

第二章 Markov 过程 习题解答

1、设 $\{\xi_n, n \geq 1\}$ 为相互独立同分布的随机变量序列，其分布为：

$$P\{\xi_n = 1\} = p > 0, \quad P\{\xi_n = 0\} = q = 1 - p > 0$$

定义随机序列 $\{X_n, n \geq 2\}$ 和 $\{Y_n, n \geq 2\}$ 如下：

$$X_n = \begin{cases} 0, & \xi_n = 0, \xi_{n-1} = 0; \\ 1, & \xi_n = 0, \xi_{n-1} = 1; \\ 2, & \xi_n = 1, \xi_{n-1} = 0; \\ 3, & \xi_n = 1, \xi_{n-1} = 1; \end{cases} \quad Y_n = \begin{cases} 0, & \xi_n = 0, \xi_{n-1} = 0; \\ 1, & \text{其它}; \end{cases}$$

试问随机序列 $\{X_n, n \geq 2\}$ 和 $\{Y_n, n \geq 2\}$ 是否为马氏链？如果是的话，请写出其一步转移概率矩阵并研究各个状态的性质。不是的话，请说明理由。

解：（1）显然，随机序列 $\{X_n, n \geq 2\}$ 的状态空间为 $S = \{0, 1, 2, 3\}$ 。

任意取 $i, j, i_2, i_3, \dots, i_{n-1} \in S$ ，由于当 $X_n = i$ 给定时，即 ξ_n, ξ_{n-1} 的值给定时，就可以确定 X_{n+1} 的概率特性，即我们有：

$$P\{X_{n+1} = j \mid X_n = i, X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_3 = i_3, X_2 = i_2\} = P\{X_{n+1} = j \mid X_n = i\}$$

因此 $\{X_n, n \geq 2\}$ 是齐次马氏链，其一步转移概率矩阵为：

$$P = \begin{bmatrix} q & 0 & p & 0 \\ q & 0 & p & 0 \\ 0 & q & 0 & p \\ 0 & q & 0 & p \end{bmatrix}$$

由于 $p > 0, q = 1 - p > 0$ ，画出状态转移图，可知各个状态都相通，且都是非周期的，因此此链是不可约的遍历链。（也可以利用 $P^2 > 0$ 判定此链是不可约的遍历链）

（2）显然， $\{Y_n, n \geq 2\}$ 的状态空间为 $S = \{0, 1\}$ ，由于：

$$P\{Y_4 = 0 \mid Y_3 = 1, Y_2 = 1\} = \frac{P\{Y_4 = 0, Y_3 = 1, Y_2 = 1\}}{P\{Y_3 = 1, Y_2 = 1\}}$$

$$P\{Y_4 = 0 \mid Y_3 = 1, Y_2 = 0\} = \frac{P\{Y_4 = 0, Y_3 = 1, Y_2 = 0\}}{P\{Y_3 = 1, Y_2 = 0\}}$$

由 $\{Y_n, n \geq 2\}$ 的定义，可知

$$\begin{aligned} \{Y_3 = 1, Y_2 = 1\} &= \{\xi_3 = 1, \xi_2 = 0, \xi_1 = 1\} \cup \{\xi_3 = 0, \xi_2 = 1, \xi_1 = 0\} \cup \\ &\cup \{\xi_3 = 1, \xi_2 = 1, \xi_1 = 0\} \cup \{\xi_3 = 0, \xi_2 = 1, \xi_1 = 1\} \cup \{\xi_3 = 1, \xi_2 = 1, \xi_1 = 1\} \end{aligned}$$

$$\{Y_4 = 0, Y_3 = 1, Y_2 = 1\} = \{\xi_4 = 0, \xi_3 = 0, \xi_2 = 1, \xi_1 = 0\} \cup \{\xi_4 = 0, \xi_3 = 0, \xi_2 = 1, \xi_1 = 1\}$$

$$\{Y_3 = 1, Y_2 = 0\} = \{\xi_3 = 1, \xi_2 = 0, \xi_1 = 0\}, \quad \{Y_4 = 0, Y_3 = 1, Y_2 = 0\} = \emptyset$$

利用 $\{\xi_n, n \geq 1\}$ 是相互独立同分布的随机变量序列及其分布，我们有：

$$P\{Y_3 = 1, Y_2 = 1\} = pq^2 + 3p^2q + q^3$$

$$P\{Y_4 = 0, Y_3 = 1, Y_2 = 1\} = pq^3 + p^2q^2$$

$$P\{Y_3 = 1, Y_2 = 0\} = pq^2$$

$$P\{Y_4 = 0, Y_3 = 1, Y_2 = 0\} = 0$$

即有：

$$P\{Y_4 = 0 | Y_3 = 1, Y_2 = 1\} = \frac{pq^2 + p^2q}{pq + 3p^2 + q^2}$$

$$P\{Y_4 = 0 | Y_3 = 1, Y_2 = 0\} = 0$$

由于 $p > 0, q = 1 - p > 0$ ，因此有

$$P\{Y_4 = 0 | Y_3 = 1, Y_2 = 1\} \neq P\{Y_4 = 0 | Y_3 = 1, Y_2 = 0\}$$

根据马氏链的定义可知 $\{Y_n, n \geq 2\}$ 不是马氏链。

- 2、天气预报模型如下：今日是否下雨依赖于前三天是否有雨（即一连三天有雨；前两天有雨，第三天是晴天；…），试将此问题归纳为马尔可夫链，并确定其状态空间。如果过去一连三天有雨，今天有雨的概率是 0.8；过去三天连续为晴天，而今天有雨的概率为 0.2；在其它天气情况时，今天的天气和昨日相同的概率为 0.6。试求此马氏链的转移概率矩阵。

解：设一次观察今天及前两天的天气状况，将连续三天的天气状况定义为马氏链的状态，则此问题就是一个马氏链，它有 8 个状态。记每一天天晴为 0，下雨为 1，则此链的状态可以由三位二进制数表示。如三天晴为 000，为状态 0；第一天晴，第二天晴，第三天雨为 001，为状态 1；第一天晴，第二天雨，第三天晴为 010，为状态 2；第一天晴，后两天阴为 011，为状态 3，等等。根据题目条件，得到一步转移矩阵如下：

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 000 & 001 & 010 & 011 & 100 & 101 & 110 & 111 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 000 \\ 001 \\ 010 \\ 011 \\ 100 \\ 101 \\ 110 \\ 111 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0.8 & 0.2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.4 & 0.6 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.6 & 0.4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.4 & 0.6 \\ 0.6 & 0.4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.4 & 0.6 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.6 & 0.4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.2 & 0.8 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

- 3、设 $\{X_n; n \geq 0\}$ 是一齐次马氏链，状态空间为 $S = \{0, 1, 2\}$ ，它的初始状态的概率分布为： $P\{X_0 = 0\} = 1/4$ ， $P\{X_0 = 1\} = 1/2$ ， $P\{X_0 = 2\} = 1/4$ ，它的一步转移转移概率矩阵为：

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

(1) 计算概率： $P\{X_0 = 0, X_1 = 1, X_2 = 1\}$ ；

(2) 计算 $p_{01}^{(2)}, p_{12}^{(3)}$ 。

解：(1) 由马氏链的马氏性，我们有：

$$\begin{aligned} P\{X_0 = 0, X_1 = 1, X_2 = 1\} &= \\ &= P\{X_2 = 1 | X_1 = 1\} \cdot P\{X_1 = 1 | X_0 = 0\} \cdot P\{X_0 = 0\} \\ &= \frac{1}{3} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{16} \end{aligned}$$

(2) 由齐次马氏链的性质，有：

$$P^{(2)} = P^2 = \begin{bmatrix} \frac{5}{16} & \frac{7}{16} & \frac{1}{4} \\ \frac{7}{36} & \frac{16}{36} & \frac{13}{36} \\ \frac{1}{12} & \frac{13}{48} & \frac{31}{48} \end{bmatrix}$$

因此： $P_{01}^{(2)} = \frac{7}{16}$ ，

同理可求 $P_{12}^{(3)}$ 。

- 4、独立地连续抛掷一颗质地均匀的骰子，以 ξ_n 表示前 n 次抛掷出的最大点数，试证明 $\{\xi_n; n \geq 1\}$ 是一马氏链，并求其 n 步转移概率矩阵。

解：令 X_k 表示第 k 次抛掷掷得的点数， $k \geq 1$ ，则：

$$\xi_n = \max_{1 \leq k \leq n} \{X_k\}, \quad n = 1, 2, \dots$$

易见状态空间为： $S = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ 。因为对于任意的正整数 n 及状态空间中的状态：

$i_1 \leq i_2 \leq \dots \leq i_{n-1} \leq i$ 及 j ，我们有：

$$\begin{aligned}
 P\{\xi_{n+1} = j | \xi_1 = i_1, \xi_2 = i_2, \dots, \xi_{n-1} = i_{n-1}, \xi_n = i\} &= \\
 &= \begin{cases} 0, & j < i \\ \frac{i}{6}, & j = i \\ \frac{1}{6}, & j > i \end{cases} \\
 &= P\{\xi_{n+1} = j | \xi_n = i\} = p_{ij}
 \end{aligned}$$

所以由定义可知 $\{\xi_n; n \geq 1\}$ 是一齐次马氏链，其一步转移概率矩阵为：

$$P = \begin{bmatrix} 1/6 & 1/6 & 1/6 & 1/6 & 1/6 & 1/6 \\ 0 & 2/6 & 1/6 & 1/6 & 1/6 & 1/6 \\ 0 & 0 & 3/6 & 1/6 & 1/6 & 1/6 \\ 0 & 0 & 0 & 4/6 & 1/6 & 1/6 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 5/6 & 1/6 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

求解上面矩阵的特征根及特征向量，我们有： $\lambda_i = i/6, i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ ，及

$$\Lambda = \begin{bmatrix} 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2/6 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 3/6 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 4/6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 5/6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, H = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, H^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

即有： $P = H\Lambda H^{-1}$ ，因此有：

$$\begin{aligned}
 P^{(n)} &= H\Lambda^n H^{-1} = \\
 &= \begin{bmatrix} (1/6)^n & (2/6)^n - (1/6)^n & (3/6)^n - (2/6)^n & (4/6)^n - (3/6)^n & (5/6)^n - (4/6)^n & 1 - (5/6)^n \\ 0 & (2/6)^n & (3/6)^n - (2/6)^n & (4/6)^n - (3/6)^n & (5/6)^n - (4/6)^n & 1 - (5/6)^n \\ 0 & 0 & (3/6)^n & (4/6)^n - (3/6)^n & (5/6)^n - (4/6)^n & 1 - (5/6)^n \\ 0 & 0 & 0 & (4/6)^n & (5/6)^n - (4/6)^n & 1 - (5/6)^n \\ 0 & 0 & 0 & 0 & (5/6)^n & 1 - (5/6)^n \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

5、设有一个三个状态 $S = \{0, 1, 2\}$ 的齐次马氏链，它的一步转移概率矩阵为：

$$P = \begin{pmatrix} p_1 & q_1 & 0 \\ 0 & p_2 & q_2 \\ q_3 & 0 & p_3 \end{pmatrix}$$

试求：

$$(1) f_{00}^{(1)}, f_{00}^{(2)}, f_{00}^{(3)}, f_{01}^{(1)}, f_{01}^{(2)}, f_{01}^{(3)};$$

(2) 确定状态分类, 哪些属于常返的, 哪些属于非常返的。

解: (1) 画出状态转移图, 有:

$$\begin{aligned} f_{00}^{(1)} &= p_{00} = p_1, & f_{00}^{(2)} &= 0, & f_{00}^{(3)} &= q_1 q_2 q_3; \\ f_{01}^{(1)} &= q_1, & f_{01}^{(2)} &= p_1 q_1, & f_{01}^{(3)} &= p_1^2 q_1. \end{aligned}$$

(2) 由状态转移图可知所有状态都是相通的, 每一个状态都是非周期状态。因为是有限状态马氏链, 因此所有状态都是正常返状态, 而且都是遍历状态。

6、试确定下列齐次马氏链的状态分类, 哪些属于常返的, 哪些属于非常返的。已知该链的一步转移矩阵为:

$$\begin{aligned} (1) \quad P &= \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & p_{02} \\ p_{10} & p_{11} & p_{12} \\ p_{20} & p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}; \\ (2) \quad P &= \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & p_{02} & p_{03} & p_{04} \\ p_{10} & p_{11} & p_{12} & p_{13} & p_{14} \\ p_{20} & p_{21} & p_{22} & p_{23} & p_{24} \\ p_{30} & p_{31} & p_{32} & p_{33} & p_{34} \\ p_{40} & p_{41} & p_{42} & p_{43} & p_{44} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1/2 & 0 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/4 & 1/2 & 1/4 & 0 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \\ 0 & 0 & 0 & 1/2 & 1/2 \end{pmatrix}; \\ (3) \quad P &= \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & p_{02} & p_{03} & p_{04} \\ p_{10} & p_{11} & p_{12} & p_{13} & p_{14} \\ p_{20} & p_{21} & p_{22} & p_{23} & p_{24} \\ p_{30} & p_{31} & p_{32} & p_{33} & p_{34} \\ p_{40} & p_{41} & p_{42} & p_{43} & p_{44} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1/4 & 3/4 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 & 2/3 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

解: 画出状态转移图, 有:

(1) 由于三个状态都是相通的, 所以三个状态都是正常返态。

(2) 状态 3、4 无法和其他状态相通, 组成一个闭集, 且 $f_{33} = 1$, 所以状态 3、4 为常返态; 另外状态 0、2 相通组成一个闭集, 且 $f_{00} = 1$, 故状态 0、2 是常返态; 因为 $f_{11}^{(1)} = 1/2, f_{11}^{(n)} = 0 (n > 1)$, 故 $f_{11} = 1/2 < 1$, 所以状态 1 为非常返态。

(3) 0、1 相通作成一闭集, 且 $f_{00} = 1$, 故 0、1 为常返态; 又 $f_{22}^{(1)} = 1, f_{22}^{(n)} = 0 (n > 1)$, 因此 $f_{22} = 1$, 故 2 为常返态; $f_{44} = 0 < 1, f_{33} = 2/3 < 1$, 故 3、4 为非常返态。

7、设具有三个状态的齐次马氏链的一步转移概率矩阵为:

$$P = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & p_{02} \\ p_{10} & p_{11} & p_{12} \\ p_{20} & p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/3 & 0 & 2/3 \\ 1/4 & 0 & 3/4 \end{pmatrix}$$

(a) 求 3 步首达概率 $f_{02}^{(3)}$;

(b) 写出三个状态的常返性、周期性; 此链是否遍历? 说明理由。

解: (a) 画出状态转移图, 可知: $f_{02}^{(3)} = 1/8$;

(b) 由状态转移图可知, 状态 0 和 2 相通, 并且

$$f_{00}^{(1)} = 1/2, f_{00}^{(2)} = (1/2)(1/4), f_{00}^{(3)} = (1/2)(3/4)(1/4), \dots, \\ f_{00}^{(k)} = (1/2)(3/4)^{k-2}(1/4), \dots \quad (k \geq 2)$$

因此:

$$f_{00} = 1/2 + (1/2)(1/4) + (1/2)(3/4)(1/4) + \dots + (1/2)(3/4)^k(1/4) + \dots \\ = 1/2 + (1/8)[1 + 3/4 + (3/4)^2 + (3/4)^3 + \dots] = 1$$

所以状态 0 和 2 是常返的。又因为, $f_{11}^{(k)} = 0, (k \geq 1)$, 因此, $f_{11} = 0 < 1$, 所以状态 1 是非常返的。由于 $p_{00} = 1/2 > 0, p_{00}^{(2)} = 3/8 > 0$, 因此状态 0 和 2 是非周期的, 状态 1 也是非周期的。由于对于任意的正整数 n , 我们有 P^n 中的第二列元素均为 0, 因此此链不是遍历的。

8、设 $\{X_n; n = 0, 1, 2, \dots\}$ 是一齐次马氏链, 其初始分布为

$$P\{X_0 = 0\} = p_0, P\{X_0 = 1\} = p_1, P\{X_0 = 2\} = p_2, P\{X_0 = 3\} = p_3$$

一步转移概率矩阵为:

$$P = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & p_{02} & p_{03} \\ p_{10} & p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{20} & p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{30} & p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1/2 & 0 & 0 & 1/2 \end{pmatrix}$$

(1) 试求概率 $P\{X_0 = 0, X_1 = 1, X_2 = 1\}$;

(2) 计算 $p_{01}^{(2)}$;

(3) 试求首达概率 $f_{00}^{(n)}, n = 1, 2, 3, \dots$;

(4) 写出四个状态的常返性、周期性; 此链是否遍历? 说明理由。

解: (1) $P\{X_0 = 0, X_1 = 1, X_2 = 1\} = p_{11}p_{01}p_0 = 0$;

(2) $p_{01}^{(2)} = 0$;

(3) 画出状态转移图, 可以求得:

$$f_{00}^{(1)} = \frac{1}{2}, \quad f_{00}^{(2)} = \left(\frac{1}{2}\right)^2, \quad f_{00}^{(3)} = \left(\frac{1}{2}\right)^3, \quad f_{00}^{(n)} = \left(\frac{1}{2}\right)^n + \left(\frac{1}{2}\right)^{n-2}, \quad n \geq 4$$

(4) 由状态转移图可知四个状态都是相通的, 且都是非周期的, 因此所有状态都为非周期的正常返状态, 此链是遍历链。

9、考虑三个状态的齐次马氏链, 其转移概率矩阵为

$$P = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{01} & p_{02} \\ p_{10} & p_{11} & p_{12} \\ p_{20} & p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ p & q & r \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

其中: $p, q, r > 0, p + q + r = 1$,

(a) 假定过程从状态 1 出发, 试求过程被状态 0 (或 2) 吸收的概率;

(b) 试求过程进入吸收态而永远停留在那里所需的平均时间。

解: (a) 状态集 $C_0 = \{0\}$, $C_2 = \{2\}$ 为吸收状态集, 状态 1 为非常返态, 且状态 0, 1, 2 都为非周期状态。由: $P\{C_k | i\} - \sum_{j \in D} p_{ij} P\{C_k | j\} = \sum_{j \in C_k} p_{ij}$, $i \in D$, 可知

$$P\{C_0 | 1\} - p_{11} P\{C_0 | 1\} = p_{10}$$

$$P\{C_2 | 1\} - p_{11} P\{C_2 | 1\} = p_{12}$$

由此得:

$$P\{C_0 | 1\} = \frac{p}{1-q}, \quad P\{C_2 | 1\} = \frac{r}{1-q}$$

(b) 由: $E\{T | i\} - \sum_{j \in D} E\{T | j\} p_{ij} = 1$, $i \in D$, 可得:

$$E\{T | 1\} - E\{T | 1\} p_{11} = 1$$

由此可得:

$$E\{T | 1\} = \frac{1}{1-q}$$

10、 设齐次马氏链 $\{X_n, n \geq 0\}$, $S = \{1, 2, 3, 4\}$, 一步转移概率矩阵如下:

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

(1) 写出切普曼-柯尔莫哥洛夫方程 (C-K 方程);

(2) 求 n 步转移概率矩阵;

(3) 试问此马氏链是平稳序列吗? 为什么?

解: (1) 略;

$$(2) P(n) = P^n = \begin{cases} P & n = \text{奇数} \\ P^2 & n = \text{偶数} \end{cases}$$

(3) 此链不具遍历性, 不是平稳序列。

11、 某车间有两台独立工作的机器, 每台机器有两种状态: 正常工作和故障修理。已知正常工作的机器在某天出故障的概率为 a , 机器处于故障修理状态在某天恢复正常工作的概率为 b , 其中 $0 < a, b < 1$ 。令 X_n 表示第 n 天车间正常工作的机器数, 试求:

(1) 证明 $\{X_n; n = 1, 2, \dots\}$ 是一齐次马氏链, 并写出其一步转移概率矩阵;

(2) 此马氏链是否存在极限分布? 存在的话, 计算其平稳分布;

(3) 若车间里有 m 台独立工作的机器, 假设条件不变, 问其平稳分布是什么?

解: (1) 由题意可知, 随机序列 X_n 将来状态的分布只与目前的状态有关, 因此是一齐次马氏链, 状态空间为: $S = \{0, 1, 2\}$, 其一步转移概率矩阵为:

$$P = \begin{pmatrix} (1-b)^2 & 2b(1-b) & b^2 \\ a(1-b) & ab + (1-b)(1-a) & b(1-a) \\ a^2 & 2a(1-a) & (1-a)^2 \end{pmatrix}$$

(2) 由于 $0 < a, b < 1$, $P > 0$, 因此极限分布 (平稳分布) 存在, 令极限分布为 (p_0, p_1, p_2) , 则由

$$(p_0, p_1, p_2) \begin{pmatrix} (1-b)^2 & 2b(1-b) & b^2 \\ a(1-b) & ab + (1-b)(1-a) & b(1-a) \\ a^2 & 2a(1-a) & (1-a)^2 \end{pmatrix} = (p_0, p_1, p_2)$$

及 $p_0 + p_1 + p_2 = 1$

解得:

$$p_0 = \frac{a^2}{(a+b)^2}, \quad p_1 = \frac{2ab}{(a+b)^2}, \quad p_2 = \frac{b^2}{(a+b)^2}$$

令: $p = \frac{b}{a+b}$, $q = 1 - p = 1 - \frac{b}{a+b} = \frac{a}{a+b}$, 则有:

$$(p_0, p_1, p_2) = (C_2^0 q^2, C_2^1 pq, C_2^2 p^2)$$

因此该马氏链的极限分布 (平稳分布) 是参数为 $p = \frac{b}{a+b}$ 的二项分布。

(3) 当有 m 台机器时, 由于机器之间是相互独立的, 因此其平稳分布为:

$$p_i = C_m^i \left(\frac{b}{a+b} \right)^i \left(\frac{a}{a+b} \right)^{m-i}, \quad i = 0, 1, 2, \dots, m$$

12、 设 $\{X_n; n \geq 0\}$ 是一齐次马氏链, 状态空间为 $\bar{S} = S_0 \cup S$, 其中: $S = \{1, 2, \dots, m\}$

为瞬时态集, $S_0 = \{0\}$ 为吸收态集, 且转移矩阵为 $\tilde{P} = \begin{bmatrix} P & P_0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$, 其中 $P_0 = (I - P) \cdot \bar{e}$,

$\bar{e} = (1, 1, \dots, 1)^T$ 。定义从瞬时态集到吸收态集的首达时间为:

$$\tau = \inf\{n : n \geq 0, X_n \in S_0\}。$$

令: $\vec{\pi}(0) = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_m)$ 为马氏链的初始分布, 记: $\vec{\alpha} = (\alpha_1, \dots, \alpha_m)$, 且满足:

$$\alpha_k \geq 0 \quad (k = 0, 1, \dots, m), \quad \sum_{k=0}^m \alpha_k = 1。$$

令: $g_k = P\{\tau = k\}$ (称为 **Phase-Type** 分布), $G(\lambda) = E\{\lambda^\tau\} = \sum_{k=0}^{+\infty} g_k \lambda^k$ 。

试证明:

(a) 对于任意 $k \in N$, 有: $g_0 = \alpha_0$, $g_k = \vec{\alpha} P^{k-1} P_0 = \vec{\alpha} P^{k-1} (I - P) \bar{e}$;

(b) 对于任意 $0 \leq \lambda \leq 1$, 有: $G(\lambda) = \alpha_0 + \lambda \vec{\alpha} (I - \lambda P)^{-1} (I - P) \bar{e}$ 。

证明: (a) 用数学归纳法证明

当 $k = 0$ 时, $g_0 = P\{\tau = 0\} = P\{X_0 = 0\} = \alpha_0$;

当 $k = 1$ 时, $g_1 = P\{\tau = 1\} = P\{X_0 \in S, X_1 = 0\} = \sum_{i \in S} \alpha_i p_{i0} = \vec{\alpha} P_0$;

当 $k = 2$ 时,

$$\begin{aligned} g_2 &= P\{\tau = 2\} = P\{X_0 \in S, X_1 \in S, X_2 = 0\} = \\ &= \sum_{i \in S} \sum_{j \in S} P\{X_0 = i, X_1 = j, X_2 = 0\} = \sum_{i \in S} \sum_{j \in S} \alpha_i p_{ij} p_{j0} = \vec{\alpha} P^{2-1} P_0 \end{aligned}$$

假设当 $k = n$ 时结论成立, 即 $g_n = \vec{\alpha} P^{n-1} P_0 = \vec{\alpha} P^{n-1} (I - P) \bar{e}$, 则当 $k = n+1$ 时, 作如下分解, (1) 从初始状态 i 转移一步到状态 j ; (2) 以 j 作为初始状态转移 n 步被吸收, 结合归纳假设, 我们有:

$$g_{n+1} = P\{\tau = n+1\} = \vec{\alpha} P \cdot P^{n-1} P_0 = \vec{\alpha} P^{(n+1)-1} P_0$$

即当 $k = n+1$ 时结论成立。

因此, 对于任意 $k \in N$, 有: $g_0 = \alpha_0$, $g_k = \vec{\alpha} P^{k-1} P_0 = \vec{\alpha} P^{k-1} (I - P) \bar{e}$ 。

(b) 注意到 S 为瞬时态集, 因此有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P^n = 0$$

因此, 当 n 充分大时, 有: $\det(I - P^n) = |I - P^n| \neq 0$ 。

由于:

$$(I - P)(I + P + P^2 + \cdots + P^{n-1}) = I - P^n \quad (\text{A})$$

因此当 n 充分大时, 有

$$|I - P| \cdot |I + P + P^2 + \cdots + P^{n-1}| \neq 0$$

于是 $|I - P| \neq 0$, 即 $(I - P)^{-1}$ 存在, 在 (A) 式中左右两边乘以 $(I - P)^{-1}$, 令 $n \rightarrow +\infty$, 则有

$$(I - P)^{-1} = \sum_{k=0}^{\infty} P^k$$

将 g_k 的表达式代入, 利用上面的结论, 有

$$\begin{aligned} G(\lambda) &= E\{\lambda^r\} = \sum_{k=0}^{+\infty} g_k \lambda^k = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{+\infty} \bar{\alpha} P^{k-1} P_0 \lambda^k = \alpha_0 + \lambda \bar{\alpha} \left[\sum_{k=1}^{+\infty} (\lambda P)^{k-1} \right] P_0 \\ &= \alpha_0 + \lambda \bar{\alpha} (I - \lambda P)^{-1} P_0 = \alpha_0 + \lambda \bar{\alpha} (I - \lambda P)^{-1} (I - P) \bar{e} \end{aligned}$$

13、 设有一生灭过程 $\{\xi(t); t \geq 0\}$, 其中参数 $\lambda_n = \lambda, \mu_n = n\mu$, λ 和 μ 均为大于零的常数, 其起始状态为 $\xi(0) = 0$ 。试求:

- (a) 该过程的 Q 矩阵;
- (b) 列出福克—普朗克微分方程;
- (c) 其均值函数 $M_{\xi}(t) = E\{\xi(t)\}$;
- (d) 证明 $\lim_{t \rightarrow \infty} p_0(t) = \exp\{-\lambda/\mu\}$ 。

解: (a) 根据题意得到 Q 矩阵为:

$$Q = \begin{bmatrix} -\lambda & \lambda & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \mu & -(\mu + \lambda) & \lambda & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 2\mu & -(2\mu + \lambda) & \lambda & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \cdots & \cdots & n\mu & -(n\mu + \lambda) & \lambda & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix}$$

(b) 由福克—普朗克方程得:

$$\begin{cases} \frac{dp_0(t)}{dt} = -\lambda p_0(t) + \mu p_1(t) \\ \frac{dp_n(t)}{dt} = \lambda p_{n-1}(t) - (\lambda + n\mu)p_n(t) + (n+1)\mu p_{n+1}(t) \quad (n \geq 1) \end{cases}$$

(c) 计算均值函数为

$$\begin{aligned} M_{\xi}(t) &= \sum_{n=1}^{\infty} np_n(t) = \sum_{n=1}^{\infty} ne^{-\frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t})} \left\{ \frac{1}{n!} \left[\frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t}) \right]^n \right\} \\ &= e^{-\frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t})} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{(n-1)!} \left[\frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t}) \right]^n \\ &= e^{-\frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t})} \cdot \frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t}) \cdot \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} \left[\frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t}) \right]^n \\ &= e^{-\frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t})} \cdot \frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t}) \cdot e^{\frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t})} = \frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t}) \end{aligned}$$

(d) 计算得:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_0(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} e^{-\frac{\lambda}{\mu}(1-e^{-\mu t})} = e^{-\frac{\lambda}{\mu}}$$

14、 有一个细菌群体，在一段时间内假定可以通过分裂等方式产生新的细菌，并不会死去。假设在长为 Δt 的一段时间内，一个细菌分裂为两个，即产生新细菌的概率为 $\lambda \Delta t + o(\Delta t)$ ，令 $X(t)$ 表示时刻 t 的细菌群体的大小。

(a) 试说明 $\{X(t), t \geq 0\}$ 是生灭过程;

(b) 试证 $\lambda_i = i\lambda$ ， $\mu_i = 0$ ，并列出其前进方程和后退方程;

(c) 验证 $p_{kj}(t) = C_{j-1}^{j-k} (e^{-\lambda t})^k (1-e^{-\lambda t})^{j-k}$ ， $j \geq k \geq 1$ 是上述方程的解，并计算

$$E\{X(s+t) - X(s) | X(s) = m\}.$$

解: (a) 由题意， $\{X(t), t \geq 0\}$ 是生灭过程是显然的，其 Q 矩阵为

$$Q = \begin{pmatrix} -\lambda & \lambda & & & \\ & -2\lambda & 2\lambda & & \\ & & -3\lambda & 3\lambda & \cdots \\ & & & \ddots & \ddots \\ & & & & \ddots \end{pmatrix}$$

(b) $\lambda_i = i\lambda$ ， $\mu_i = 0$ ，显然;

(c) 由前进方程，有

$$p'_{kk}(t) = -k\lambda p_{kk}(t), \quad p'_{kj}(t) = (j-1)\lambda p_{k,j-1}(t) - j\lambda p_{kj}(t) \quad (j > k)$$

将 $p_{kj}(t) = C_{j-1}^{j-k} (e^{-\lambda t})^k (1 - e^{-\lambda t})^{j-k}$, $j \geq k \geq 1$, 代入前进方程中, 可以验证两边相等。同理可以验证后退方程。

记: $E\{X(s+t) - X(s) | X(s) = m\} = h(t)$, 先令:

$$p_{m,n+m}(t) = P\{X(s+t) = n+m | X(s) = m\} = P\{X(s+t) - X(s) = n | X(s) = m\}$$

于是

$$\begin{aligned} h(t) &= E\{X(s+t) - X(s) | X(s) = m\} = \sum_{n=0}^{\infty} n p_{m,n+m}(t) = \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} n C_{n+m-1}^n (e^{-\lambda t})^m (1 - e^{-\lambda t})^n \end{aligned}$$

注意到

$$1 = \sum_{j=0}^{\infty} p_{mj}(t) = \sum_{j=m}^{\infty} p_{mj}(t) = \sum_{n=0}^{\infty} p_{m,n+m}(t) = \sum_{n=0}^{\infty} C_{n+m-1}^n (e^{-\lambda t})^m (1 - e^{-\lambda t})^n$$

将上式两边对 t 求导数, 得

$$\begin{aligned} 0 &= \sum_{n=0}^{\infty} C_{n+m-1}^n n (e^{-\lambda t})^m (1 - e^{-\lambda t})^{n-1} \lambda e^{-\lambda t} + \sum_{n=0}^{\infty} C_{n+m-1}^n (-m\lambda) e^{-\lambda m t} (1 - e^{-\lambda t})^n = \\ &= \frac{\lambda e^{-\lambda t}}{1 - e^{-\lambda t}} h(t) - m\lambda \end{aligned}$$

由此得到

$$E\{X(s+t) - X(s) | X(s) = m\} = h(t) = m(e^{\lambda t} - 1)$$

15、 在一个线性生灭过程中, 假定人口中每个人在间隔 $(t, t + \Delta t)$ 内以概率 $\lambda \Delta t + o(\Delta t)$ 生一个儿女, 假定这些人是统计独立的, 则如果在时刻 t 人口中有 n 个人, 在 $(t, t + \Delta t)$ 中出生的概率是 $n\lambda \Delta t + o(\Delta t)$ 。同样地, 如果在 $(t, t + \Delta t)$ 内一个人死亡的概率是 $\mu \Delta t + o(\Delta t)$, 则如果在 t 时刻有 n 个人活着, 在 $(t, t + \Delta t)$ 内死亡的概率是 $n\mu \Delta t + o(\Delta t)$, $X(t)$ 表示 t 时刻人口的数目, 且已知 $X(0) = n_0$, 则 $X(t)$ 是一马氏过程。

(a) 试写出过程的状态空间及 Q 矩阵, 求 $p_n(t) = P\{X(t) = n\}$ 满足的微分方程;

(b) 试导出 $m_X(t) = E\{X(t)\}$ 满足的微分方程;

(c) 求解 $m_X(t)$ 。

解: (a) 当 $\lambda_n = n\lambda + a$, $\mu_n = n\mu$ ($\lambda, \mu, a > 0$) 时,

可以得到此过程的 Q 矩阵:

$$Q = \begin{pmatrix} -a & a & 0 & 0 & 0 & \cdots \\ \mu & -(\lambda + a + \mu) & \lambda + a & 0 & 0 & \cdots \\ 0 & 2\mu & -(2\lambda + a + 2\mu) & 2\lambda + a & 0 & \cdots \\ & & \ddots & \ddots & \ddots & \\ & n\mu & -[n(\lambda + \mu) + a] & & n\lambda + a & \\ & & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots \end{pmatrix}$$

令：

$$p_j(t) = P\{\xi(t) = j\}$$

$$\bar{p}(t) = (p_0(t), p_1(t), p_2(t), \cdots, p_n(t), \cdots)$$

写出福克-普朗克方程：

$$\begin{cases} \frac{dp_0(t)}{dt} = -ap_0(t) + \mu p_1(t) \\ \frac{dp_1(t)}{dt} = ap_0(t) - [(\lambda + \mu) + a]p_1(t) + 2\mu p_2(t) \\ \frac{dp_2(t)}{dt} = (\lambda + a)p_1(t) - [2(\lambda + \mu) + a]p_2(t) + 3\mu p_3(t) \\ \vdots \\ \frac{dp_n(t)}{dt} = [(n-1)\lambda + a]p_{n-1}(t) - [n(\lambda + \mu) + a]p_n(t) + \\ \quad + (n+1)\mu p_{n+1}(t) \\ \vdots \end{cases}$$

初始条件： $p_{n_0}(0) = 1$, $p_j(0) = 0$ ($j \neq n_0$)。

(b) 由数学期望的定义： $E\{\xi(t)\} \triangleq M_\xi(t) = \sum_{n=0}^{\infty} n p_n(t) = \sum_{n=1}^{\infty} n p_n(t)$ ，由此，我们有：

$$\begin{aligned} \frac{dM_\xi(t)}{dt} &= \frac{d}{dt} \sum_{n=1}^{\infty} n p_n(t) = \sum_{n=1}^{\infty} n \frac{dp_n(t)}{dt} = \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} n \{ [(n-1)\lambda + a]p_{n-1}(t) - [n(\lambda + \mu) + a]p_n(t) + (n+1)\mu p_{n+1}(t) \} \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} n a p_{n-1}(t) - \sum_{n=1}^{\infty} n a p_n(t) + \\ &\quad + \sum_{n=1}^{\infty} n [(n-1)\lambda p_{n-1}(t) - n(\lambda + \mu)p_n(t) + (n+1)\mu p_{n+1}(t)] \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} a p_n(t) + \sum_{n=1}^{\infty} n [(n-1)\lambda p_{n-1}(t) - n(\lambda + \mu)p_n(t) + (n+1)\mu p_{n+1}(t)] \\ &= a + (\lambda - \mu) \sum_{n=1}^{\infty} n p_n(t) = a + (\lambda - \mu) M_\xi(t) \end{aligned}$$

即可得到描写 $M_\xi(t)$ 的微分方程：

$$\begin{cases} \frac{dM_{\xi}(t)}{dt} = a + (\lambda - \mu)M_{\xi}(t) \\ M_{\xi}(0) = n_0 \end{cases}$$

(c) 解上面的微分方程，我们有：

$$M_{\xi}(t) = n_0 e^{(\lambda - \mu)t} + \frac{a}{\mu - \lambda} [1 - e^{(\lambda - \mu)t}]$$

以上得求解当 $a = 0$ 时即是所要得解。

16、 一条电路供给 m 个焊工用电，每个焊工均是间断地用电。现假设 (1) 若一焊工在 t 时刻用电，而在 $(t, t + \Delta t)$ 内停止用电的概率为 $\mu \Delta t + o(\Delta t)$ ；(2) 若一焊工在 t 时刻没有用电，而在 $(t, t + \Delta t)$ 内用电的概率为 $\lambda \Delta t + o(\Delta t)$ 。每一焊工的工作情况是相互独立的。设 $\xi(t)$ 表示在 t 时刻正在用电的焊工数。

(a) 试写出此过程的状态空间及 Q 矩阵；

(b) 设 $\xi(0) = 0$ ，写出福克-普朗克方程；

(c) 当 $t \rightarrow +\infty$ 时，求极限分布 P_n 。

解：(a) 令 $\xi(t)$ 表示 t 时刻系统中正在用电的焊工数，则 $\{\xi(t), t \geq 0\}$ 是一马氏过程，其状态空间为： $S = \{0, 1, 2, \dots, m\}$ 。

Q 矩阵为：

$$Q = \begin{pmatrix} -m\lambda & m\lambda & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \mu & -[\mu + (m-1)\lambda] & (m-1)\lambda & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 2\mu & -[2\mu + (m-2)\lambda] & (m-2)\lambda & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & m\mu & -m\mu \end{pmatrix}$$

(b) 令： $p_j(t) = P\{\xi(t) = j\}$

$$\vec{p}(t) = (p_0(t), p_1(t), p_2(t), \dots, p_m(t)), \vec{p}(0) = (1, 0, 0, \dots, 0)$$

写出福克-普朗克方程：

$$\begin{cases} \frac{d\vec{p}(t)}{dt} = \vec{p}(t)Q \\ \vec{p}(0) = (1, 0, 0, \dots, 0)_{1 \times (m+1)} \end{cases}$$

(c) 画出状态转移率图，可得 $t \rightarrow \infty$ 时的平衡方程：

$$\begin{cases} m\lambda p_0 = \mu p_1 \\ [(m-1)\lambda + \mu]p_1 = m\lambda p_0 + 2\mu p_2 \\ \vdots \\ [(m-n)\lambda + n\mu]p_n = (m-n+1)\lambda p_{n-1} + (n+1)\mu p_{n+1} \\ \vdots \\ \lambda p_{m-1} = m\mu p_m \\ \sum_{n=0}^m p_n = 1 \end{cases}$$

由此可得：

$$(m-n)\lambda p_n - (n+1)\mu p_{n+1} = (m-n+1)\lambda p_{n-1} - n\mu p_n = \cdots = m\lambda p_0 - \mu p_1 = 0$$

即有：

$$\begin{aligned} (m-n)\lambda p_n - (n+1)\mu p_{n+1} &= 0 \\ p_{n+1} &= \frac{(m-n)}{(n+1)} \cdot \frac{\lambda}{\mu} \cdot p_n, \quad n=0,1,2,\cdots,m \end{aligned}$$

由此可以求得：

$$p_n = \frac{(m-n+1)}{n} \cdot \frac{(m-n)}{n-1} \cdots \frac{m}{1} \cdot \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^n \cdot p_0 = C_m^n \left(\frac{\lambda}{\mu}\right)^n p_0, \quad n=0,1,\cdots,m$$

由 $\sum_{n=0}^m p_n = 1$ ，即可确定 p_0 ，最终得到所要的结果。