i有关，与n时刻之前如何取到i值是无关的，
这是一马氏链，但不是时齐的, 一步转移概率为：

$$P(X_{n+1}=j \mid X_n=i)=\begin{cases} \dfrac{i}{r+t+na} & j=i+a \\ 1-\dfrac{i}{r+t+na} & j=i \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

例：欧亚洲绝大多数汽车年保险金由所谓好-坏系统确定．以$s_i(k)$表示上年处在状态i且上年有k次理赔要求的参保人在今年的状态．设此人理赔次数服从参数为λ的泊松分布，那么此人相继状态构成一个MC，转移概率

$$p_{ij}=\sum_{k:s_i(k)=j} a_k,\ \text{这里} a_k=e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!}$$

当前状态		下一状态			
状态	年保险金	0个理赔	1个理赔	2个理赔	2个以上理赔
1	2000	1	2	3	4
2	2500	1	3	4	4
3	4000	2	4	4	4
4	6000	3	4	4	4

$$
\text{则}P=\begin{pmatrix} a_0 & a_1 & a_2 & 1-a_0-a_1-a_2 \\ a_0 & 0 & a_1 & 1-a_0-a_1 \\ 0 & a_0 & 0 & 1-a_0 \\ 0 & 0 & a_0 & 1-a_0 \end{pmatrix}
$$

例7：独立重复地掷骰子，用X_n表示第n次掷出的点数，令$Y_n = X_{n+1} + X_{n+2}, n \geq 0.$

（1）计算$P(Y_2 = 12 \mid Y_0 = 2, Y_1 = 7), P(Y_2 = 12 \mid Y_1 = 7)$

(2)判断$\{Y_n\}$是否是$Markov$链？

(1) $P(Y_2=12 \mid Y_0=2, Y_1=7)$

$= P(X_3=X_4=6 \mid X_1=1, X_2=1, X_3=6) = 1/6$

$$P(Y_2=12 \mid Y_1=7) = \frac{P(Y_1=7, Y_2=12)}{P(Y_1=7)}$$

$$= \frac{P(X_2=1, X_3=X_4=6)}{P(X_2+X_3=7)} = \frac{(\frac{1}{6})^3}{\frac{6}{36}} = \frac{1}{36}$$

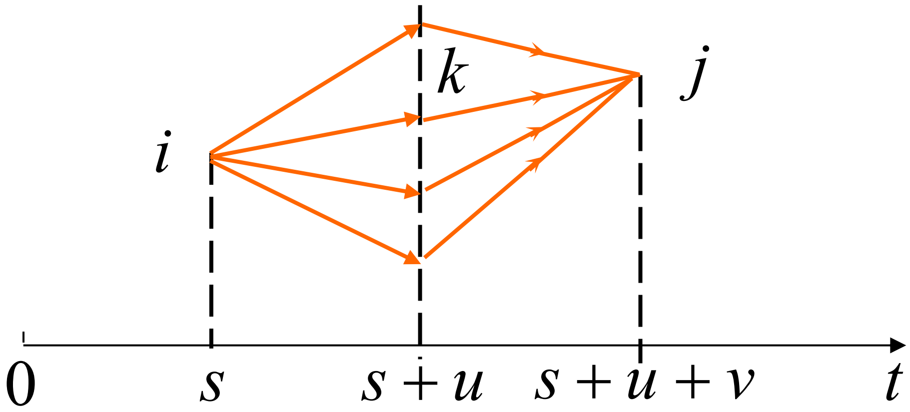
(2) $\because P(Y_2=12 \mid Y_0=2, Y_1=7) \neq P(Y_2=12 \mid Y_1=7)$

$\therefore \{Y_n\}$不是$Markov$链。

§2　有限维分布

C−K方程

$$p_{ij}\left(s,s+u+v\right)=\sum_{k}p_{ik}\left(s,s+u\right)p_{kj}\left(s+u,s+u+v\right)$$



C−K方程可以写成矩阵形式:

$$P\left(s,s+u+v\right)=P\left(s,s+u\right)P\left(s+u,s+u+v\right)$$

$C-K$方程的证明：

$$p_{ij}(s,u+v)=P\{X_{s+u+v}=j\mid X_s=i\}$$

$$\overset{\text{全概率公式}}{=\!=\!=}\sum_k P\{X_{s+u}=k\mid X_s=i\}P\{X_{s+u+v}=j\mid X_s=i,X_{s+u}=k\}$$

$$\overset{\text{马氏性}}{=\!=\!=}\sum_k P\{X_{s+u}=k\mid X_s=i\}P\{X_{s+u+v}=j\mid X_{s+u}=k\}$$

$$=\sum_k p_{ik}(s,s+u)\,p_{kj}(s+u,s+u+v)$$

以后均假设$\{X_n\}$是时齐的Markov链

由C-K方程：$P(n,n+m)=P^m$不依赖于n,

记$P^{(m)}=P(n,n+m)$,称为m步转移矩阵

记$p_{ij}^{(m)}=p_{ij}(n,n+m)$,从i到j的m步转移概率

则$P^{(m)}=P^m$

命题：

（1）对任何$n \geq 1$，$P(X_n = j) = \sum_i P(X_0 = i) \, p_{ij}^{(n)}$

（2）对任何$n_1 < n_2 < \ldots < n_k$，

$$P(X_{n_1} = i_1, \ldots X_{n_k} = i_k) = P(X_{n_1} = i_1) p_{i_1 i_2}^{(n_2 - n_1)} \ldots p_{i_{k-1} i_k}^{(n_k - n_{k-1})}$$

- 把初始分布和n步分布分别写成行向量

$\mu^{(0)}$和$\mu^{(n)}$,则$\mu^{(n)} = \mu^{(0)} P^n$

- 有限维分布完全由初始分布和一步转移概率所确定

证明： （1）由全概率公式

$$P(X_n=j)=\sum_i P(X_0=i)\ P(X_n=j\mid X_0=i)$$

$$=\sum_i P(X_0=i)\ p_{ij}^{(n)}$$

（2）由乘法公式

$$P(X_{n_1}=i_1,\ldots X_{n_k}=i_k)$$

$$=P(X_{n_1}=i_1)P(X_{n_2}=i_2\mid X_{n_1}=i_1)\ldots$$

$$P(X_{n_k}=i_k\mid X_{n_1}=i_1,\ldots X_{n_{k-1}}=i_{k-1})$$

$$=P(X_{n_1}=i_1)p_{i_1i_2}^{(n_2-n_1)}\ldots p_{i_{k-1}i_k}^{(n_k-n_{k-1})}$$

例1：设$\{X_n, n\geq 0\}$是具有三个状态0,1,2的时齐Markov链，一步转移矩阵为：

$$P=\begin{array}{c} \\ 0 \\ 1 \\ 2 \end{array}\begin{array}{c} \begin{array}{ccc} 0 & 1 & 2 \end{array} \\ \begin{pmatrix} \frac{3}{4} & \frac{1}{4} & 0 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \\ 0 & \frac{3}{4} & \frac{1}{4} \end{pmatrix} \end{array}$$

初始分布$P\{X_0=i\}=\frac{1}{3}, i=0,1,2$

试求：

(1) $P\{X_0=0, X_2=1, X_4=1\}$;

(2) $P\{X_2=1, X_4=1, X_5=0 \mid X_0=0\}$

(3) $P\{X_2=1, X_4=1, X_5=0\}$

解：

$$P^{(2)} = P^2 = \begin{bmatrix} \frac{5}{8} & \frac{5}{16} & \frac{1}{16} \\ \frac{5}{16} & \frac{1}{2} & \frac{3}{16} \\ \frac{3}{16} & \frac{9}{16} & \frac{1}{4} \end{bmatrix}$$

$$(1) P\left\{X_0 = 0, X_2 = 1, X_4 = 1\right\}$$

$$= P(X_0 = 0)\ p_{01}^{(2)} p_{11}^{(2)} = \frac{1}{3} \times \frac{5}{16} \times \frac{1}{2} = \frac{5}{96}$$

$$(2)\ P\left\{X_2 = 1, X_4 = 1, X_5 = 0 \mid X_0 = 0\right\}$$

$$= p_{01}^{(2)} p_{11}^{(2)} p_{10} = \frac{5}{16} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} = \frac{5}{128}$$

$$(3)\ P(X_2=1)$$

$$=P(X_0=0)p_{01}^{(2)}+P(X_0=1)p_{11}^{(2)}+P(X_0=2)p_{21}^{(2)}$$

$$=\frac{1}{3}(\frac{5}{16}+\frac{1}{2}+\frac{9}{16})=\frac{11}{24}$$

$$P\left\{X_2=1,X_4=1,X_5=0\right\}=P\left\{X_2=1\right\}p_{11}^{(2)}p_{10}$$

$$=\frac{11}{24}\times\frac{1}{2}\times\frac{1}{4}=\frac{11}{192}$$

例2：设$\{X_n, n \geq 0\}$是具有三个状态0,1,2的时齐Markov链，一步转移矩阵为：

$$P\{X_0 = 0\} = P\{X_0 = 1\} = \frac{1}{2}$$

$$P = \begin{array}{c} \\ 0 \\ 1 \\ 2 \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccc} 0 & 1 & 2 \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & \frac{3}{4} & \frac{1}{4} \end{pmatrix} \end{array}$$

试求：

(1) $P\{X_0 = 0, X_1 = 1, X_3 = 1\}$;

(2) $P\{X_3 = 1, X_1 = 1 \mid X_0 = 0\}$

(3) $P\{X_3 = 1\}$

(3) $P\{X_0 = 0 \mid X_3 = 1\}$

解：

$$P^2=\begin{bmatrix}\frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2}\\ 0 & \frac{7}{8} & \frac{1}{8}\\ \frac{3}{8} & \frac{3}{16} & \frac{7}{16}\end{bmatrix} \qquad P^3=\begin{bmatrix}0 & \frac{7}{8} & \frac{1}{8}\\ \frac{7}{16} & \frac{3}{32} & \frac{15}{32}\\ \frac{3}{32} & \frac{45}{64} & \frac{13}{64}\end{bmatrix}$$

$$(1)P\{X_0=0,X_1=1,X_3=1\}$$

$$=P(X_0=0)\ p_{01}p_{11}^{(2)}=\frac{1}{2}\times1\times\frac{1}{8}=\frac{7}{16}$$

$$(2)\quad P\{X_3=1,X_1=1\mid X_0=0\}=p_{01}p_{11}^{(2)}=\frac{7}{8}$$

解：

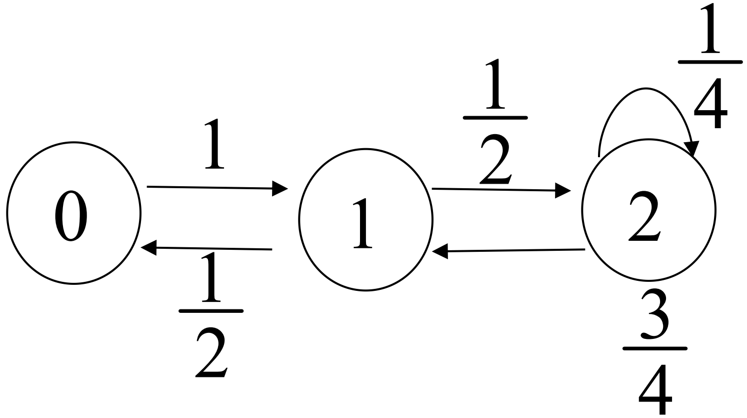
$$(3)P\left\{X_3=1\right\}=P(X_0=0)p_{01}^{(3)}+P(X_0=1)p_{11}^{(3)}$$

$$=\frac{1}{2}\times\frac{7}{8}+\frac{1}{2}\times\frac{3}{32}=\frac{31}{64}$$

$$(4)P\left\{X_0=0\mid X_3=1\right\}=\frac{P\left\{X_3=1\mid X_0=0\right\}P(X_0=0)}{P(X_3=1)}$$

$$=\frac{\frac{1}{2}p_{01}^{(3)}}{\frac{31}{64}}=\frac{28}{31}$$

也可不计算P^2, P^3，根据状态转移图和C－K方程：



$$p_{11}^{(2)} = p_{10}p_{01} + p_{12}p_{21} = \frac{7}{8}$$

$$p_{01}^{(3)} = p_{01}p_{11}^{(2)} = \frac{7}{8}$$

$$p_{11}^{(3)} = p_{12}p_{22}p_{21} = \frac{3}{32}$$

例：淘宝网上有5家店卖同一种产品. 设每位购买此种产品的顾客独立地任选一家网店购买。问经过5名顾客购买后，恰有3个网店被购买过的概率？

解：以X_n表示第$n+1$个顾客购买后被购买过的网店数目. 那么$\{X_n\}$是以$1,2,3,4,5$为状态的MC，转移概率

$$p_{ii} = i/5 = 1 - p_{i,i+1}$$

所求概率为$p_{13}^{(4)}$.

$$P=\begin{pmatrix} 1/5 & 4/5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2/5 & 3/5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 3/5 & 2/5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 4/5 & 1/5 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$P^2=\begin{pmatrix} 0.04 & 0.48 & 0.48 & 0 & 0 \\ 0 & 0.16 & 0.60 & 0.24 & 0 \\ 0 & 0 & 0.36 & 0.56 & 0.08 \\ 0 & 0 & 0 & 0.64 & 0.36 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

因此$p_{13}^{(4)}=\sum_{i=1}^{5} p_{1i}^{(2)} p_{i3}^{(2)}$

$$=0.04\times 0.48+0.48\times 0.60+0.48\times 0.36=0.48$$

§3　常返和暂留

问题：

1.从一个状态出发是不是一定能够在有限时间内返回该状态？（常返，暂留）

2. 如果能够返回，那么平均返回时间（平均回转时）一定有限吗？

（正常返，零常返）

3.如果能够返回，那么平均返回时间的精确值是多少？（平稳分布）

定义：

$$\tau_i = \min\{n \geq 1 : X_n = i\} ----i\text{的首中时}$$

（约定$\min\varnothing = \infty$)

$$\text{状态}i\begin{cases}\text{常返：} & P(\tau_i < \infty \mid X_0 = i) = 1 \\ \text{暂留：} & P(\tau_i < \infty \mid X_0 = i) < 1\end{cases}$$

i常返：从i出发以概率1在有限时间内能返回i

i暂留：从i出发以正概率不再返回状态i

若i常返，定义

$$\mu_i = E(\tau_i \mid X_0 = i) \text{-----} i\text{的平均回转时}$$

$$i\text{常返}\begin{cases} \text{正常返：} & \mu_i < \infty \\ \text{零常返：} & \mu_i = \infty \end{cases}$$

i正常返：从i出发不但以概率1在有限时间内返回状态i，而且平均回转时有限

i零常返：从i出发虽然以概率1在有限时间内返回状态i，但平均回转时无限

正常返态返回速度快于零常返态

$P(\tau_i < \infty \mid X_0 = i)$和$\mu_i$的计算：

令 $f_{ij}^{(n)} = P(X_n = j, X_{n-1} \neq j, \ldots, X_1 \neq j \mid X_0 = i)$

---从i出发第n步首次击中j的概率

$f_{ij} = P(\tau_j < \infty \mid X_0 = i)$

---从i出发能击中j的概率

则 $$\boxed{f_{ij} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij}^{(n)}}$$

$\therefore i$常返 $\Leftrightarrow f_{ii}=1$

若i常返，则 $\boxed{\mu_{\mathrm{i}}=\sum_{n=1}^{\infty} n f_{ii}^{(n)}}$

$p_{ij}^{(n)}$与$f_{ij}^{(n)}$关系：

$$(1)\, p_{ij}^{(0)} = \begin{cases} 1, 若 i = j \\ 0, 若 i \neq j \end{cases}, \quad f_{ij}^{(0)} = 0$$

(2)对$n \geq 1$, $p_{ij}^{(n)} = \sum_{k=1}^{n} f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}$

证明：(2) 由全概率公式，

$$p_{ij}^{(n)} = P(X_n = j \mid X_0 = i)$$

$$= \sum_{k=1}^{n} P(\tau_j = k \mid X_0 = i) P(X_n = j \mid \tau_j = k,\ X_0 = i)$$

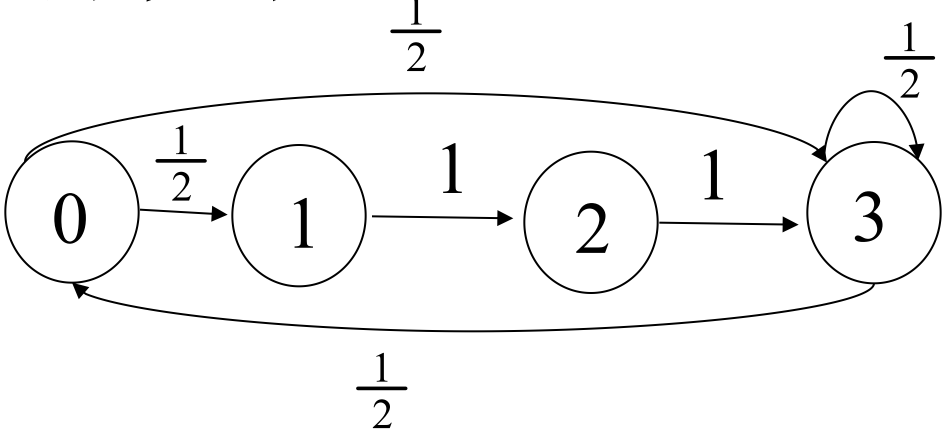
$$= \sum_{k=1}^{n} f_{ij}^{(k)} P(X_n = j \mid X_k = j, X_{k-1} \neq j, \ldots, X_1 \neq j, X_0 = i)$$

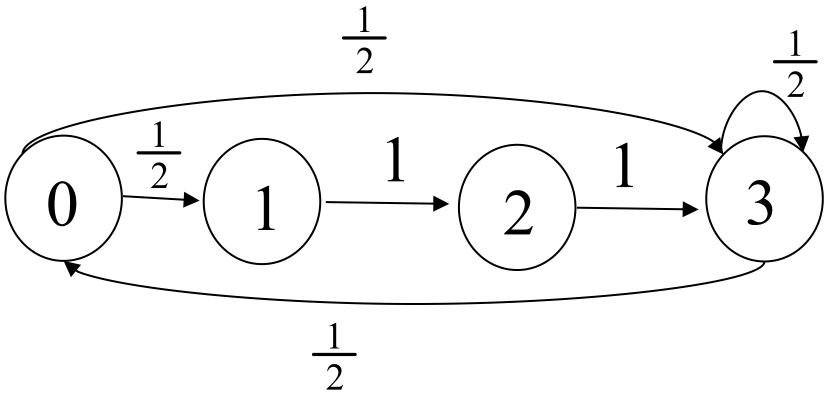
$$= \sum_{k=1}^{n} f_{ij}^{(k)} P(X_n = j \mid X_k = j) = \sum_{k=1}^{n} f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}$$

例1．设$\{X_n\}$是时齐Markov链，$I=\{0,1,2,3\}$，

其一步转移矩阵$P=\begin{bmatrix} 0 & 0.5 & 0 & 0.5 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0.5 & 0 & 0 & 0.5 \end{bmatrix}$，

讨论状态0和3的常返性。





解：先考虑状态0, $f_{00}^{(1)} = 0$,

$$f_{00}^{(2)} = p_{03}p_{30} = 1/4,$$

$$f_{00}^{(3)} = p_{03}p_{33}p_{30} = 1/8,$$

当n ≥ 4时，

$$f_{00}^{(n)} = p_{03}p_{33}^{n-2}p_{30} + p_{01}p_{12}p_{23}p_{33}^{n-4}p_{30}$$

$$= \frac{1}{2^n} + \frac{1}{2^{n-2}}$$

$$\therefore f_{00} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{00}^{(n)} = \sum_{n=2}^{\infty}\frac{1}{2^n} + \sum_{n=4}^{\infty}\frac{1}{2^{n-2}} = 1$$

$\therefore$ 0是一个常返态

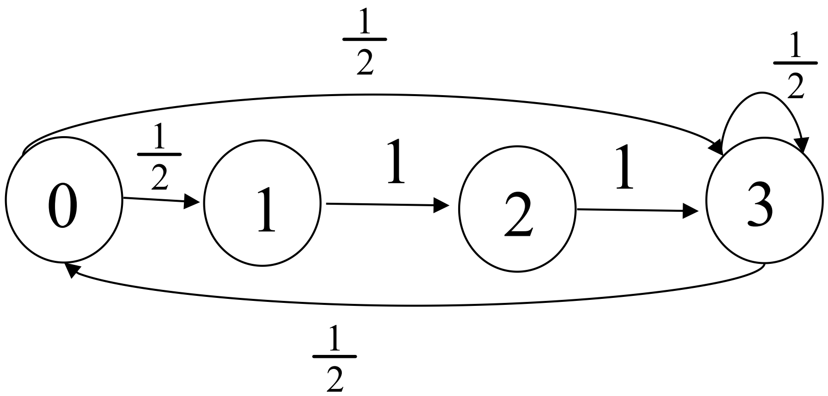
进一步地：

$$\mu_0 = \sum_{n=2}^{\infty} n\frac{1}{2^n} + \sum_{n=4}^{\infty} n\frac{1}{2^{n-2}} = 4$$

$\therefore$ 0是正常返态

问题：状态1和状态2的常返性又是如何呢？

（计算$f_{11}^{(n)}$和$f_{22}^{(n)}$很复杂，需引入新的方法）



解：再考虑状态3, $f_{33}^{(1)}=1/2,$

$$f_{33}^{(2)}=p_{30}p_{03}=1/4,$$

$$f_{33}^{(3)}=0,$$

$$f_{33}^{(4)}=p_{30}p_{01}p_{12}p_{23}=1/4,$$

当$n\geq 5$时, $f_{33}^{(n)}=0$

$$\therefore f_{33}=\sum_{n=1}^{\infty}f_{33}^{(n)}=1$$

$\therefore$ 3是一个常返态

进一步地：

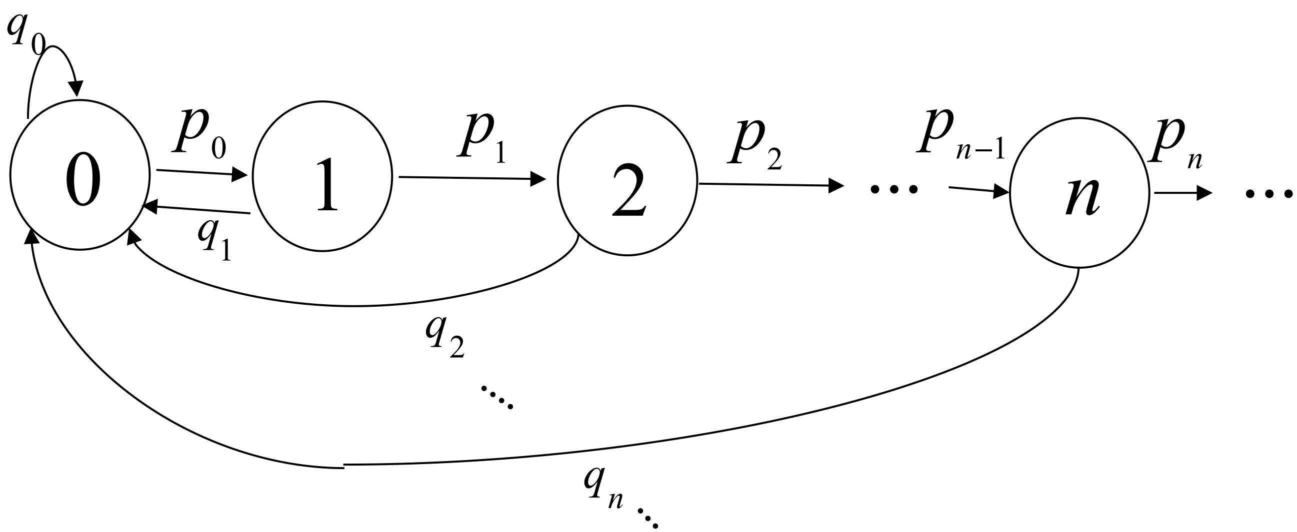
$$\mu_3=1\times\frac{1}{2}+2\times\frac{1}{4}+4\times\frac{1}{4}=2$$

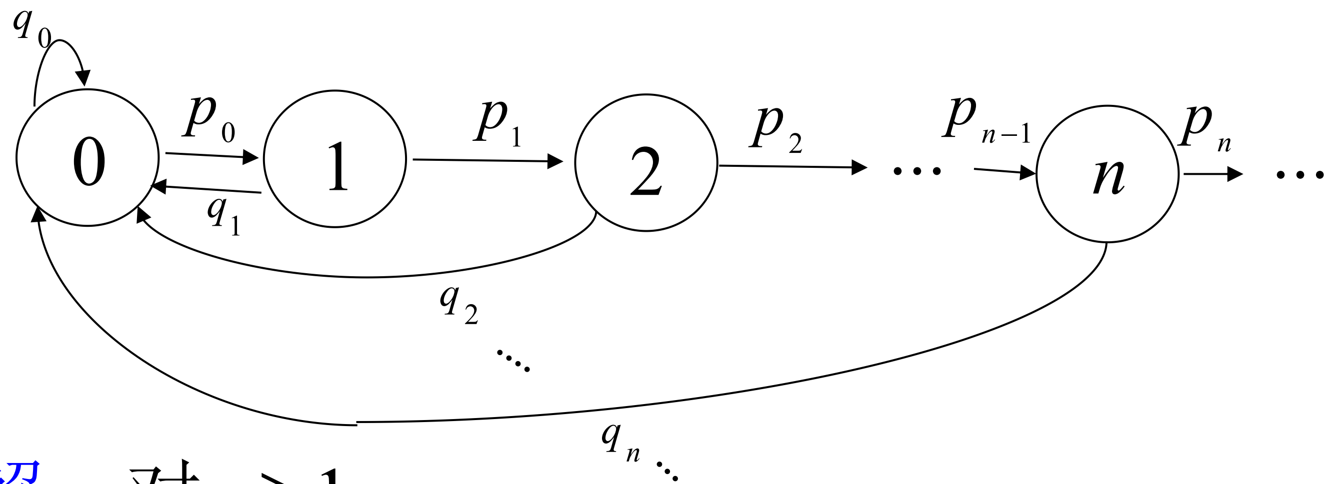
$\therefore$ 3也是正常返态

例2. （爬梯子模型） 设$\{X_n\}$是时齐Markov链，

$I=\{0,1,2,\ldots\}$， $p_{i,i+1}=p, p_{i,0}=q_i=1-p_i, 0<p_i<1, i\geq 0.$

讨论状态0的常返性。





解：对$n \geq 1$,

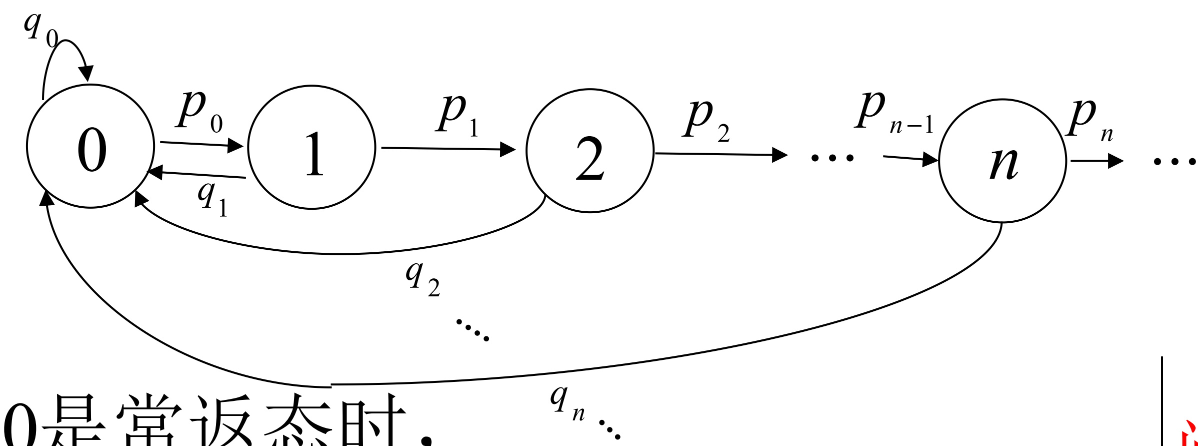
$$f_{00}^{(n)} = p_{01}p_{12}\dots p_{n-2,n-1}p_{n-1,0} = p_0 p_1 \dots p_{n-2}(1-p_{n-1})$$

令$u_0 = 1, u_n = p_0 p_1 \dots p_{n-1}, \forall n \geq 1.$

则$f_{00}^{(n)} = u_{n-1} - u_n$

$$f_{00} = (1-u_1) + (u_1 - u_2) + (u_2 - u_3) + \dots + (u_{n-1} - u_n) + \dots$$

$$= 1 - \lim_{n\to\infty} u_n.$$ $\therefore$ 0是常返态当且仅当$\lim_{n\to\infty} u_n = 0.$



当0是常返态时，

$$\mu_0=\sum_{n=1}^{\infty} n f_{00}^{(n)}$$

$$=(1-u_1)+(2u_1-2u_2)+(3u_2-3u_3)$$

$$+(4u_3-4u_4)+\ldots$$

$$=1+u_1+u_2+u_3+\ldots=\sum_{n=0}^{\infty} u_n$$

$\therefore$ 0是正常返态当且仅当$\sum_{n=0}^{\infty} u_n<\infty.$

问题：如何判断其它状态的常返性？

（很难，但利用互达的关系就容易判断）

例如，• 如果$p_i = e^{-\frac{1}{(i+1)^2}}$，

那么$u_n = e^{-(1+\frac{1}{2^2}+\cdots\frac{1}{n^2})} \to e^{-\sum_{i=1}^{\infty}\frac{1}{i^2}} > 0$，

$\therefore$ 0是暂留态

• 如果$p_i = \frac{i+1}{i+2}$，那么$u_n = \frac{1}{n+1}$，

$\lim_{n\to\infty} u_n = 0, \sum_{n=0}^{\infty} u_n = \infty$， $\therefore$ 0是零常返态

- 如果$p_i=\dfrac{(i+1)^2}{(i+2)^2}$，那么$u_n=\dfrac{1}{(n+1)^2}$,

$$\lim_{n\to\infty}u_n=0,\sum_{n=0}^{\infty}u_n<\infty,\quad \therefore 0\text{是正常返态}$$

常返和暂留的等价描述

1. i常返 $\Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} p_{ii}^{(n)} = \infty$

$\Leftrightarrow$ 从i出发以概率1返回状态i无穷多次

2. i暂留 $\Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} p_{ii}^{(n)} < \infty$

$\Leftrightarrow$ 从i出发以概率0返回状态i无穷多次

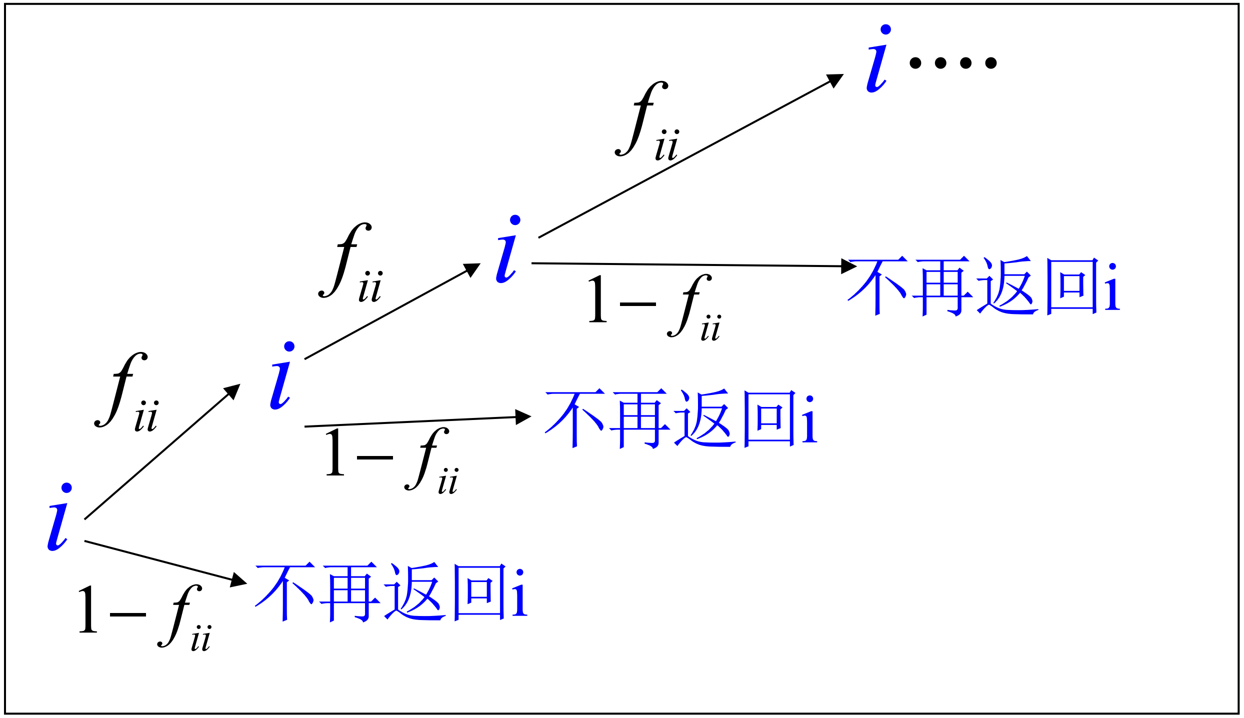
1. 若i常返，则$i \xrightarrow{\text{以概率1返回}} i \xrightarrow{\text{以概率1返回}} i \to \ldots$

以概率1无限次返回i

$$P(N_i = \infty \mid X_0 = i) = 1$$

N_i表示访问状态i的次数

2. 若i暂留，则$f_{ii}=P(\tau_i<\infty\mid X_0=i)<1$,



$\therefore$以概率0无限次返回i

$$P(N_i=\infty\mid X_0=i)=0$$

从i出发访问i的次数（包括0时刻）N_i服从几何分布：

$$P(N_i = n \mid X_0 = i) = f_{ii}^{\ n-1}(1 - f_{ii}),\quad n = 1, 2, \ldots$$

$$\therefore E(N_i \mid X_0 = i) = \frac{1}{1 - f_{ii}} < \infty$$

$$\sum_{n=0}^{\infty} p_{ii}^{(n)} = E(N_i \mid X_0 = i) = \begin{cases} \infty & \text{若}i\text{常返} \\ \dfrac{1}{1-f_{ii}} < \infty & \text{若}i\text{暂留} \end{cases}$$

证明：令 $Y_n = \begin{cases} 1 & \text{若}X_n = i \\ 0 & \text{若}X_n \neq i \end{cases}$

则 $N_i = \sum_{n=0}^{\infty} Y_n$

$$\therefore E(N_i \mid X_0 = i) = \sum_{n=0}^{\infty} E(Y_n \mid X_0 = i) = \sum_{n=0}^{\infty} p_{ii}^{(n)}$$

可达和互达：

设i，j是两个状态，

(1) i可达j，记为$i \searrow j$：若存在$n \geq 0$，使$p_{ij}^{(n)} > 0$

(2) i,j互达，记为$i \leftrightarrow j$：若$i \searrow j$，且$j \searrow i$

性质：互达是一个等价关系

(1) 自反性：$i \leftrightarrow i$

(2) 对称性：若$i \leftrightarrow j$，则$j \leftrightarrow i$

(3)传递性：若$i \leftrightarrow j$，$j \leftrightarrow k$，则$i \leftrightarrow k$

- 状态空间可分成不交的互达等价类的并

- 称Markov链$\{X_n\}$不可约：

  如果任意两个状态互达

周期：

定义状态i的周期$d(i)$为集合$\{n \geq 1 : p_{ii}^{(n)} > 0\}$的最大公约数

（若该集合为空集，则定义d(i)=0），

即可返回步数的最大公约数。

称i非周期：若$d(i) = 1$

称$\{X_n\}$常返（暂留，正常返，零常返，非周期）：若所有状态常返（暂留，正常返，零常返，非周期）

称i遍历：若i非周期正常返

称$\{X_n\}$遍历：若$\{X_n\}$不可约非周期正常返

性质：设$i \neq j$,

1. 如果j常返且$i \searrow j$,

则$\sum_n p_{ij}^{(n)} = E(N_j \mid X_0 = i) = \infty$

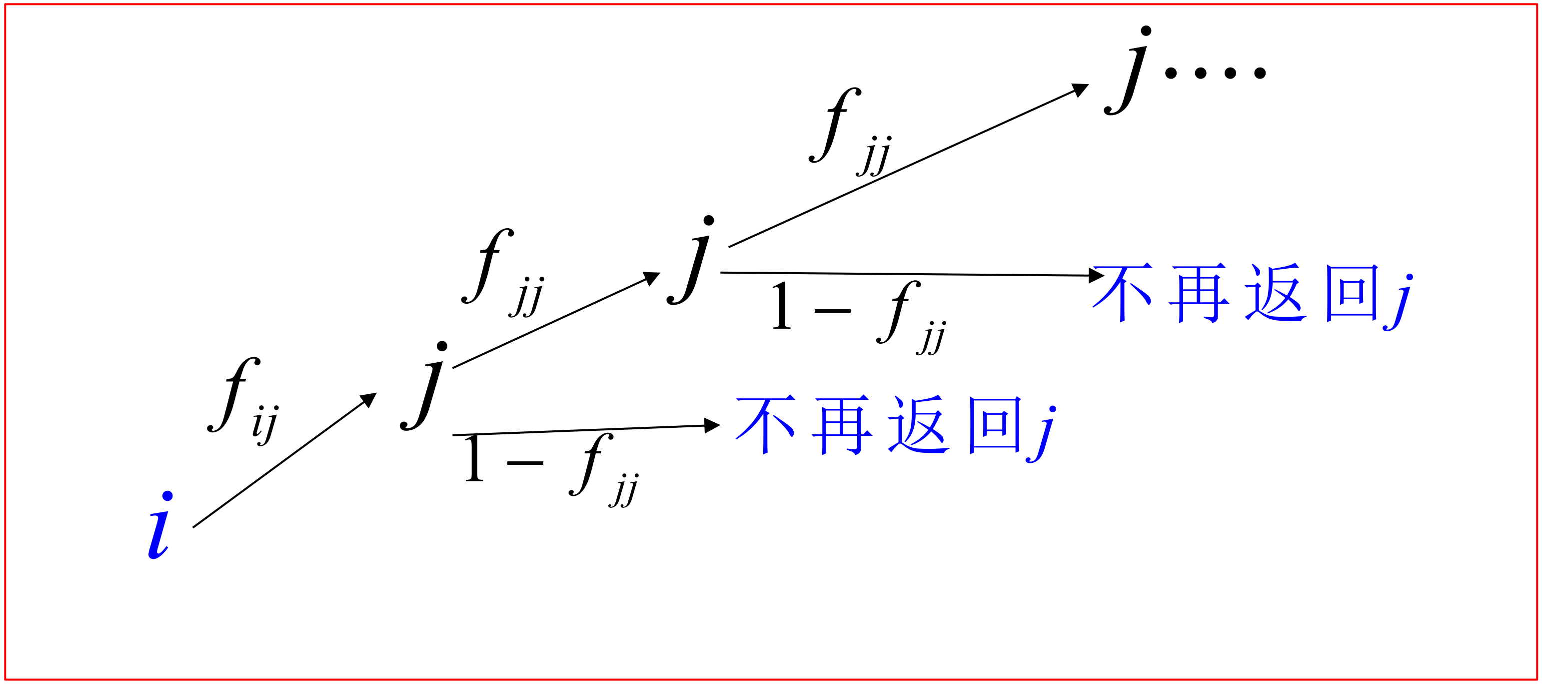
且$P(N_j = \infty \mid X_0 = i) = f_{ij}$

$$i \xrightarrow{\text{以概率}f_{ij}\text{访问}} j \xrightarrow{\text{以概率1返回}} j \rightarrow \ldots.$$

2. 如果j暂留，则

$$\sum_n p_{ij}^{(n)} = E(N_j \mid X_0 = i) = f_{ij} E(N_j \mid X_0 = j) < \infty$$

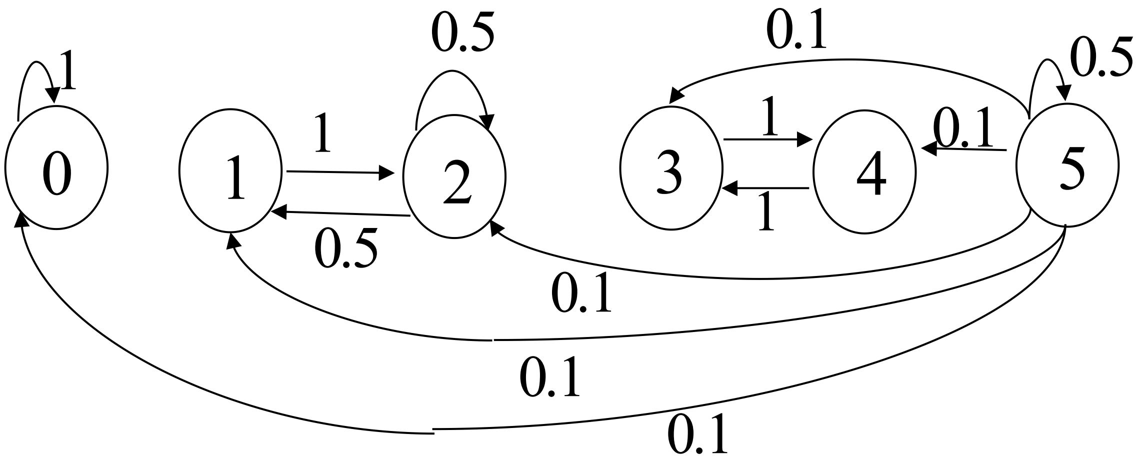
且$P(N_j = \infty \mid X_0 = i) = 0$



例3. 设$\{X_n\}$是时齐Markov链，$I=\{0,1,2,3,4,5\}$，其一步转移矩阵

$$P=\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0.5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0.1 & 0.1 & 0.1 & 0.1 & 0.1 & 0.5 \end{bmatrix},$$

求出所有互达等价类，各状态的周期和常返性。



解：共四个互达等价类:$\{0\},\{1,2\},\{3,4\},\{5\}$

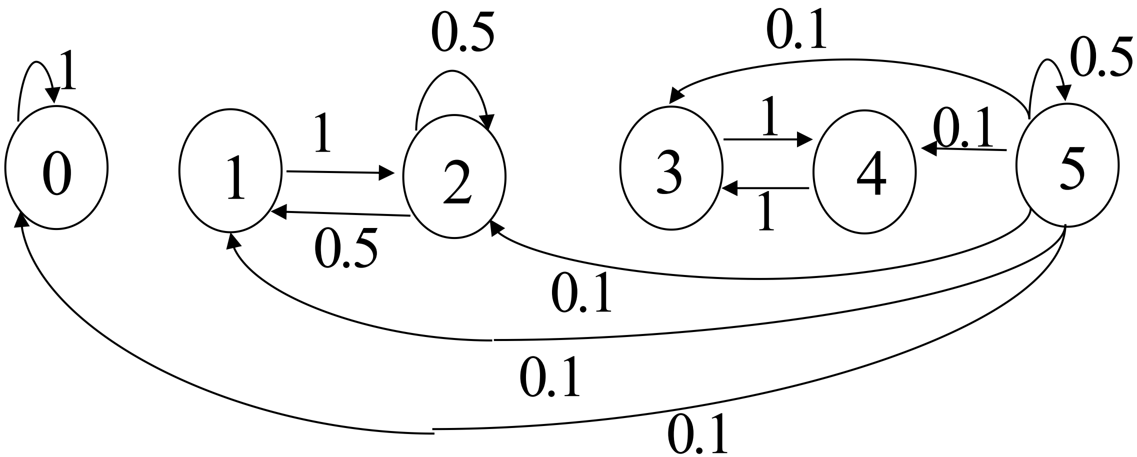
(1).0是吸收态，$d(0)=1$，$\mu_0=1$，$f_{11}^{(1)}=0$,

$\forall n\geq 2, f_{11}^{(n)}=p_{12}p_{22}^{n-2}p_{21}=0.5^{n-1}, \therefore f_{11}=1, \mu_1=3$

（2）$p_{11}^{(2)}=p_{12}p_{21}=0.5>0, p_{11}^{(3)}=p_{12}p_{22}p_{21}=0.25>0, \therefore d(1)=1$

（3）$p_{22}>0, \therefore d(2)=1.$ 又$f_{22}^{(1)}=f_{22}^{(2)}=0.5$ $, \therefore f_{22}=1, \mu_2=1.5$

所以0，1，2都是非周期正常返态



（4）因为$p_{33}^{(n)} > 0$当且仅当n是偶数，$\therefore d(3) = 2.$

$\because f_{33}^{(2)} = 1 \therefore f_{33} = 1$且$\mu_3 = 2.$同理$d(4) = 2, f_{44} = 1$且$\mu_4 = 2.$

$\therefore$ 3和4都是周期为2的正常返态。

（5）因为$p_{55} > 0, \therefore d(5) = 1.$

$\because f_{55}^{(1)} = 0.5,\ f_{55}^{(n)} = 0, n \geq 2 \therefore f_{55} = 0.5 < 1$

$\therefore$ 5是非周期的暂留态。

正常返和零常返的等价描述

1. i正常返 $\Leftrightarrow \lim\limits_{n\to\infty} \frac{1}{n}\sum\limits_{k=1}^{n} p_{ii}^{(k)} = \frac{1}{\mu_i} > 0$

$\Leftrightarrow \lim\limits_{n\to\infty} p_{ii}^{(nd)} = \frac{d}{\mu_i} > 0$，这里$d = d(i)$

2. i零常返 $\Leftrightarrow \sum\limits_{n=0}^{\infty} p_{ii}^{(n)} = \infty$但$\lim\limits_{n\to\infty} p_{ii}^{(n)} = 0$

证明：(1) 只证明第一个等价：

若i常返，$X_0 = i$,

令τ_1表示第1次返回i的时间,

令τ_2表示第1次返回i和第2次返回i的时间间隔,

令τ_3表示第2次返回i和第3次返回i的时间间隔......

则以概率1，$\tau_1 < \infty$，$\tau_2 < \infty$，$\tau_3 < \infty, \ldots,$ 且

τ_1，τ_2，... 独立同分布，且$E(\tau_i) = \mu_i$.

令$S_n = \tau_1 + \tau_2 + \ldots + \tau_n$, 则由大数定律,

以概率1有，当$n \to \infty$时，$S_n / n \to \mu_i$.

令$N_i^{(n)}$表示$X_1, X_2, \ldots, X_n$访问i的次数，则$S_{N_i^{(n)}} \le n < S_{N_i^{(n)}+1}$,

因此$$\frac{S_{N_i^{(n)}}}{N_i^{(n)}} \le \frac{n}{N_i^{(n)}} < \frac{S_{N_i^{(n)}+1}}{N_i^{(n)}+1} \frac{N_i^{(n)}+1}{N_i^{(n)}}.$$

注意到$\lim\limits_{n\to\infty} N_i^{(n)} = \infty \ a.s$,所以

$$\lim_{n\to\infty} \frac{N_i^{(n)}}{n} = \frac{1}{\mu_i} \quad a.s. \ ,$$

$$\lim_{n\to\infty} \frac{E(N_i^{(n)})}{n} = \lim_{n\to\infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} p_{ii}^{(k)} = \frac{1}{\mu_i}$$

互达等价类的同一性质：

如果$i \leftrightarrow j$，则

（1）$d(i)=d(j)$,

(2) i常返当且仅当j常返

（3）i正常返当且仅当j正常返

物以类聚，人以群分

互达等价类中各状态具有相同的周期和常返性。

判断一个状态的性质时，可以从它的等价类中找出一个容易判断的状态来判断。

证明：设$i \leftrightarrow j$，$i \neq j$，

则存在正整数m,n使得$p_{ij}^{(m)} > 0, p_{ji}^{(n)} > 0.$

(1) 如果$p_{ii}^{(k)} > 0$, 则$p_{jj}^{(k+m+n)} \geq p_{ji}^{(n)} p_{ii}^{(k)} p_{ij}^{(m)} > 0.$

所以$d(j) \mid k+m+n.$ 特别地，$d(j) \mid m+n.$

所以，$d(j) \mid k.$ 这推出$d(j) \mid d(i).$

同理$d(i) \mid d(j).$ 因此$d(i)=d(j).$

（2）如果i常返，则$\sum_k p_{ii}^{(k)} = \infty.$

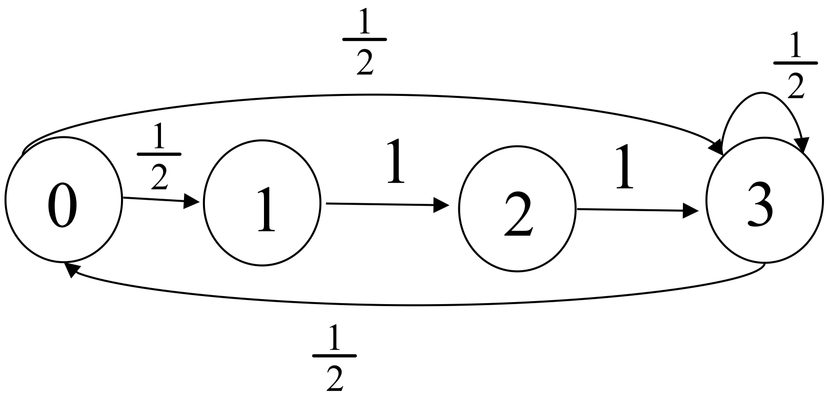
所以$\sum_k p_{jj}^{(k+m+n)} \geq p_{ji}^{(n)} p_{ij}^{(m)} \sum_k p_{ii}^{(k)} = \infty$，即j也常返.

（3）如果$\lim_{n\to\infty} p_{jj}^{(n)} = 0$, 则$p_{ii}^{(k)} \leq p_{jj}^{(k+m+n)} \div (p_{ji}^{(n)} p_{ij}^{(m)}) \to 0.$

所以如果j零常返，则i也零常返。

例3. 讨论例1例2中各状态的周期和常返性.

例1



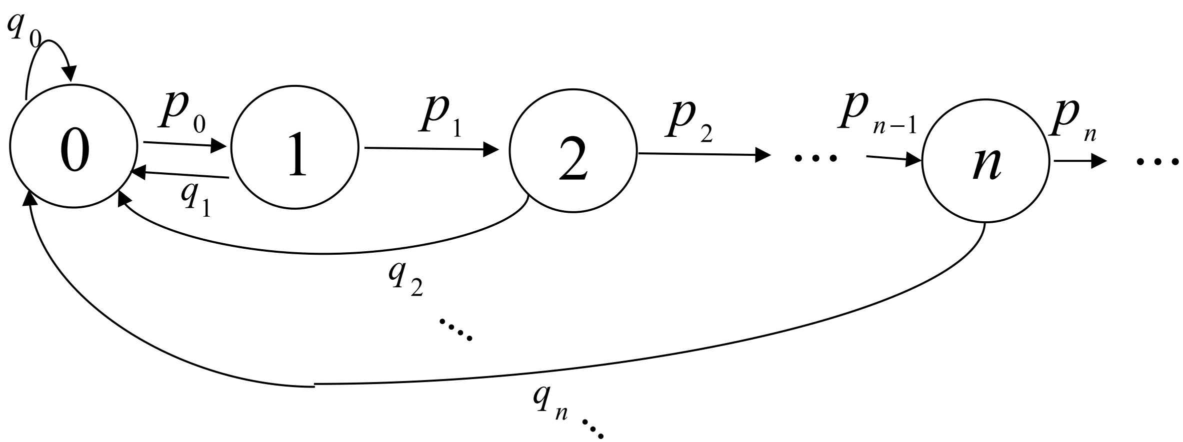
中已算得状态0正常返

$\because p_{33} > 0, \therefore d(3) = 1.$

$\because$ 各状态互达, $\therefore$ 所有状态非周期正常返。

这是一个遍历的Markov链。

例2



$\because p_{00} > 0, \therefore d(0) = 1.$

$\because$ 各状态互达，$\therefore$ 所有状态非周期，并且

与0具有相同的常返性。

（1）当 $\lim\limits_{n\to\infty} u_n > 0$ 时，各状态暂留；

（2）当 $\lim\limits_{n\to\infty} u_n = 0$ 但 $\sum\limits_{n=0}^{\infty} u_n = \infty$ 时，各状态零常返；

（3）当 $\sum\limits_{n=0}^{\infty} u_n < \infty$ 时，各状态正常返。

例:（随机游动） 设$X=\{X_n;n\ge 0\}$是$\mathbb{Z}$上的随机游动，

$$p_{i,i+1}=p=1-p_{i,i-1},i=0,\pm1,\pm2,\ldots,0<p<1.$$

则X不可约，$p_{00}^{(2n-1)}=0$,

$$p_{00}^{(2n)}=\binom{2n}{n}p^n(1-p)^n=\frac{(2n)!}{n!n!}[p(1-p)]^n,n=1,2,\ldots$$

由Strling公式 $n!\sim\sqrt{2\pi n}e^{-n}n^n$ 得:

$$p_{00}^{(2n)}\sim\frac{[4p(1-p)]^n}{\sqrt{\pi n}}\to 0$$

且$\sum_n p_{00}^{(n)}=\infty$当且仅当$p=1/2$.

所以 $\boxed{\text{当}p=1/2\text{时，}X\text{零常返；否则}X\text{暂留。}}$

如果X是$\mathbb{Z}^2$上对称随机游动，即对每一对整数(i,j)，

$$p_{(i,j),(i+1,j)}=p_{(i,j),(i-1,j)}=p_{(i,j),(i,j+1)}=p_{(i,j),(i,j-1)}=1/4.$$

可得$p_{00}^{(2n)}=\dfrac{1}{4^{2n}}C_{2n}^{n}\displaystyle\sum_{k=0}^{n}C_n^kC_n^k=\dfrac{1}{4^{2n}}(C_{2n}^{n})^2\sim\dfrac{1}{\pi n}$

这说明$\displaystyle\sum_n p_{00}^{(n)}=\infty$但$\displaystyle\lim_{n\to\infty}p_{00}^{(n)}=0$。因此$X$零常返。

在3维对称随机游动中：

$$p_{00}^{(2n)}=\frac{1}{6^{2n}}\binom{2n}{n}\sum_{k_1+k_2+k_3=n}\left(\frac{n!}{k_1!k_2!k_3!}\right)^2$$

$$\leq\frac{1}{6^{2n}}\binom{2n}{n}3^n\max_{\substack{k_1\leq k_1\leq k_3\\ k_1+k_2+k_3=n}}\left(\frac{n!}{k_1!k_2!k_3!}\right)$$

而 $\max\limits_{\substack{k_1\leq k_1\leq k_3\\ k_1+k_2+k_3=n}}\left(\frac{n!}{k_1!k_2!k_3!}\right)$ 在$k_3=k_1$或$k_3=k_1+1$时达到，

由stirling公式 $\max\limits_{\substack{k_1\leq k_1\leq k_3\\ k_1+k_2+k_3=n}}\left(\frac{n!}{k_1!k_2!k_3!}\right)\sim\frac{3^n}{n}$

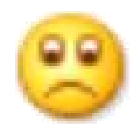
$\therefore p_{00}^{(2n)}=O(n^{-3/2}),\sum\limits_n p_{00}^{(2n)}<\infty$,因此暂留

事实上，

1维和2维对称随机游动都是零常返的

3维或3维以上对称随机游动都是暂留的

醉汉总会回来 

喝醉的小鸟可能一去不复返 

§4 平稳分布和极限分布

问题：在什么样的情况下，初始分布与一步之后的分布相同？（平稳分布）

- 设初始分布为$\pi=(\pi_j;\ j\in I)$，则

一步之后的分布为：

$$P(X_1=k)=\sum_i P(X_0=i)p_{ik}=\sum_i \pi_i p_{ik},\forall k$$

所以初始分布与一步之后的分布相同当且仅当：

$$\pi_j\geq 0,\sum_j \pi_j=1.$$

$$\pi_k=\sum_i \pi_i p_{ik},\forall k$$

平稳分布

$\{\pi_j; j\in I\}$称为是$\{X_n\}$的平稳分布，如果

（1） $\pi_j \ge 0, \sum_j \pi_j = 1.$

（2） $\pi_k = \sum_i \pi_i p_{ik}, \forall k$

即$\pi = \pi P$

平稳分布的意义

设初始分布为平稳分布$\pi=\{\pi_1,\pi_{2,}\ldots\}$,则

（1）所有X_n的分布均为π,

（2）对$k\geq 2,(X_{n_1},\ldots,X_{n_k})$的分布仅与时间差

$n_2-n_1,\ldots,n_k-n_{k-1}$有关，与时间起点$n_1$无关。

当初始分布为平稳分布时，Markov链为严平稳过程。

证：（1）X_n的分布为$\pi P^n=(\pi P)P^{n-1}=\pi P^{n-1}$

与X_{n-1}的分布相同，所以所有X_n的分布均为π.

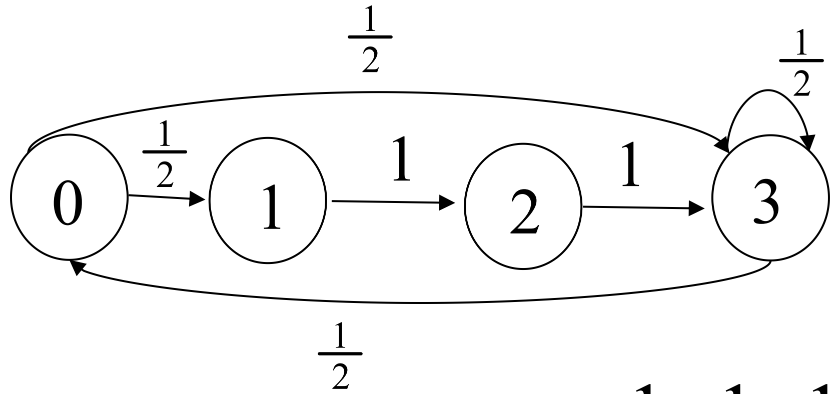
（2）$P(X_{n_1}=i_1, X_{n_2}=i_2 \ldots, X_{n_k}=i_k)$

$=P(X_{n_1}=i_1)p_{i_1,i_2}^{(n_2-n_1)}p_{i_2,i_3}^{(n_3-n_2)}\ldots p_{i_{k\text{-}1},i_k}^{(n_k-n_{k\text{-}1})}$

$=\pi_{i_1}p_{i_1,i_2}^{(n_2-n_1)}p_{i_2,i_3}^{(n_3-n_2)}\ldots p_{i_{k\text{-}1},i_k}^{(n_k-n_{k\text{-}1})}$

例1. 求上1节例1中Markov链的平稳分布。

解：$I=\{0,1,2,3\}$，



$$P=\begin{bmatrix} 0 & 0.5 & 0 & 0.5 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0.5 & 0 & 0 & 0.5 \end{bmatrix},$$

设平稳分布$\pi=(\pi_0,\ \pi_1,\ \pi_2,\ \pi_3)$

则
$$\begin{cases} \pi_0+\pi_1+\pi_2+\pi_3=1 \\ \pi_0=\frac{1}{2}\pi_3 \\ \pi_1=\frac{1}{2}\pi_0 \\ \pi_2=\pi_1 \end{cases}$$

解得$\pi=(\frac{1}{4},\frac{1}{8},\frac{1}{8},\frac{1}{2})$

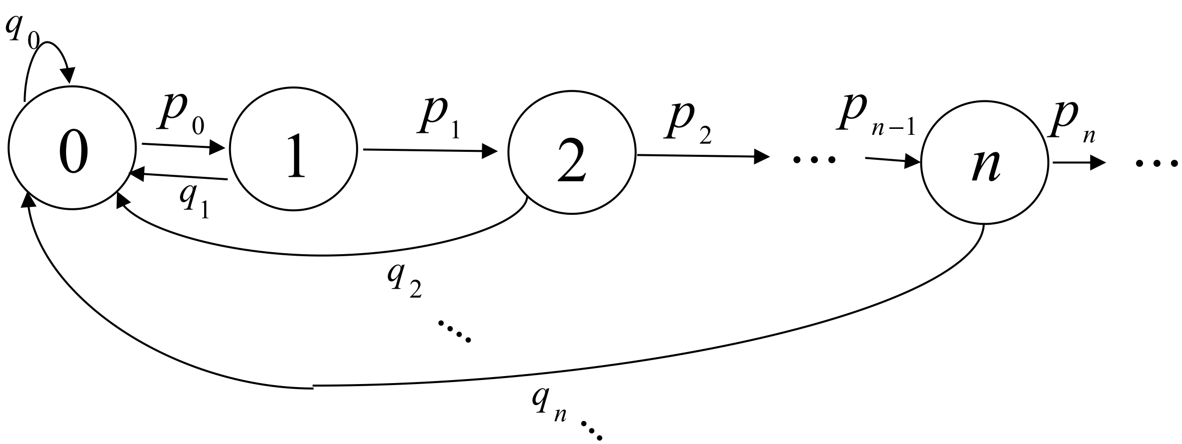
已算得$\mu_0=4,\ \mu_3=2$

恰好$\pi_0=\frac{1}{\mu_0},\ \pi_3=\frac{1}{\mu_3}$

是否 $\pi_1=\frac{1}{\mu_1},\ \pi_2=\frac{1}{\mu_2}$?

完全正确^_^

例2. 求上1节例2中Markov链的平稳分布。



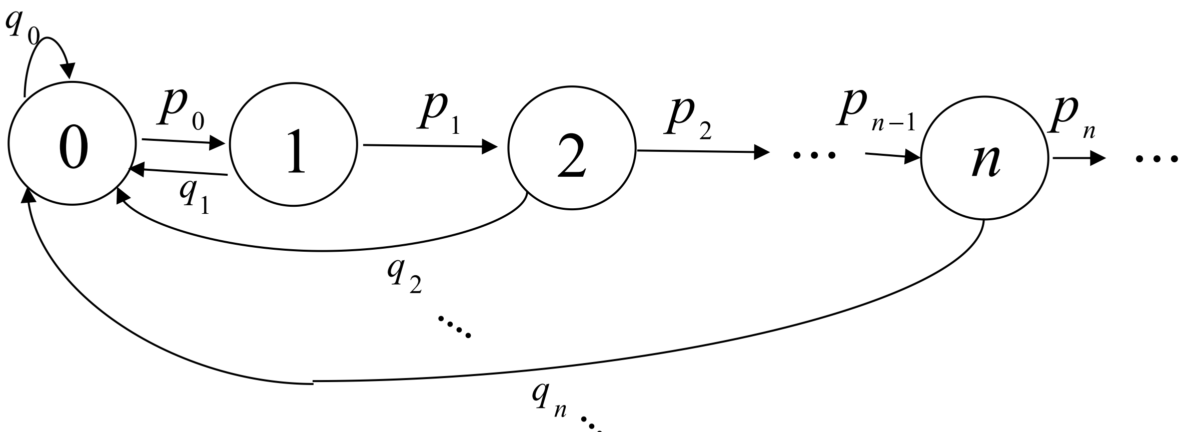
解：设平稳分布π，则$\pi_1 = p_0\pi_0, \pi_2 = p_1\pi_1,$

$\ldots\pi_n = p_{n-1}\pi_{n-1}\cdots$ 得$\pi_n = p_0 p_1 \ldots p_{n-1}\pi_0 = u_n\pi_0$

又$\sum_{n=0}^{\infty}\pi_n = 1$ $\therefore$ 平稳分布存在当且仅当$\sum_{n=0}^{\infty}u_n < \infty$

即当且仅当$\{X_n\}$正常返

例2. 求上1节例2中Markov链的平稳分布。



当$\{X_n\}$正常返时，有唯一的平稳分布

$$\pi_i = \frac{u_i}{\sum_{n=0}^{\infty} u_n}, i = 0, 1, \ldots$$

已算得$\mu_0 = \sum_{n=0}^{\infty} u_n$, 恰好$\pi_0 = \dfrac{1}{\mu_0}$, 实际上$\pi_i = \dfrac{1}{\mu_i}$, $\forall i$

命题：

(1) 如果j暂留或零常返，则对所有i, $\lim\limits_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)} = 0$

(2) 设$\{X_n\}$有平稳分布π，则对所有暂留和零常返态j，有$\pi_j = 0$.

证明：(1) 对$n \ge 1$, $p_{ij}^{(n)} = \sum\limits_{k=1}^{n} f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}$

$= \sum\limits_{k=1}^{\infty} f_{ij}^{(k)} p_{jj}^{(n-k)}$,（这里令$p_{jj}^{(n-k)} = 0$当$k > n$时)

由控制收敛定理，$\lim\limits_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)} = \sum\limits_{k=1}^{\infty} f_{ij}^{(k)} \lim\limits_{n\to\infty} p_{jj}^{(n-k)} = 0$

(2) 对任何$n \ge 1$, $\pi P^n = \pi$, 由控制收敛定理，

$$\pi_j = \lim_{n\to\infty} \sum_i \pi_i p_{ij}^{(n)} = \sum_i (\pi_i \lim_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)}) = 0.$$

不可约Markov链的性质

设$\{X_n\}$不可约，则

（1）存在平稳分布当且仅当$\{X_n\}$正常返，

此时平稳分布π唯一且$\pi_i = \dfrac{1}{\mu_i}$

（2）若$\{X_n\}$遍历，则对任何i，j, $\lim_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)} = \pi_j$

(极限与出发点无关）

（3）若状态空间I有限，则$\{X_n\}$一定正常返。

如果μ_i越小，即访问状态i的平均时间间隔越小，则访问i越频繁，从而访问i的极限概率也越大，所以π_i越大

证明：

（3）设$\{X_n\}$不可约，且状态空间I有限.

如果$\{X_n\}$不是正常返，则所有状态暂留或所有状态零常返. 所以对所有状态$i, j, p_{ij}^{(n)} \to 0,$

注意到$1=\sum_{j\in I} p_{ij}^{(n)}$, 令$n \to \infty$并注意到$I$有限，得到，

$1=\sum_{j\in I}\lim_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)} = 0$，矛盾。

所以$\{X_n\}$正常返.

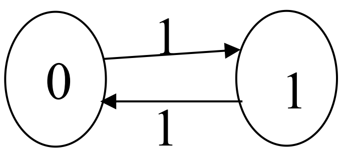
Markov链的极限分布

对于时齐的Markov链$\{X_n\}$，如果存在状态空间I上的概率分布$\mu=(\mu_i;i\in I)$使得对所有状态i,有

$\lim\limits_{n\to\infty}P(X_n=i)=\mu_i$，则称$\mu$是$\{X_n\}$的极限分布.

注：(1) 极限分布可以不存在；

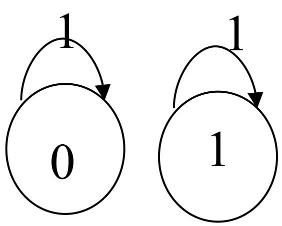
例



则$\forall i$，j, $\lim\limits_{n\to\infty}p_{ij}^{(n)}$不存在

（2）极限分布可以依赖于初始分布.

例



$P(X_0=0)=\alpha=1-P(X_0=1), 0\le\alpha\le1$

则$P(X_n=0)=\alpha\to\alpha, P(X_n=1)=1-\alpha\to1-\alpha.$

例：考虑3状态Markov链，转移概率矩阵为

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{8} & \frac{3}{8} \\ 1 & 0 & 0 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4} \end{pmatrix}$$

状态空间$I = \{1, 2, 3\}$，

计算极限分布。

分成以下三步：

（1）计算特征根

（2）计算特征向量

（3）计算$\mathbf{P}^n$

（1）计算特征根

$$\begin{aligned}
\det(\mathbf{P}-\lambda) &= \det\begin{pmatrix} \frac{1}{2}-\lambda & \frac{1}{8} & \frac{3}{8} \\ 1 & -\lambda & 0 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & \frac{1}{4}-\lambda \end{pmatrix} \\
&= (1-\lambda)(\lambda^2-\frac{\lambda}{4}-\frac{3}{16})
\end{aligned}$$

特征根为

$$\lambda_1 = 1, \quad \lambda_2 = \frac{1}{8}(-1+3i), \quad \lambda_3 = \frac{1}{8}(-1-3i)$$

（2）计算特征向量

求解方程：

$$\mathbf{P}\vec{r} = \lambda\vec{r}$$

$$\begin{aligned}
\vec{r}_1 &= (1, 1, 1) \\
\vec{r}_2 &= (-7-9i, -16+24i, 26) \\
\vec{r}_3 &= (-7+9i, -16-24i, 26)
\end{aligned}$$

$$\mathbf{C} = \begin{pmatrix} 1 & -7-9i & -7+9i \\ 1 & -16+24i & -16-24i \\ 1 & 26 & 26 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{C}^{-1} = \frac{1}{780}\begin{pmatrix} 418 & 156 & 208 \\ -8+14i & -3-11i & 11-3i \\ -8-14i & -3-11i & 11-3i \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{P} = \mathbf{C}\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{-1+3i}{8} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{-1-3i}{8} \end{pmatrix}\mathbf{C}^{-1}$$

(3) 计算$\mathbf{P}^n$

$$\mathbf{P}^n = \mathbf{C}\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & (\frac{-1+3i}{8})^n & 0 \\ 0 & 0 & (\frac{-1-3i}{8})^n \end{pmatrix}\mathbf{C}^{-1}$$

令$n \to \infty$

$$\mathbf{P}^n \to \mathbf{C}\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}\mathbf{C}^{-1}$$

$$= \begin{pmatrix} \frac{8}{15} & \frac{1}{5} & \frac{4}{15} \\ \frac{8}{15} & \frac{1}{5} & \frac{4}{15} \\ \frac{8}{15} & \frac{1}{5} & \frac{4}{15} \end{pmatrix}$$

极限分布为$\mu = (\frac{8}{15}, \frac{1}{5}, \frac{4}{15})$

另一方面，也可以计算平稳分布$\pi=(\pi_1,\pi_2,\pi_3)$

$$\begin{cases} \pi_1+\pi_2+\pi_3=1 \\ \pi_2=\dfrac{1}{8}\pi_1+\dfrac{1}{2}\pi_3 \\ \pi_3=\dfrac{3}{8}\pi_1+\dfrac{1}{4}\pi_3 \end{cases}$$

解得$\pi=(\dfrac{8}{15},\dfrac{1}{5},\dfrac{4}{15})$ 与极限分布相同

状态空间I的子集C称为是闭集：

若对于任意状态$i \in C$和任意状态$j \notin C$，$p_{ij} = 0$

即C是封闭的，从C中出发将永远不会跑出C外

性质：若C是闭集，$P(X_0 \in C) = 1$, 则

$$P(X_n \in C,\ \forall n) = 1,$$

此时$\{X_n\}$可以看成是状态空间C上的Markov链

性质：

(1)如果i常返且$i \searrow j$，则$i \leftrightarrow j$且$f_{ij} = f_{ji} = 1$

(2)如果i的互达等价类不闭，则i暂留

（如果i常返，则i的互达等价类是闭的）

(3) 如果i的互达等价类是有限闭集，则i正常返

证明（1）$\because i \searrow j, \therefore$ 存在n使得$p_{ij}^{(n)} > 0.$

$\because i$常返，所以$1 = P(N_i = \infty \mid X_0 = i)$

$= p_{ij}^{(n)} P(N_i = \infty \mid X_n = j, X_0 = i)$

$+ (1 - p_{ij}^{(n)}) P(N_i = \infty \mid X_n \neq j, X_0 = i)$

$\because p_{ij}^{(n)} > 0, \therefore P(N_i = \infty \mid X_n = j, X_0 = i) = 1.$

由Markov性，$P(N_i = \infty \mid X_0 = j) = 1.$

$\therefore f_{ji} = 1.$

因此$i \leftrightarrow j$，j也常返，从而$f_{ij} = 1.$

有限Markov链的状态分解：

$$I = T \cup C_1 \cup C_2 \cup \ldots \cup C_k$$

这里C_1，$C_2,\ldots,C_k$是所有闭的互达等价类，T是余下的状态

则（1）C_1，$C_2,\ldots,C_k$中各状态正常返，T中各状态暂留

(2) 如果X_0在某个C_i中，则此Markov链永不离开C_i。

可以把$\{X_n\}$限制在C_i上得到一个不可约正常返的Markov链

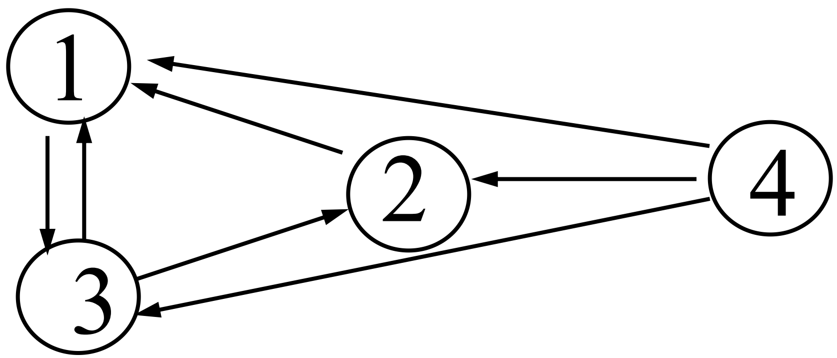
(3) 如果$X_0 \in T$，则此Markov链最终会进入某个C_i并将不再离开

例3. 设$\{X_n\}$状态空间$I=\{1,2,3,4\}$，一步转移矩阵

$$P=\begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.3 & 0.7 & 0 & 0 \\ 0.6 & 0.2 & 0.2 & 0 \end{bmatrix}$$

讨论各状态的周期和常返性，

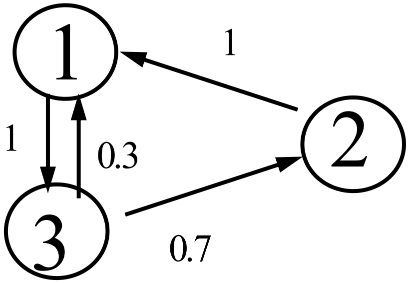
计算正常返态的平均回转时。



有两个等价类$C_1=\{1,2,3\}$和$\{4\}$,其中C_1是闭的,$\{4\}$不闭

故1,2,3正常返，4暂留 ,1,2,3非周期，$d(4)=0$

把$\{X_n\}$限制在C_1上得到一个遍历Markov链，状态空间为C_1

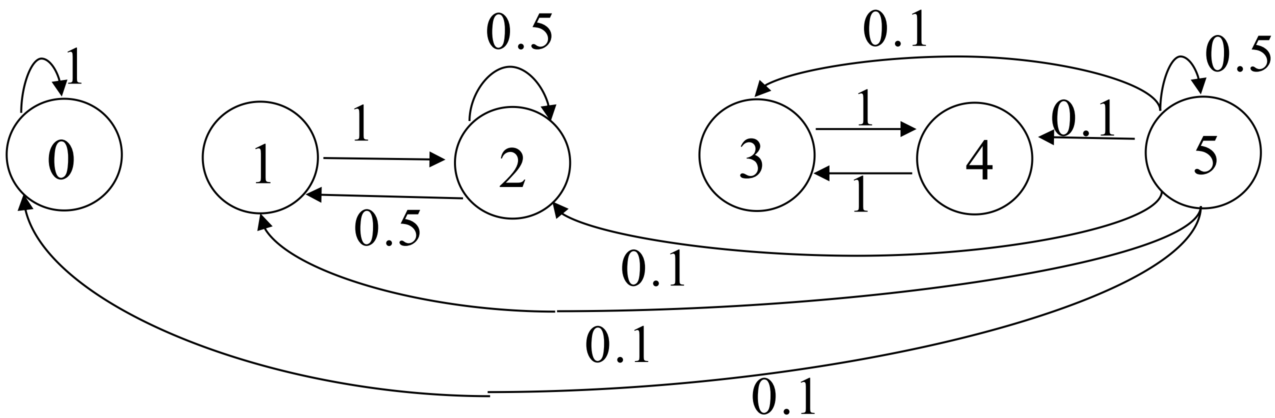


转移矩阵为$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0.3 & 0.7 & 0 \end{bmatrix}$

平稳分布$(\pi_1,\pi_2,\pi_3)=(\frac{10}{27},\frac{7}{27},\frac{10}{27})$

$\therefore(\mu_1,\mu_2,\mu_3)=(\frac{27}{10},\frac{27}{7},\frac{27}{10})$

例4. 讨论上节例3各状态性质，计算正常态的平均回转时。



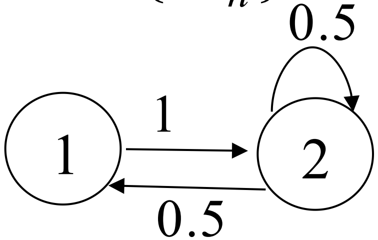
解：有四个等价类$C_1=\{0\}, C_2=\{1,2\}$，$C_3=\{3,4\}$和$\{5\}$

只有$\{5\}$不闭。$\therefore 0,1,2,3,4$正常返，5暂留，

$0,1,2,5$非周期$,3,4$周期为2

0是吸收态$, \therefore \mu_0=1$

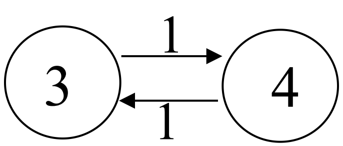
把$\{X_n\}$限制在C_2上得到一个遍历Markov链，



状态空间为C_2

平稳分布$(\pi_1, \pi_2) = (\frac{1}{3}, \frac{2}{3}) \therefore (\mu_1, \mu_2) = (3, \frac{3}{2})$

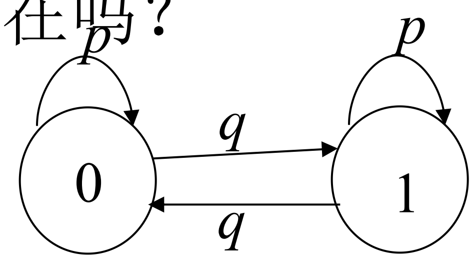
把$\{X_n\}$限制在C_3上得到一个不可约正常返周期为2的Markov链，状态空间为C_3.



平稳分布$(\pi_3, \pi_4) = (\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$

$\therefore (\mu_3, \mu_4) = (2, 2)$

例5. 在0−1传输问题中，对$i,j=0,1,\lim\limits_{n\to\infty}p_{ij}^{(n)}$存在吗？如存在，计算之。



方法一：$p_{00}^{(n)}=P(X_n=0\,|\,X_0=0)$

$$=P(\text{前n次传输中误码偶数次})=\sum_{k\text{偶数}}\binom{n}{k}q^kp^{n-k}$$

$$=\frac{1}{2}[\sum_k\binom{n}{k}q^kp^{n-k}+\sum_k\binom{n}{k}(-q)^kp^{n-k}]$$

$$=\frac{1}{2}[(p+q)^n+(-q+p)^n]=\frac{1}{2}[1+(2p-1)^n]$$

（1）若$0 < p < 1$,则$\lim_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)} = \frac{1}{2}$，$\forall i$，$j$

（极限与出发点无关）

（2）若$p = 1$,则$\lim_{n\to\infty} p_{00}^{(n)} = \lim_{n\to\infty} p_{11}^{(n)} = 1, \lim_{n\to\infty} p_{10}^{(n)} = \lim_{n\to\infty} p_{01}^{(n)} = 0$

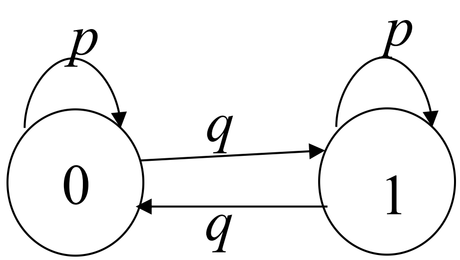
（极限与出发点有关）

（3）若$p = 0$,则$\forall i$，j,$\lim_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)}$不存在

方法二：

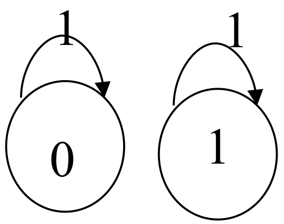
（1）若$0<p<1$，则$\{0,1\}$是闭的等价类，所以$\{X_n\}$正常返

又$d(0)=1, \therefore \{X_n\}$遍历



平稳分布$(\pi_0,\pi_1)=(\frac{1}{2},\frac{1}{2})$

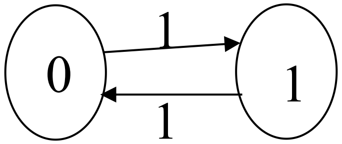
$\therefore \lim\limits_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)}=\frac{1}{2}$，$\forall i$，$j$



（2）若$p=1$，则$\lim\limits_{n\to\infty} p_{00}^{(n)}=\lim\limits_{n\to\infty} p_{11}^{(n)}=1$,

$\lim\limits_{n\to\infty} p_{10}^{(n)}=\lim\limits_{n\to\infty} p_{01}^{(n)}=0$

（3）若$p=0$,



则$\forall i$，j, $\lim\limits_{n\to\infty} p_{ij}^{(n)}$不存在

例6：设有6个球(2个红球, 4个白球)随机平分放入甲, 乙两个盒中. 今每次从两盒中各任取一球并进行交换. 用X_0表示开始时甲盒中的红球数，X_n表示经n次交换后甲盒中的红球数.

(1) 求此马氏链的初始分布;

(2) 求一步转移矩阵;

(3) 计算 $P(X_0=1, X_2=1, X_4=0), P(X_2=2)$

(4) $\lim\limits_{n\to\infty} P(X_n=2)$ 存在吗？如存在，计算之。

(5) 求甲盒中红球数变没的平均时间间隔

解：(1) $P(X_0=0)=C_4^3/C_6^3=1/5$,

$P(X_0=1)=C_2^1C_4^2/C_6^3=3/5$,

$P(X_0=2)=C_2^2C_4^1/C_6^3=1/5$,

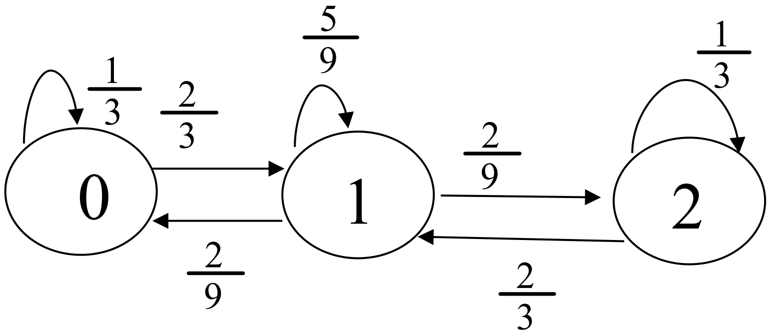
即：$X_0 \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 & 2 \\ 1/5 & 3/5 & 1/5 \end{pmatrix}$

$$(2)P=\begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \end{array}\begin{bmatrix} 1/3 & 2/3 & 0 \\ 2/9 & 5/9 & 2/9 \\ 0 & 2/3 & 1/3 \end{bmatrix}$$

$$(3)P^{(2)} = \begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \end{array}\begin{bmatrix} 7/27 & 16/27 & 4/27 \\ 16/81 & 49/81 & 16/81 \\ 4/27 & 16/27 & 7/27 \end{bmatrix},$$

$$\begin{aligned} & P(X_0 = 1, X_2 = 1, X_4 = 0) \\ = & P(X_0 = 1) p_{11}^{(2)} p_{10}^{(2)} \\ = & 3/5 \times 49/81 \times 16/81 = 2352/32805 = 0.072 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & P(X_2 = 2) \\ = & P(X_0 = 0) p_{02}^{(2)} + P(X_0 = 1) p_{12}^{(2)} + P(X_0 = 2) p_{22}^{(2)} \\ = & 1/5 \times 4/27 + 3/5 \times 16/81 + 1/5 \times 7/27 = 1/5 = 0.2 \end{aligned}$$



(4)$d(0)=1$，不可约，$\therefore$遍历

设平稳分布$\pi=\left(\pi_0,\pi_1,\pi_2\right)$，

$$\text{方程组}\begin{cases}\pi_0=\frac{1}{3}\pi_0+\frac{2}{9}\pi_1\\ \pi_1=\frac{2}{3}\pi_0+\frac{5}{9}\pi_1+\frac{2}{3}\pi_2\\ \pi_2=\frac{2}{9}\pi_1+\frac{1}{3}\pi_2\\ \pi_0+\pi_1+\pi_2=1\end{cases}\Rightarrow\begin{matrix}\pi_0=\dfrac{1}{5}\\ \pi_1=\dfrac{3}{5}\\ \pi_2=\dfrac{1}{5}\end{matrix}$$

$$\therefore\lim_{n\to\infty}P(X_n=2)=\pi_2=\frac{1}{5}$$

(5)所求为$\mu_0=\dfrac{1}{\pi_0}=5$

例：欧亚洲绝大多数汽车年保险金由所谓好-坏系统确定．以$s_i(k)$表示上年处在状态i且上年有k次理赔要求的参保人在今年的状态．设此人理赔次数服从参数为λ的泊松分布，那么此人相继状态构成一个MC，转移概率

$$p_{ij}=\sum_{k:s_i(k)=j} a_k,\ \text{这里} a_k=e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!}$$

当前状态		下一状态			
状态	年保险金	0个理赔	1个理赔	2个理赔	2个以上理赔
1	200	1	2	3	4
2	250	1	3	4	4
3	400	2	4	4	4
4	600	3	4	4	4

$$则P=\begin{pmatrix} a_0 & a_1 & a_2 & 1-a_0-a_1-a_2 \\ a_0 & 0 & a_1 & 1-a_0-a_1 \\ 0 & a_0 & 0 & 1-a_0 \\ 0 & 0 & a_0 & 1-a_0 \end{pmatrix}$$

问题：如果λ=1/2, 求参保人平均所付的年保险金.

解：
$$P=\begin{bmatrix} 0.6065 & 0.3033 & 0.0758 & 0.0144 \\ 0.6065 & 0.0000 & 0.3033 & 0.0902 \\ 0.0000 & 0.6065 & 0.0000 & 0.3935 \\ 0.0000 & 0.0000 & 0.6065 & 0.3935 \end{bmatrix}$$

算得：

$$\pi_1=0.3692,\quad \pi_2=0.2395,\quad \pi_3=0.2103,\quad \pi_4=0.1809$$

所以, 所付的平均年保险费是

$$200\pi_1+250\pi_2+400\pi_3+600\pi_4=326.375$$

Markov链的应用—PageRank

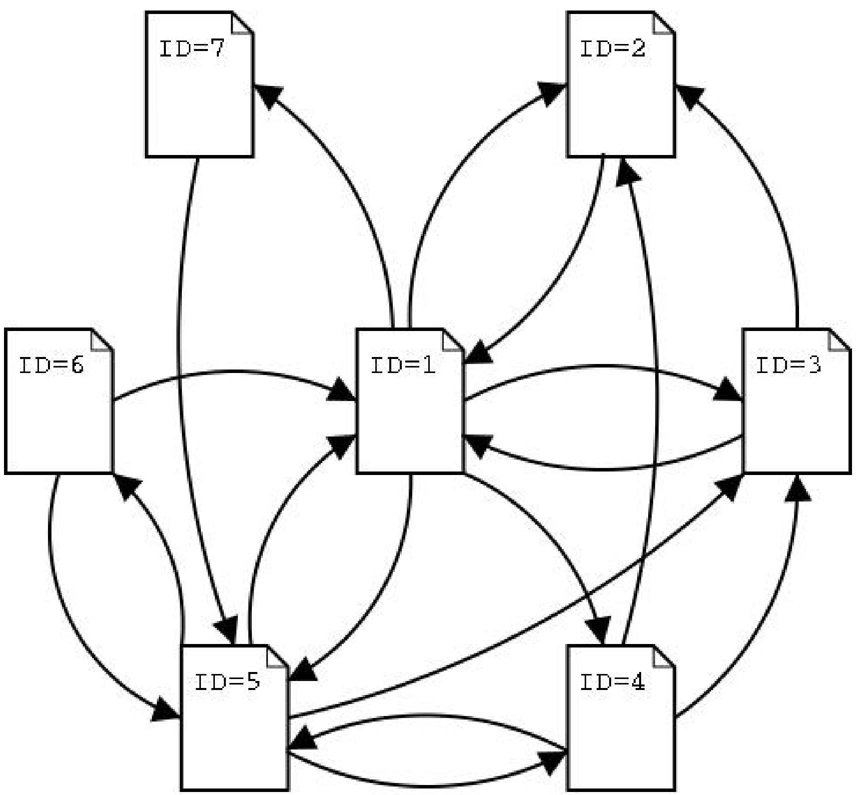
PageRank, 就是网页排名，又称网页级别，是一种由搜索引擎根据网页之间相互的超链接计算的网页排名技术，Google用它来体现网页的重要性。是Google的创始人拉里·佩奇和谢尔盖·布林在斯坦福大学发明了这项技术, 并最终以拉里·佩奇（Larry Page）之姓来命名。

Markov链的应用--PageRank

PageRank 是基于「从许多优质的网页链接过来的网页，必定还是优质网页」的回归关系，来判定所有网页的重要性。

提高 PageRank 的要点，大致有3个:

1. 反向链接数 (单纯的意义上的受欢迎度指标)
2. 反向链接是否来自推荐度高的页面 (有根据的受欢迎指标)
3. 反向链接源页面的链接数 (被选中的几率指标)



链接源I D　链接目标 1

1　2,3,4,5, 7

- 2　1
- 3　1,2
- 4　2,3,5
- 5　1,3,4,6
- 6　1,5
- 7　5

访问网络可看成是在这些网络上的随机游动,每次都等可能地访问所在网页的友情连接,若用X_n表示第n次访问的网页, 则$\{X_n\}$是Markov链,转移矩阵P=

$$\begin{pmatrix} 0 & 1/5 & 1/5 & 1/5 & 1/5 & 0 & 1/5 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 0 & 1/3 & 0 & 0 \\ 1/4 & 0 & 1/4 & 1/4 & 0 & 1/4 & 0 \\ 1/2 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

其PageRank满足：(1) $\pi_j > 0, \sum \pi_j = 1$

(2) $\pi_j = \sum \pi_i p_{ij}, \forall j$

恰好为平稳分布. 解得:

$\pi = (0.3035, 0.1661, 0.1406, 0.1054, 0.1789, 0.0447, 0.0607)$

所以网络的PageRank评价排名为:

(1) $\pi_1 = 0.3035$

(2) $\pi_5 = 0.1789$

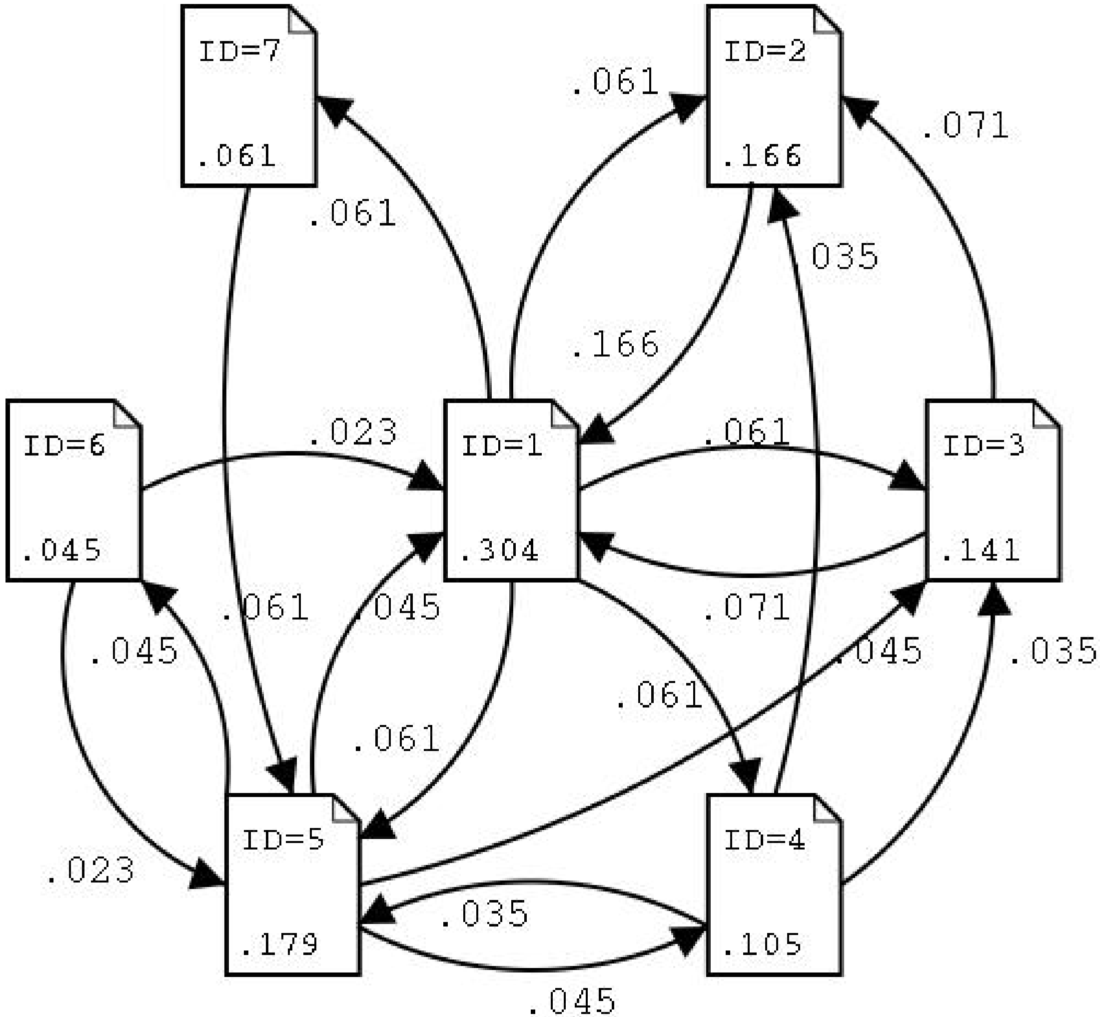
(3) $\pi_2 = 0.1661$

(4) $\pi_3 = 0.1406$

(5) $\pi_4 = 0.1054$

(6) $\pi_7 = 0.0607$

(7) $\pi_6 = 0.0447$


ID=7
.061
ID=2
.166
.061
.071
.061
.035
.166
ID=6
.045
.023
ID=1
.304
.061
ID=3
.141
.061
.045
.071
.045
.045
.035
.061
.061
ID=5
.179
ID=4
.105
.023
.035
.045

§5 吸收概率与平均吸收时间

有限Markov链的状态分解：

$$I = T \cup C_1 \cup C_2 \cup \ldots \cup C_k$$

这里T是所有暂留态，

C_1，$C_2, \ldots, C_k$是所有闭的常返的互达等价类

• 如果$X_0 \in T$，则最终会进入某个C_i并将不再离开

问题: 1. 进入$C_1, \ldots, C_k$的概率分别是多少?

2. 进入$C = C_1 \cup \cdots \cup C_k$的平均时间是多少?

对状态i，令

$$T_i = \min\{n \geq 0 : X_n = i\}$$

为首次访问状态i的时刻，

对I的子集A，令

$$T_A = \min\{n \geq 0 : X_n \in A\}$$

为首次访问子集A的时刻，

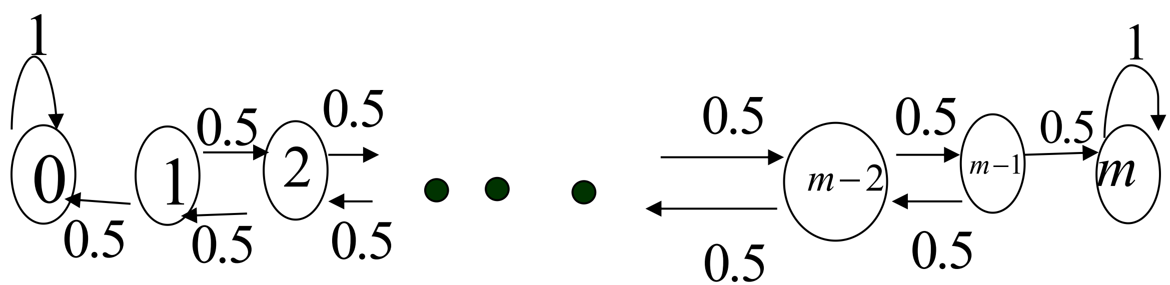
约定$\min\varnothing=\infty$.

例. 赌徒输光问题:

甲乙两人玩抛硬币游戏，一开始甲带有i元钱，乙带有$m-i$元钱，独立重复抛一枚均匀硬币，若第n次出现正面，则甲赢1元，否则甲输1元。游戏一直到某人输光结束。计算(1)甲输光的概率；(2)游戏平均持续时间.

解：以S_n表示抛n次硬币后甲所拥有的钱数。则$\{S_n\}$是一时齐Markov链，状态空间是$\{0,1,\ldots,m\}$，一步转移概率为：

$$p_{00}=p_{mm}=1,\ p_{i,i+1}=p_{i,i-1}=0.5,\ 0<i<m.$$



令$h_i = P(\text{输光} \mid S_0 = i) = P(T_0 < \infty \mid S_0 = i)$，则$h_0 = 1, h_m = 0,$

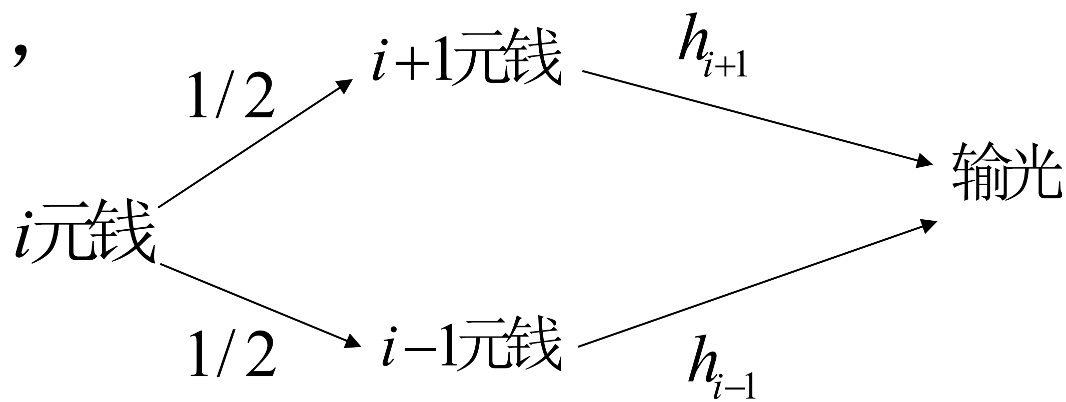
$$h_i = \sum_j P(S_1 = j \mid S_0 = i) P(\text{输光} \mid S_1 = j, S_0 = i)$$

$$= \sum_j p_{ij} P(\text{输光} \mid S_0 = j) = \tfrac{1}{2}(h_{i+1} + h_{i-1}), 0 < i < m.$$

即$h_{i+1} - h_i = h_i - h_{i-1}, 0 < i < m.$

所以$\{h_i\}$是等差数列，

所以$h_i = \frac{m-i}{m}$.



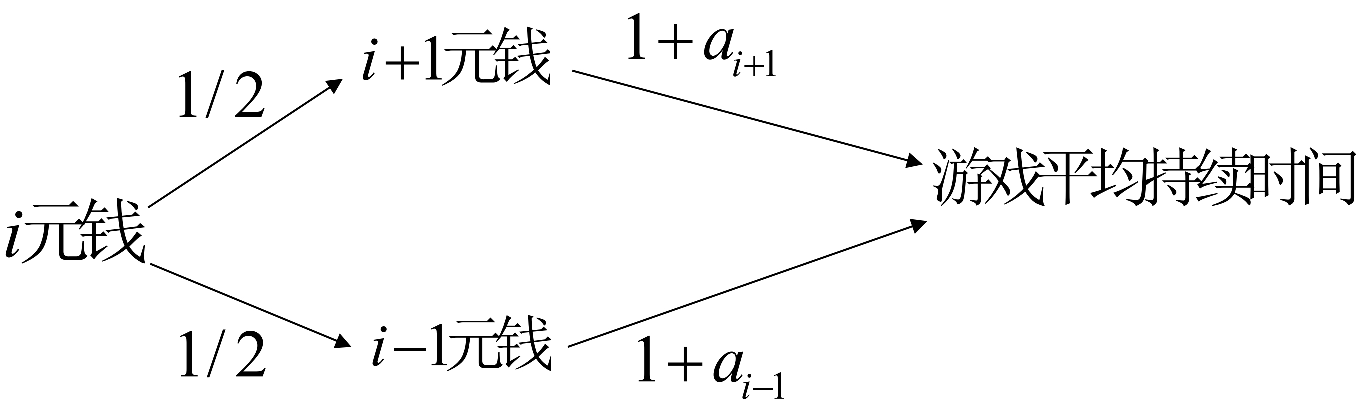
令$T = T_{\{0,m\}}$为游戏结束时间

令$a_i = E(T \mid S_0 = i)$,则$a_0 = 0, a_m = 0$

对$0 < i < m$

$$a_i = \sum_j P(S_1 = j \mid S_0 = i) E(T \mid S_1 = j, S_0 = i)$$

$$= \sum_j p_{ij} [1 + E(T \mid S_0 = j)] = 1 + \tfrac{1}{2}(a_{i+1} + a_{i-1})$$



已得到$a_0=0, a_m=0$

$$a_i=1+\tfrac{1}{2}(a_{i+1}+a_{i-1}), 0<i<m$$

令$d_i=a_i-a_{i-1},\quad i=1,2,\ldots,m$

则$d_{i+1}=d_i-2$

$$a_i=d_1+\ldots+d_i=id_1-i(i-1)$$

$$\because a_m=0, \therefore d_1=m-1$$

$$a_i=i(m-i),\quad \forall i$$

上例中有两个吸收态0和m，我们需要计算的是最终被状态0吸收的概率，以及最终被吸收态集合$\{0, m\}$吸收的平均时间.

当Markov链有多个闭集时，我们可以利用Markov性和全概率公式, 利用1步分析法建立方程，计算被某一个特定闭集吸收的概率. 也用类似的方法来计算平均吸收时间.

例. 迷宫中的老鼠：

如下图，假设猫不动，老鼠从2号房间出发在迷宫中作随机游动：如果n时老鼠呆在$i(i \neq 3,7)$号房间，则下一时刻老鼠等可能地移到相邻的房间（即有门与i号房间相连的房间）;一旦老鼠到达7号房间，就被猫吃掉；一旦到达3号房间，老鼠就吃掉奶酪。计算老鼠在吃掉奶酪前被猫吃掉的概率？

解：一旦老鼠跑到3号或7号房间，我们就认为老鼠将永远呆在那个房间。用X_n表示n时老鼠所在的位置。则$\{X_n\}$是一时齐Markov链，状态空间是$\{1,2,\ldots,9\}$，3和7是两个吸收态。所求的就是从2出发最终被7吸收的概率。

令$h_i = P(T_7 < \infty \mid X_0 = i)$,

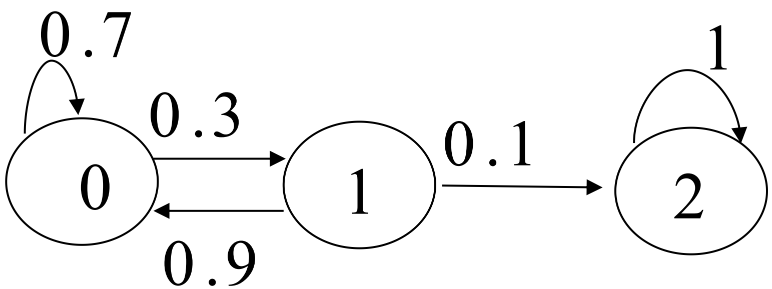
则$h_7 = 1, h_3 = 0.$

利用对称性，$h_1 = h_5 = h_9 = \dfrac{1}{2}.$

利用Markov性和全概率公式：

$$h_2 = \frac{1}{3}h_1 + \frac{1}{3}h_5 + \frac{1}{3}h_3 = \frac{1}{3}.$$

例：以X_n表示某人打n次游戏后所处的游戏等级. 2是最高等级.设$\{X_n\}$是Markov链，状态转移图如下。设$X_0=0$,计算到达等级2的平均时间.



解：令$a_i = E(T_2 \mid X_0 = i)$

则$a_2 = 0$, $a_0 = 1 + 0.7a_0 + 0.3a_1$, $a_1 = 1 + 0.9a_0 + 0.1a_2$,

解得$a_0 = 130/3, a_1 = 40.$

$\therefore$到达等级2的平均时间是$a_0 = 130/3.$

例：以X_n(单位：元）表示n时刻某股票的价格.设$\{X_n\}$是Markov链，状态空间$I=\{1,2,3,4,5\}$,

$$P=\begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 1/4 & 1/4 & 1/2 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/4 & 1/4 \\ 0 & 0 & 1/8 & 4/8 & 3/8 \end{pmatrix}$$

已知$P(X_0=2)=P(X_0=3)=1/2$,计算：

(1)股票价格在涨到4元前不曾跌到1元的概率；

（2）股票价格到达4元的平均时间.

解：(1) 所求概率为$P(T_4 < T_1)$，这个值与到达1或4之后的过程没有关系. 所以可将1和4看成吸收态.

令$h_i = P(T_4 < T_1 \mid X_0 = i)$，则$h_1 = 0, h_4 = 1$,

$$h_2 = \frac{1}{3}h_1 + \frac{1}{3}h_2 + \frac{1}{3}h_3,$$

$$h_3 = \frac{1}{4}h_2 + \frac{1}{4}h_3 + \frac{1}{2}h_4$$

$$P=\begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 1/4 & 1/4 & 1/2 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/4 & 1/4 \\ 0 & 0 & 1/8 & 4/8 & 3/8 \end{pmatrix}$$

解得：$h_2 = \frac{2}{5}$，$h_3 = \frac{4}{5}$

$$\therefore P(T_4 < T_1) = \sum_{i=1}^{4} P(X_0 = i)h_i = \frac{1}{2}h_2 + \frac{1}{2}h_3 = \frac{3}{5}.$$

(2) 所求概率为$E(T_4)$,这个值与到达4之后的过程没有关系. 所以可将4看成吸收态. 令$a_i = E(T_4 \mid X_0 = i)$,则

$$a_4 = 0, a_1 = 1 + \frac{1}{2}a_1 + \frac{1}{2}a_2,$$

$$a_2 = 1 + \frac{1}{3}a_1 + \frac{1}{3}a_2 + \frac{1}{3}a_3,$$

$$a_3 = 1 + \frac{1}{4}a_2 + \frac{1}{4}a_3 + \frac{1}{2}a_4$$

$$\boxed{P=\begin{pmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 1/4 & 1/4 & 1/2 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/4 & 1/4 \\ 0 & 0 & 1/8 & 4/8 & 3/8 \end{pmatrix}}$$

解得: $a_1 = \frac{23}{2}, a_2 = \frac{19}{2}$, $a_3 = \frac{9}{2}$

$$\therefore E(T_4) = \sum_{i=1}^{4} P(X_0 = i) E(T_4 \mid X_0 = i) = \frac{1}{2}a_2 + \frac{1}{2}a_3 = 7.$$

§6 可逆Markov链

设$\{X_n\}$是不可约的Markov链，且X_0的分布为平稳分布π.
则对任何$n > m \geq 1$,任何状态$i, j, i_{m+1}, \ldots, i_n$有：

$$P(X_{m-1} = j \mid X_m = i, X_{m+1} = i_{m+1}, \ldots, X_n = i_n)$$

$$= P(X_{m-1} = j \mid X_m = i) = \frac{P(X_{m-1} = j, X_m = i)}{P(X_m = i)}$$

$$= \frac{P(X_{m-1} = j) p_{ji}}{P(X_m = i)} = \frac{\pi_j p_{ji}}{\pi_i}$$

即对任何n，随机序列$X_n, X_{n-1}, \ldots, X_0$都是时间齐次的

Markov链，其一步转移概率为 $q_{ij} = \dfrac{\pi_j p_{ji}}{\pi_i}$.

定义： 设$\{X_n\}$是不可约具有平稳分布π的Markov链，如果对所有状态i,j有$q_{ij}=p_{ij}$,即$\pi_i p_{ij}=\pi_j p_{ij}$,则称$\{X_n\}$为**可逆**的Markov链.

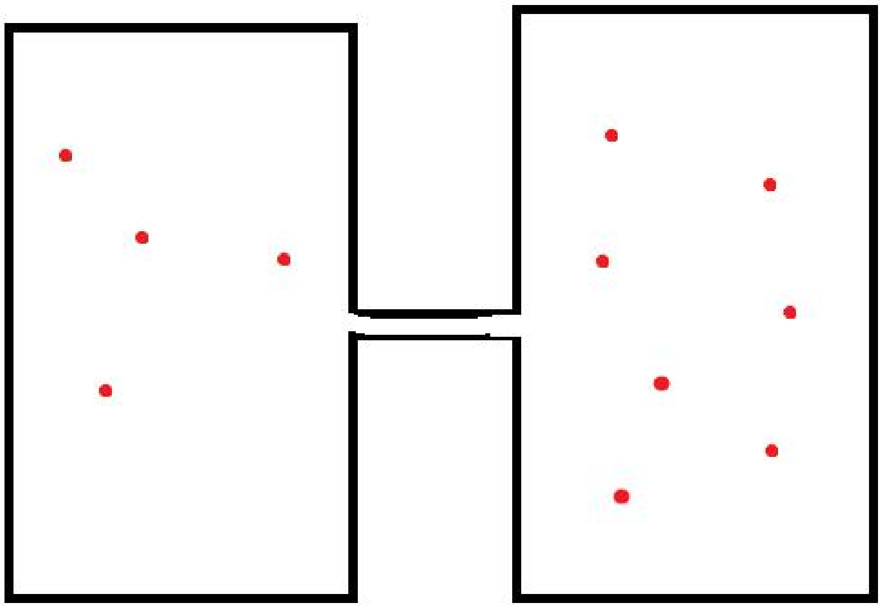
定义： 一个概率分布π称为是可逆分布如果对所有i,j有 $\pi_i p_{ij}=\pi_j p_{ji}$.

定理： 可逆分布一定是平稳分布.

证明：设π是可逆分布，则对任何状态j有：

$$\sum_i \pi_i p_{ij}=\sum_i \pi_j p_{ji}=\pi_j \sum_i p_{ji}=\pi_j$$

例1：有A，B两只容器，中间有一细管相连. 有m只跳蚤，每次有一只随机地从一个容器跳到另一个容器. 以X_n表示n次后A中跳蚤数。则$\{X_n\}$是时间齐次Markov链，转移概率为：



$$p_{i,i+1}=\frac{m-i}{m},\ \ p_{i,i-1}=\frac{i}{m}, i=0,\dots,m$$

问题： 求平稳分布.

解：先试着求可逆分布π，则

$$\pi_i p_{i,i-1} = \pi_{i-1} p_{i-1,i}, i = 1, \ldots, m$$

得：$$\pi_i = \frac{m-i+1}{i}\pi_{i-1} = \ldots = \frac{(m-i+1)(m-i+2)\ldots m}{i!}\pi_0$$

$$= \frac{m!}{(m-i)!i!}\pi_0 = \binom{m}{i}\pi_0, \quad i = 0, \ldots, m$$

$$\therefore \pi_i = \frac{\binom{m}{i}}{2^m}, i = 0, 1, .., m$$

因为$\{X_n\}$不可约，所以这个可逆分布π也是唯一的平稳分布

例2：设$\{X_n\}$是平稳的时齐Markov链，状态空间$I=\{1,2\}$，

一步转移矩阵为 $\mathbf{P}=\begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0.5 & 0.5 \end{pmatrix}$

问:$\{X_n\}$可逆吗？

解：设$\pi=(\pi_1,\pi_2)$是可逆分布，

则$\pi_1 p_{12}=\pi_2 p_{21}$，即$\pi_1=0.5\pi_2$

又$\pi_1+\pi_2=1$，所以$\pi=(\frac{1}{3},\frac{2}{3})$，

$\{X_n\}$不可约且可逆分布存在，所以$\{X_n\}$可逆

例3： 设$\{X_n\}$是平稳的时齐**Markov**链，状态空间$I=\{1,2,3\}$，

一步转移矩阵为 $\mathrm{P}=\begin{pmatrix} 0 & 0.6 & 0.4 \\ 0.1 & 0.8 & 0.2 \\ 0.5 & 0 & 0.5 \end{pmatrix}$

问：$\{X_n\}$可逆吗？

解： 设$\pi=(\pi_1,\pi_2,\pi_3)$是可逆分布，

则$\pi_2 p_{23}=\pi_3 p_{32}$，即$\pi_2=0$，

又$\pi_1 p_{12}=\pi_2 p_{21}$，得到$\pi_1=0$，

再有$\pi_1 p_{13}=\pi_3 p_{31}$，得到$\pi_3=0$

但$\pi_1+\pi_2+\pi_3=0\neq 1$，所以不存在可逆分布，

所以$\{X_n\}$不可逆

- Kolmogorov 准则

假设$X_n, n \geq 0$是不可约、平稳Markov链，转移概率矩阵为$\mathbf{P} = (p_{ij})$，初始分布为平稳分布π。

该Markov链是可逆的当且仅当对任意$N \geq 1$:

$$p_{i_0,i_1}p_{i_1,i_2}\cdots p_{i_{N-1},i_0} = p_{i_0,i_{N-1}}p_{i_{N-1},i_{N-2}}\cdots p_{i_1,i_0}$$

例3： 设$\{X_n\}$是平稳的时齐Markov链，状态空间$I=\{1,2,3\}$，

一步转移矩阵为 $$\mathrm{P}=\begin{pmatrix} 0 & 0.6 & 0.4 \\ 0.1 & 0.8 & 0.2 \\ 0.5 & 0 & 0.5 \end{pmatrix}$$

问：$\{X_n\}$可逆吗？

解： $p_{13}p_{32}p_{21}=0$，$p_{12}p_{23}p_{31}>0$，

所以$p_{13}p_{32}p_{21}\neq p_{12}p_{23}p_{31}$.

由Kolmogorov准则，$\{X_n\}$不可逆

Markov链应用

Markov 链在资源管理中的应用

例. 仓储装货

某仓库能容纳c单位货物. 每天货物需求量为随机变量。如果有足够货物供应的话，在第n个天货物需求量为D_n.

令X_n表示第n天结束后仓库货物存储量。

假设m为某临界值，只要当天结束时货物存储量少于或等于m，那么就将仓库添满。显然，

$$X_{n+1} = \begin{cases} (c - D_{n+1})^+ & X_n \le m \\ (X_n - D_{n+1})^+ & m < X_n \le c \end{cases}$$

进一步假定$D_1, D_2, \cdots$是独立同分布序列；那么$X_n, n \geq 1$是Markov链，状态空间为$\{0, 1, 2, \cdots, c\}$。
除一些特殊情形外，该Markov链式不可约的。
因此，存在稳定分布π，它决定着长时间之后，每个状态的分布。
给定$X_n = i$的条件下，第$n+1$天不能满足货物要求的平均量为

$$u_i = \begin{cases} E(D-c)^+ & i \leq m \\ (D-i)^+ & m < i \leq c \end{cases}$$

因此，从长远来看，不能满足货物要求的平均量

$$u(m) = \sum_{i=0}^{c} \pi_i u_i$$

同样，从长远来看，需要装货的概率

$$r(m) = \sum_{i=0}^{m} \pi_i$$

注意，随着m增加，那么$u(m)$减少，$r(m)$增加。

假定a表示装运货物的费用，b销售每单位货物的利润。那么，仓库经理需要计算m使得

$$ar(m) + bu(m)$$

达到最优。

考虑下列具体情形：$c=3$. 因此，可能的临界值为0,1,2,3. 假设销售每单位货物获取利润为$b=1$，每天货物要求量为

$$P(D \geq i) = 2^{-i}, \quad i = 0, 1, 2, \cdots$$

那么

$$\begin{aligned} E(D-i)^+ &= \sum_{k=1}^{\infty} P((D-i)^+ \geq k) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} P(D \geq i+k) = 2^{-i} \end{aligned}$$

当$m=0,1,2$时，转移矩阵分别为:

$m=0$

$$P=\begin{pmatrix} \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & 0 \\ \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

$m=1$

$$P=\begin{pmatrix} \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} & 0 \\ \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

$m = 2$

$$P = \begin{pmatrix} \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

平稳分布分别为

$$\pi = (\frac{1}{4}, \frac{1}{4}, \frac{1}{4}, \frac{1}{4})$$

$$\pi = (\frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3})$$

$$\pi = (\frac{1}{8}, \frac{1}{8}, \frac{1}{4}, \frac{1}{2})$$

因此

$$u(0) = \frac{1}{4}, \quad u(1) = \frac{1}{6}, \quad u(2)\frac{1}{8}$$

$$r(0) = \frac{1}{4}, \quad r(1) = \frac{1}{3}, \quad r(2) = \frac{1}{2}$$

为了达到最优，应该选择

(1) $a \leq \frac{1}{4}$

$$m = 2$$

(2) $\frac{1}{4} < a \leq 1$

$$m = 1$$

(3) $a > 1$

$$m = 0$$

修理铺模型

假定第 n 天有 Z_{n+1} 个机器损坏，第二天把这 Z_{n+1} 个机器送往维修厂维修，每天维修厂只能修好一个，并令 X_n 表示第 n 天维修厂中机器的个数. 则显然

$$X_{n+1}=(X_n-1)^{+}+Z_{n+1}$$ 其中 $a^{+}=max(a,0)$.

如果 $\{Z_n\}_{n\geq 1}$ 是独立同分布的随机序列，且与初始状态 X_0 独立，则 $\{X_n\}_{n\geq 1}$ 是一个时间齐次的 $Markov$ 链.

若 $P(Z_1 = k) = a_k, k \geq 0$，

则 $\{X_n\}_{n\geq 1}$ 的状态空间 $I = \{0,1,2,\cdots\}$，转移矩阵为

$$P = \begin{pmatrix} a_0 & a_1 & a_2 & a_3 & \cdots \\ a_0 & a_1 & a_2 & a_3 & \cdots \\ 0 & a_0 & a_1 & a_2 & \cdots \\ 0 & 0 & a_0 & a_1 & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{pmatrix}$$

当 $a_0 > 0$ 和 $a_0 + a_1 < 1$ 时，

对应的 *Markov* 链是不可约的.

当$a_0 > 0$和$a_0 + a_1 < 1$时，

令$\mu = E(Z_1) = \sum_{k=0}^{\infty} k a_k$，即表示每天送往维修厂的平均机器数. 则

当$\mu < 1$时，$\{X_n\}_{n\geq 1}$正常返；

当$\mu = 1$时，$\{X_n\}_{n\geq 1}$零常返；

当$\mu > 1$时，$\{X_n\}_{n\geq 1}$暂留；

$\mu < 1$ 时，即每天送往维修厂的机器的平均个数小于 1 时，

则任何时刻之后该维修厂

都会有空闲的时间，且这段时间间隔的期望是有限的；

$\mu = 1$ 时,则任何时刻之后该维修厂都会有空闲的时间，

但这段时间间隔的期望是无限的；

$\mu > 1$ 时,则某个时刻之后维修厂就不会空闲了，而且等待维修

的机器数目会趋于无穷大.

事实上：$X_{n+1}=(X_n-1)^+ +Z_{n+1}=X_n-1+Z_{n+1}+1_{\{X_n=0\}}$

$$X_{n+1}=X_0-n+(Z_1+\ldots+Z_{n+1})+(1_{\{X_0=0\}}+\ldots+1_{\{X_n=0\}})$$

令$N_n=1_{\{X_0=0\}}+\ldots+1_{\{X_n=0\}}$，上式两边同除以$n$，

并令n趋于无穷大，由大数定律得到：

$$\lim_{n\to\infty}\frac{X_{n+1}}{n}=\mu-1+\frac{1}{\tau_0}\qquad a.s$$

$$\frac{1}{\tau_0}=\lim_{n\to\infty}\frac{X_{n+1}}{n}+1-\mu\quad a.s$$

$$\frac{1}{\tau_0}=\lim_{n\to\infty}\frac{X_{n+1}}{n}+1-\mu \quad a.s$$

(1)当$\mu<1$时，$\frac{1}{\tau_0}\geq 1-\mu>0\Rightarrow \tau_0<\infty,\{X_n\}$正常返

此时$X_1,X_2,\ldots$有无穷个为0，所以$\frac{1}{\tau_0}=1-\mu,$

即$\tau_0=\frac{1}{1-\mu}$

(2)当$\mu>1$时，$\lim_{n\to\infty}\frac{X_{n+1}}{n}\geq\mu-1>0 \quad a.s$

$\Rightarrow \lim_{n\to\infty}X_{n+1}=\infty \ a.s\Rightarrow\{X_n\}$暂留

(3)当$\mu=1$时，$\{X_n\}$为零常返

初始状态为 0，即 $P(X_0=0)=1$，

τ 为首次返回 0 的时间，$\tau=\inf\{n: X_n=0, n\ge 1\}$

F,G 分别为 τ 和 Z_1 的母函数，即

$$F(t)=\sum_{k=0}^{\infty} p(\tau=k)t^k, G(t)=\sum_{k=0}^{\infty} a_k t^k .$$

则 $$\boxed{F(t)=tG[F(t)].}$$

当$\mu<1$时,$\{X_n\}$正常返

下面计算平稳分布π。以平稳分布π作为初始分布，那么生成函数可以写成

$$\phi(s)=Es^{X_n}=\sum_{i=0}^{\infty}\pi_i s^i$$

那么

$$\begin{aligned}
s\phi(s) &= Es^{X_{n+1}+1}=Es^{X_n+A_{n+1}+\mathbf{1}_{X_n=0}} \\
&= Es^{A_{n+1}}(\pi_0 s+\sum_{i=1}^{\infty}\pi_i s^i) \\
&= \psi(s)(\pi_0 s+\phi(s)-\pi_0)
\end{aligned}$$

其中$\psi(s)=Es^{A_{n+1}}$. 因此，

$$(\psi(s)-s)\phi(s)=\pi_0\psi(s)(1-s)$$

注意到，

$$\frac{\psi(s)-s}{1-s} \to 1-\rho, \quad s \to 1$$

既然$\psi(1)=1=\phi(1)$，那么

$$\pi_0 = 1-\rho, \quad \tau_0 = \frac{1}{1-\rho}$$

并且

$$\phi(s) = \frac{(1-\rho)(1-s)\psi(s)}{\psi(s)-s}$$

一旦知道A_1的分布，就可以计算出平稳分布π。

Markov链的模拟

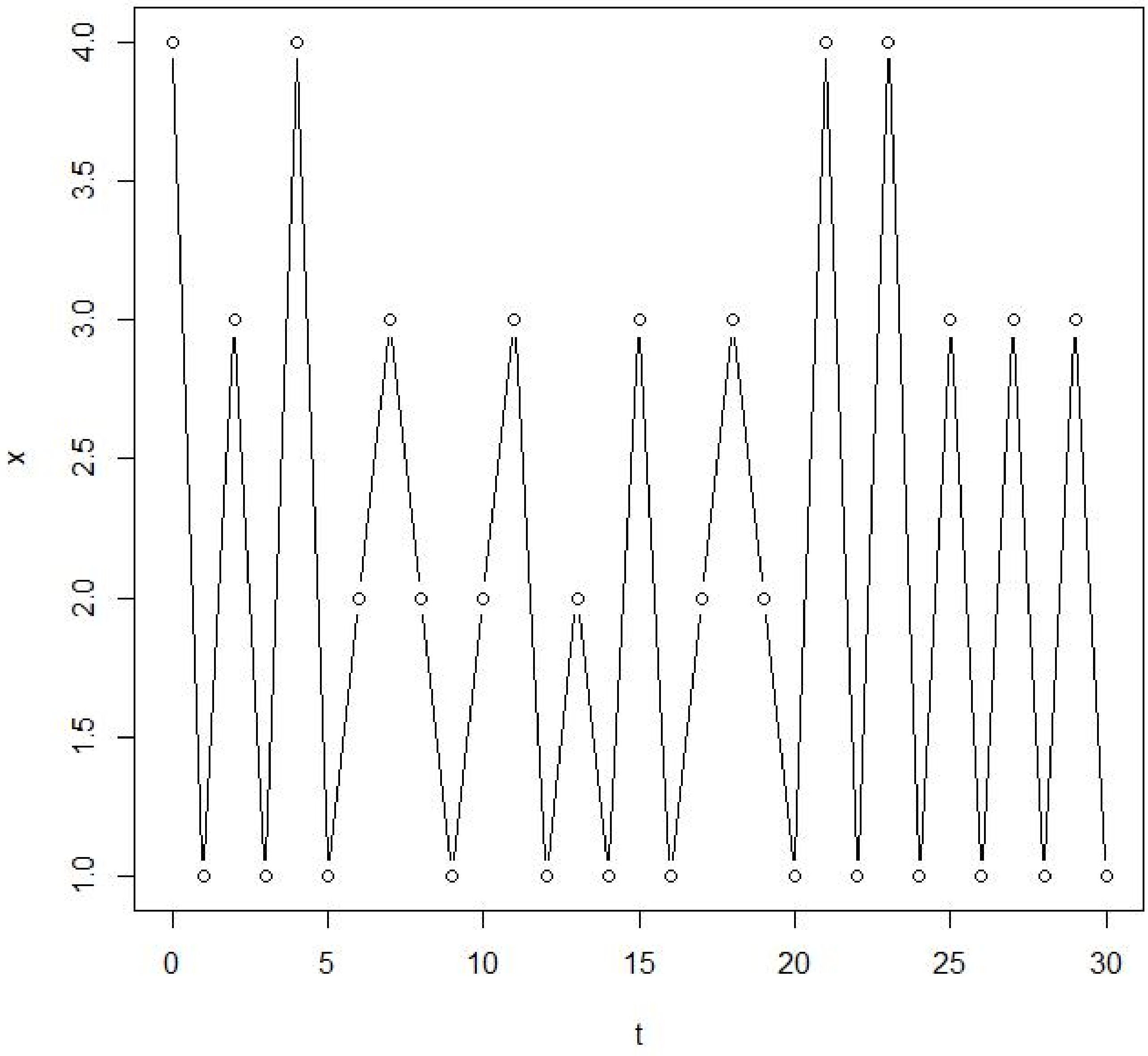
用R语言模拟状态空间为{1,2,...n}，初始分布为u，一步转移矩阵为P的Markov链$\{X_0,\ldots,X_T\}$

```
Homo_Markov<-function(n,u,P,T){
  x<-rep(0,T+1) #令x为长度为T+1的0向量
  U<-runif(1) #令U服从U(0,1)
  k<-1
  F<-u[1]
  while (U>=F){
    k<-k+1
    F<-F+u[k]
  }
  x[1]<-k  #生成x0
```

```
  for(j in 1:T){
    U<-runif(1) #令U服从U(0,1)
    k<-1
   i<-x[j]
   F<-P[i,1]
    while (U>=F){
      k<-k+1
      F<-F+P[i,k]
    }
    x[j+1]<-k   #生成xj
  }
  return(x) #返回向量x
}
```

```
n<-4
u<-c(0.5,0,0,0.5)
P<-
matrix(c(0,1/3,1/3,1/3,1/2,0,1/2,0,1/2,1/2,0,0,1,0,0,0),ncol=4,
byrow=TRUE)
T<-30
P
x<-Homo_Markov(n,u,P,T)
x
t<-c(0:T)
plot(t,x,"b")
```

```
> P
     [,1]      [,2]      [,3]      [,4]
[1,]  0.0 0.3333333 0.3333333 0.3333333
[2,]  0.5 0.0000000 0.5000000 0.0000000
[3,]  0.5 0.5000000 0.0000000 0.0000000
[4,]  1.0 0.0000000 0.0000000 0.0000000
> x
 [1] 4 1 3 1 4 1 2 3 2 1 2 3 1 2 1 3 1 2 3 2 1 4 1 4 1 3 1 3 1 3 1
```



4.0
3.5
3.0
2.5
2.0
1.5
1.0
x
0
5
10
15
20
25
30
t

```
#P是一步转移矩阵
#计算P的i步转移矩阵i=1：n

n=40
P=matrix(c(0,1/3,1/3,1/3,1/2,0,1/2,0,1/2,1/2,0,0,1,0,0,0),ncol=4,b
yrow=TRUE)
print(P)
Q=P
for(i in 1:n){
        Q=Q%*%P
        print(i+1)
        print(Q)
        }
```

一步转移矩阵

$$P=\begin{bmatrix} 0.0 & 0.3333333 & 0.3333333 & 0.3333333 \\ 0.5 & 0.0000000 & 0.5000000 & 0.0000000 \\ 0.5 & 0.5000000 & 0.0000000 & 0.0000000 \\ 1.0 & 0.0000000 & 0.0000000 & 0.0000000 \end{bmatrix}$$

$$P^2=\begin{bmatrix} 0.6666667 & 0.1666667 & 0.1666667 & 0.0000000 \\ 0.2500000 & 0.4166667 & 0.1666667 & 0.1666667 \\ 0.2500000 & 0.1666667 & 0.4166667 & 0.1666667 \\ 0.0000000 & 0.3333333 & 0.3333333 & 0.3333333 \end{bmatrix}$$

$$P^4=\begin{bmatrix} 0.5277778 & 0.2083333 & 0.2083333 & 0.05555556 \\ 0.3125000 & 0.2986111 & 0.2361111 & 0.15277778 \\ 0.3125000 & 0.2361111 & 0.2986111 & 0.15277778 \\ 0.1666667 & 0.3055556 & 0.3055556 & 0.22222222 \end{bmatrix}$$

$$P^{8}=\begin{bmatrix} 0.4180170 & 0.2383295 & 0.2383295 & 0.1053241 \\ 0.3574942 & 0.2567033 & 0.2527971 & 0.1330054 \\ 0.3574942 & 0.2527971 & 0.2567033 & 0.1330054 \\ 0.3159722 & 0.2660108 & 0.2660108 & 0.1520062 \end{bmatrix}$$

$$P^{16}=\begin{bmatrix} 0.3784205 & 0.2490721 & 0.2490721 & 0.1234354 \\ 0.3736081 & 0.2503852 & 0.2503700 & 0.1256367 \\ 0.3736081 & 0.2503700 & 0.2503852 & 0.1256367 \\ 0.3703061 & 0.2512734 & 0.2512734 & 0.1271471 \end{bmatrix}$$

$$P^{32}=\begin{bmatrix} 0.3750216 & 0.2499941 & 0.2499941 & 0.1249901 \\ 0.3749912 & 0.2500024 & 0.2500024 & 0.1250040 \\ 0.3749912 & 0.2500024 & 0.2500024 & 0.1250040 \\ 0.3749703 & 0.2500081 & 0.2500081 & 0.1250136 \end{bmatrix}$$

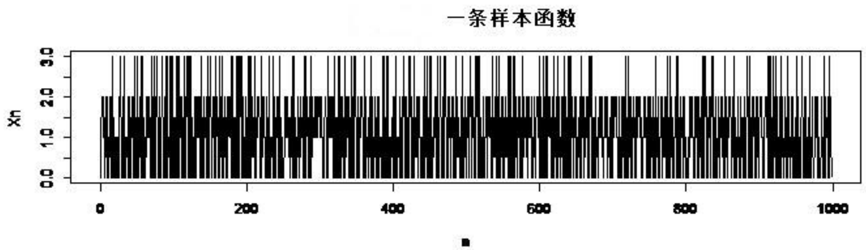
$$P^{34}=\begin{bmatrix} 0.3750115 & 0.2499969 & 0.2499969 & 0.1249947 \\ 0.3749953 & 0.2500013 & 0.2500013 & 0.1250021 \\ 0.3749953 & 0.2500013 & 0.2500013 & 0.1250021 \\ 0.3749842 & 0.2500043 & 0.2500043 & 0.1250072 \end{bmatrix}$$

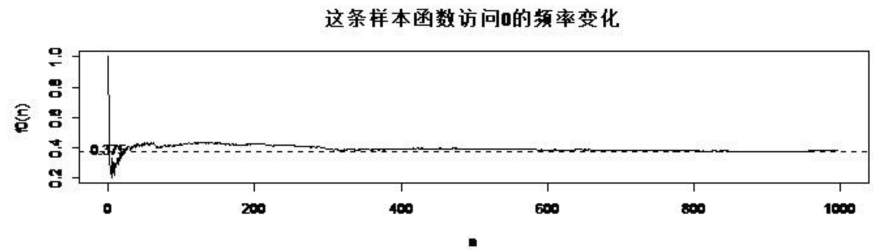
$$P^{35}=\begin{bmatrix} 0.3749916 & 0.2500023 & 0.2500023 & 0.1250038 \\ 0.3750034 & 0.2499991 & 0.2499991 & 0.1249984 \\ 0.3750034 & 0.2499991 & 0.2499991 & 0.1249984 \\ 0.3750115 & 0.2499969 & 0.2499969 & 0.1249947 \end{bmatrix}$$

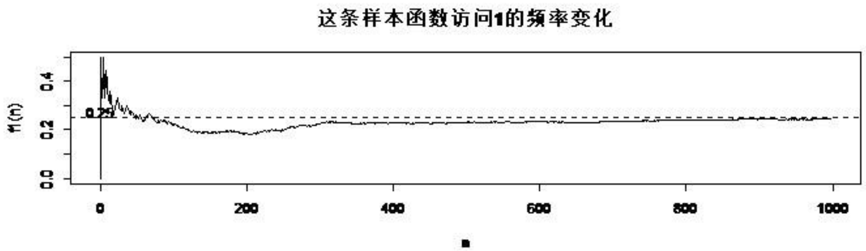
……

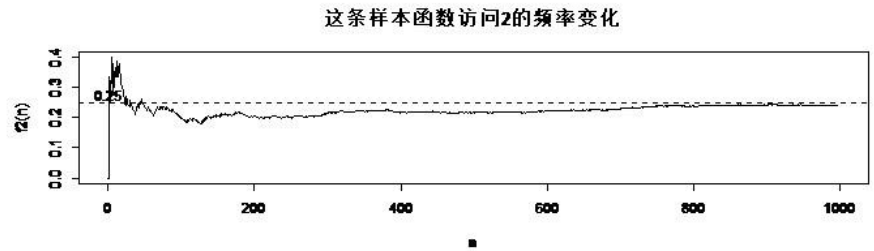
$$\lim_{n\to\infty} P^n=\begin{bmatrix} 0.375 & 0.25 & 0.25 & 0.125 \\ 0.375 & 0.25 & 0.25 & 0.125 \\ 0.375 & 0.25 & 0.25 & 0.125 \\ 0.375 & 0.25 & 0.25 & 0.125 \end{bmatrix}$$

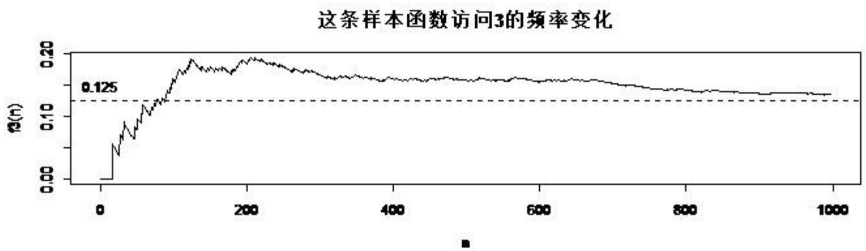
极限分布和平稳分布都是$\begin{pmatrix} 0.375 & 0.25 & 0.25 & 0.125 \end{pmatrix}$


一条样本函数
Xn
0.0
1.0
2.0
3.0
0
200
400
600
800
1000
n


这条样本函数访问0的频率变化
f0(n)
0.375
0.2
0.4
0.6
0.8
1.0
0
200
400
600
800
1000
n


这条样本函数访问1的频率变化
f1(n)
0.25
0.0
0.2
0.4
0
200
400
600
800
1000
n


这条样本函数访问2的频率变化
f2(n)
0.25
0.0
0.1
0.2
0.3
0.4
0
200
400
600
800
1000
n


这条样本函数访问3的频率变化
f3(n)
0.125
0.00
0.10
0.20
0
200
400
600
800
1000
n

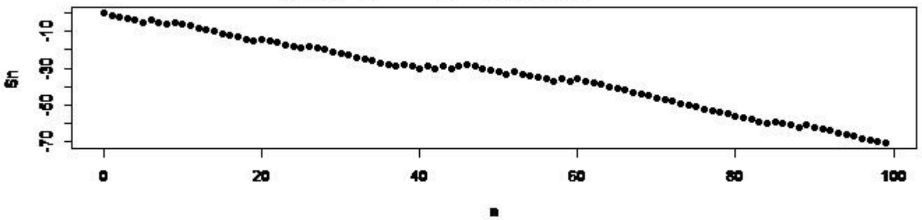
```
#模拟一维随机游动
par(mfrow=c(3,2))
n=100
x=0:(n-1)
q=runif(n)
z=2*(q>0.8)-1
y=numeric(n)
for(i in 1:(n-1)){
            y[i+1]=y[i]+z[i]
              }
            plot(xlab="n",ylab="Sn",main="随机游动p=0.2的一条样本函数",x,y,type="b",pch=16)
```

```
x1=0:(n-1)
q1=runif(n)
z1=2*(q1>0.6)-1
y1=numeric(n)
for(i in 1:(n-1)){
            y1[i+1]=y1[i]+z1[i]
              }
            plot(xlab="n",ylab="Sn",main="随机游动p=0.4的一条样
本函数",x1,y1,type="b",pch=16)
x5=0:(n-1)
q5=runif(n)
z5=2*(q5>0.5)-1
y5=numeric(n)
for(i in 1:(n-1)){
            y5[i+1]=y5[i]+z5[i]
              }
  plot(xlab="n",ylab="Sn",main="随机游动p=0.5的一条样本函数
",x5,y5,type="b",pch=16)
```

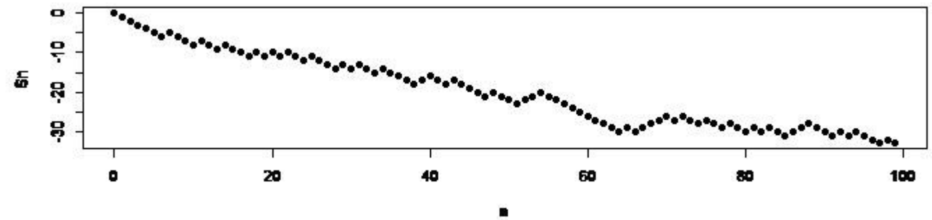
```
x2=0:(n-1)
q2=runif(n)
z2=2*(q2>0.4)-1
y2=numeric(n)
for(i in 1:(n-1)){
            y2[i+1]=y2[i]+z2[i]
              }
            plot(xlab="n",ylab="Sn",main="随机游动p=0.6的一条样本函数",x2,y2,type="b",pch=16)
x3=0:(n-1)
q3=runif(n)
z3=2*(q3>0.2)-1
y3=numeric(n)
for(i in 1:(n-1)){
            y3[i+1]=y3[i]+z3[i]
              }
            plot(xlab="n",ylab="Sn",main="随机游动p=0.8的一条样本函数",x3,y3,type="b",pch=16)
```

```
x4=0:(n-1)
q4=runif(n)
z4=2*(q4>0.1)-1
y4=numeric(n)
for(i in 1:(n-1)){
            y4[i+1]=y4[i]+z4[i]
              }
            plot(xlab="n",ylab="Sn",main="随机游动p=0.9的一条样本函数",x4,y4,type="b",pch=16)
```

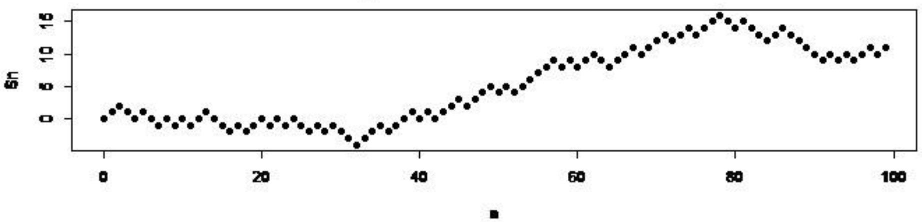
随机游动p=0.2的一条样本轨道



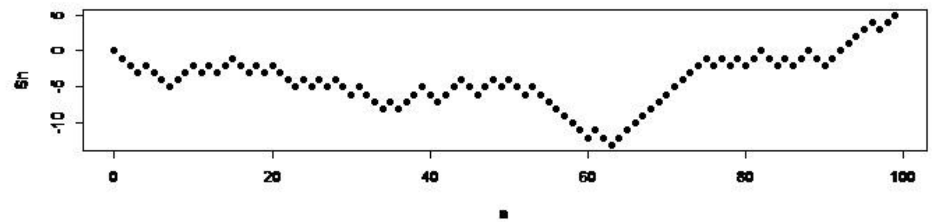
随机游动p=0.4的一条样本轨道



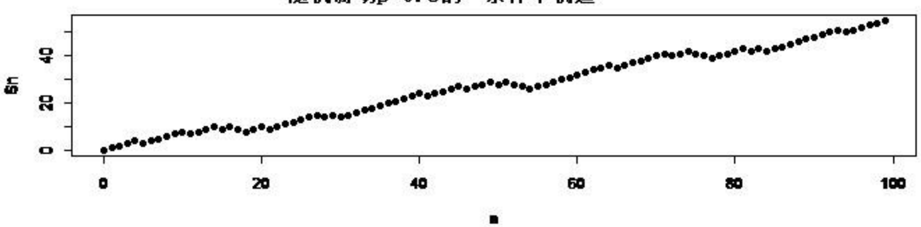
随机游动p=0.5的一条样本轨道



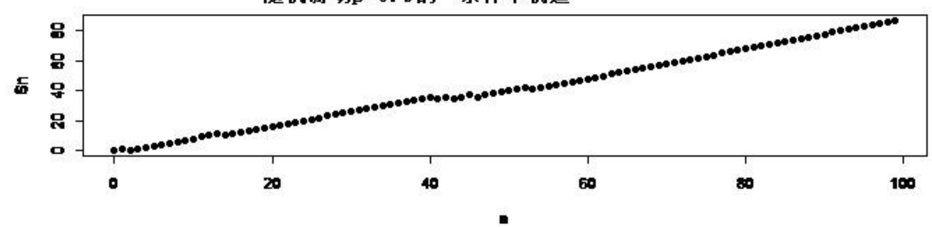
随机游动p=0.6的一条样本轨道



随机游动p=0.8的一条样本轨道

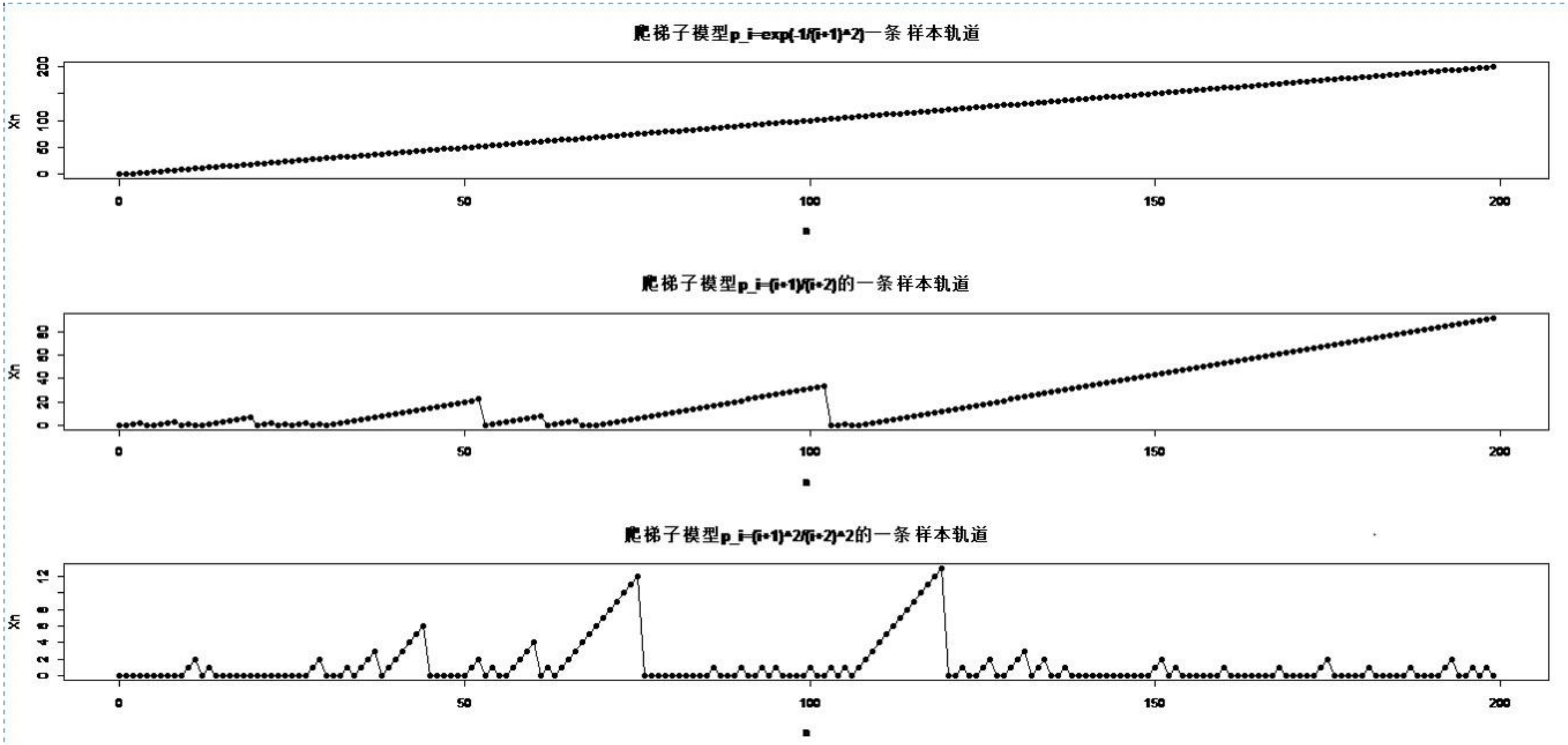


随机游动p=0.9的一条样本轨道



```
#模拟爬梯子模型

n=200
x=0:(n-1)
par(mfrow=c(3,1))

q=runif(n)
y=numeric(n)
for(i in 1:(n-1)){
            y[i+1]=(y[i]+1)*(q[i]<exp(-1/((y[i]+1)^2)))
              }

plot(xlab="n",ylab="Xn",main="爬梯子模型p_i=exp(-1/(i+1)^2)一条样本函数",x,y,type="o",pch=16)
```

```
q1=runif(n)
y1=numeric(n)
for(i in 1:(n-1)){
            y1[i+1]=(y1[i]+1)*(q1[i]<(y1[i]+1)/(y1[i]+2))
              }

plot(xlab="n",ylab="Xn",main="爬梯子模型p_i=(i+1)/(i+2)的一条样本函数",x,y1,type="o",pch=16)

q2=runif(n)
y2=numeric(n)
for(i in 1:(n-1)){
            y2[i+1]=(y2[i]+1)*(q2[i]<(y2[i]+1)^2/((y2[i]+2)^2))
              }

plot(xlab="n",ylab="Xn",main="爬梯子模型p_i=(i+1)^2/(i+2)^2的一条样本函数",x,y2,type="o",pch=16)
```


爬梯子模型p_i=exp(-1/(i+1)^2)一条 样本轨道
Xn
n
爬梯子模型p_i=(i+1)/(i+2)的一条 样本轨道
Xn
n
爬梯子模型p_i=(i+1)^2/(i+2)^2的一条 样本轨道
Xn
n