

第三章 可数状态马氏链

随机过程及其在金融中的应用

中国人民大学出版社

离散时间马氏链与可数状态马氏链

离散时间马氏链的时间和状态均离散，并且状态是有限的。

本章将在其基础上，将状态空间拓展为可数（countable）状态。所谓的可数状态是指状态的取值是在整数域 \mathbb{Z} 上，且状态的数量无穷大，因此可数状态马氏链所包含的状态为： $S = \mathbb{Z}$ 。正因为可数状态马氏链的状态数是无穷多个，其与离散时间马氏链在性质上存在一定的区别。

本章内容

① 状态的分类

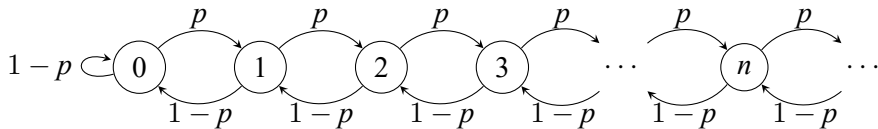
② 分支过程

状态的分类

可数状态马氏链遇到的新问题是常返并不能保证平稳分布的存在。与离散时间马氏链不同，可数状态马氏链中的状态分为三大类：正常返、零常返和非常返。

举例 1：带反射壁的随机游动

质点在 $\{0, 1, 2, \dots\}$ 上游动，它以概率 p 向右移动一步，以概率 $(1-p)$ 向左移动一步，但是如果处于 0 点，并试图向左移动一步时，它将停留在 0 点。



带反射壁的随机游动 (cont.)

相应的转移概率如下：

$$p(0,0) = 1 - p, \quad \begin{cases} p(i, i+1) = p, & i \geq 0 \\ p(i, i-1) = 1 - p, & i \geq 1 \end{cases}$$

该模型属于生灭链的特殊形式，可以根据细致平衡方程来求其平稳分布

$$\begin{aligned} p(i,j)\pi(i) &= p(j,i)\pi(j) \\ p(i, i+1)\pi(i) &= p(i+1, i)\pi(i+1), \quad i \geq 0 \\ p \cdot \pi(i) &= (1 - p) \cdot \pi(i+1) \end{aligned}$$

因此：

$$\pi(i+1) = \frac{p}{1-p} \pi(i)$$

带反射壁的随机游动 (cont.)

令 $\pi(0) = c$, 则:

$$\pi(i) = \pi(0) \left(\frac{p}{1-p} \right)^i = c \left(\frac{p}{1-p} \right)^i$$

注意到, 当 $p/(1-p) < 1$ 时, $p < 1/2$, 此时:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \pi(i) = c \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{p}{1-p} \right)^i = \frac{c}{1 - \frac{p}{1-p}} = \frac{1-p}{1-2p} c < \infty$$

对于平稳分布而言, 必须满足 $\sum_{i=0}^{\infty} \pi(i) = 1$, 因此:

$$c = \frac{1-2p}{1-p}$$

带反射壁的随机游动 (cont.)

从而：

$$\pi(i) = \frac{1-2p}{1-p} \cdot \left(\frac{p}{1-p}\right)^i$$

因此：

$$\mathbb{E}_0(\tau_0) = \frac{1}{\pi(0)} = \frac{1-p}{1-2p} < \infty$$

称状态 0 是正常返 (positive recurrent) 的。因此 $p < 1/2$ 时，该马氏链是正常返的，且存在一个平稳分布 $\pi(i)$ 。

注意：

对正常返的马氏链，一定可以找到其对应的平稳分布；若马氏链不存在平稳分布，则其可能是零常返 (null recurrent) 或非常返的。

带反射壁的随机游动 (cont.)

$$\pi(i) = c \left(\frac{p}{1-p} \right)^i, \quad c = \frac{1-2p}{1-p}$$

- 当 $p > 1/2$ 时, $p/(1-p) > 1, c < 0$, 此时 $\{\pi(i)\}$ 序列是发散的 (即 $|\pi(i+1)| > |\pi(i)|$), 因而不存在平稳分布, 此时马氏链是非常返的。
- 当 $p = 1/2$ 时, $p/(1-p) = 1, c = 0$, 此时 $\pi(i) = 0, \forall i$, 相应地:

$$\mathbb{E}_x(\tau_x) = \frac{1}{\pi(x)} = \infty$$

而 $\sum_{i=0}^{\infty} \pi(i) = 1$, 因而不存在平稳分布, 此时马氏链的各状态均是零常返态。

状态的判定

零常返态代表了常返态和非常返态的边界情况。三者的联系和区别具体体现在：

- ① 正常返态： $\mathbb{P}_x(\tau_x < \infty) = 1, \mathbb{E}_x(\tau_x) < \infty$;
- ② 零常返态： $\mathbb{P}_x(\tau_x < \infty) = 1, \mathbb{E}_x(\tau_x) = \infty$;
- ③ 非常返态： $\mathbb{P}_x(\tau_x < \infty) < 1, \mathbb{E}_x(\tau_x) = \infty$ 。

分支过程

在可数状态马氏链的相关研究中，有一类非常重要的随机过程常常应用于生物学领域，这就是分支过程 (branching process)。分支过程最早由弗朗西斯·高尔顿 (Francis Galton) 和沃森 (Watson) 提出，用于对姓氏消失现象的定量解释。后来该过程被用于生物种群消亡等问题的研究。

分支过程举例

考虑一个家族的第 n 代每一个个体产生后代的个数 Y_1, Y_2, \dots 都相互独立同分布，并且每个个体产生 k 个后代的概率均是 $p_k = p(1, k)$ 。在时刻 n 的个体数 X_n 是一个马氏链，其状态空间为 $\{0, 1, 2, \dots\}$ ，其转移概率如下：

$$p(i, j) = \mathbb{P}(Y_1 + Y_2 + \dots + Y_i = j), \quad i > 0, j \geq 0$$

问：该家族避免消亡的概率是多少？

思路：

此处的“消亡”是指马氏链吸收于状态 0。

分支过程举例 (cont.)

该家族的消亡发生与否，可通过一个个体的平均后代数量 μ 来确定：

$$\mu = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot p(1, k) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot p_k$$

由于 X_n 表示 n 时刻的个体数，因此：

$$\mathbb{E}(X_n | X_{n-1}) = \mu X_{n-1} \quad \Rightarrow \quad \mathbb{E}(X_n) = \mu \mathbb{E}(X_{n-1})$$

通过迭代可得：

$$\mathbb{E}(X_n) = \mu^n \mathbb{E}(X_0)$$

显然， $\mu < 1$ 时， $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(X_n) = 0$ ，该家族以概率 1 消亡。

$\mu \geq 1$ 的情形

引入消亡概率 (extinction probability), 记作 α , 表示当前时刻的某个个体在未来的消亡概率。¹ 即:

$$\alpha = \mathbb{P}(\tau_0 < \infty | X_0 = 1)$$

其中 τ_0 表示个体全部消亡的时刻。如果当前时刻有 k 个个体, 则他们全部消亡的概率是 α^k , 因此:

$$\alpha = \mathbb{P}(\tau_0 < \infty | X_0 = 1) = \sum_{k=0}^{\infty} p(1, k) \cdot \mathbb{P}(\tau_0 < \infty | X_1 = k)$$

最终可得:

$$\alpha = \sum_{k=0}^{\infty} p_k \cdot \alpha^k$$

$\mu \geq 1$ 的情形 (cont.)

$$\alpha = \sum_{k=0}^{\infty} p_k \cdot \alpha^k$$

记 $G(\alpha) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k \alpha^k$, 则上式可表示为: $G(\alpha) = \alpha$

当 $\alpha = 0$ 和 $\alpha = 1$ 时, 等式左侧分别为:

$$G(0) = p_0 = p(1, 0), \quad G(1) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k = 1$$

注意:

$\alpha = 1$ 是 $G(\alpha) = \alpha$ 的平凡解 (trivial solution)。要求的消亡概率 α 应当是 $G(\alpha) = \alpha$ 所有根当中的最小正根。

$\mu \geq 1$ 的情形 (cont.)

对 $G(\alpha) = \sum_{k=0}^{\infty} p_k \alpha^k$ 关于 α 求一阶和二阶导, 可得:

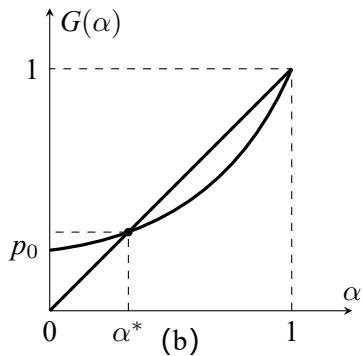
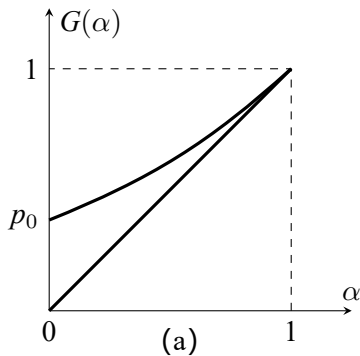
$$G'(\alpha) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot p_k \alpha^{k-1} \geq 0, \quad G''(\alpha) = \sum_{k=1}^{\infty} k(k-1) \cdot p_k \alpha^{k-2} \geq 0$$

由此可见, 函数 $G(\alpha)$ 是凸向原点的单调递增曲线。

当 $\alpha = 1$ 时:

$$G'(1) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot p_k = \mu > 0$$

两种可能性



- ① $G'(1) < 1$ 时, $\alpha = 1$;
- ② $G'(1) > 1$ 时, $\alpha < 1$ 。

分支过程的结论

由于 $G'(1) = \mu$, 因此进一步可以得到如下结论:

若 μ 表示一个个体的平均后代数量, 则:

- ① 当 $\mu \leq 1$ 时, 消亡以概率 1 发生;
- ② 当 $\mu > 1$ 时, 存在一个正的概率避免消亡。

分支过程举例 1

当 $p_0 = 1/4$, $p_1 = 1/4$, $p_2 = 1/2$ 时, 根据 $G(\alpha) = \alpha$, 可得:

$$G(\alpha) = p_0\alpha^0 + p_1\alpha^1 + p_2\alpha^2 = \alpha \quad \Rightarrow \quad \frac{1}{2}\alpha^2 + \left(\frac{1}{4} - 1\right)\alpha + \frac{1}{4} = 0$$

$\alpha_1 = 1$ 或 $\alpha_2 = 1/2$, 最小正根是 $1/2$ 。因此, $\alpha = 0.5$, 即消亡概率是 0.5 。

分支过程举例 2: 二分支过程

当 $p_0 = 1 - a$, $p_2 = a$, $p_k = 0$, $k \neq 0, 2$ 时, 根据 $G(\alpha) = \alpha$, 可得:

$$G(\alpha) = p_0\alpha^0 + p_2\alpha^2 = \alpha \Rightarrow a\alpha^2 - \alpha + (1 - a) = 0$$

解得:

$$\alpha_1 = 1 \quad \text{或} \quad \alpha_2 = \frac{1 - a}{a}$$

- ① 当 $a > 1/2$ 时, $\alpha_2 < 1$, 此时最小正根是 $\frac{1 - a}{a}$, 因此 $\alpha = \frac{1 - a}{a}$;
- ② 当 $a \leq 1/2$ 时, $\alpha_2 \geq 1$, 此时最小正根是 1, 因此 $\alpha = 1$ 。

分支过程举例 3：姓氏的消亡

高尔顿和沃森最初考虑的问题是人群中姓氏消亡的概率，而姓氏是由后代中的男性所继承，因此他们所研究的问题便转化为后代中男性消亡的概率。

假设每个家庭都恰好有 3 个孩子，并且每个母亲平均有 1.5 个女儿，计算一个妇女的后代当中，男性消亡的概率。

姓氏的消亡 (cont.)

男女的概率均为 $1/2$ ；假设后代中有 k 个男性，则相应的概率分布如下：

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(k=0) &= \binom{3}{0} \left(\frac{1}{2}\right)^0 \left(\frac{1}{2}\right)^3 = \frac{1}{8}, & \mathbb{P}(k=1) &= \binom{3}{1} \left(\frac{1}{2}\right)^1 \left(\frac{1}{2}\right)^2 = \frac{3}{8} \\ \mathbb{P}(k=2) &= \binom{3}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^2 \left(\frac{1}{2}\right)^1 = \frac{3}{8}, & \mathbb{P}(k=3) &= \binom{3}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^3 \left(\frac{1}{2}\right)^0 = \frac{1}{8}\end{aligned}$$

由于平均男性后代数量为 $\mu = 1.5 > 1$ ，因此需要计算消亡概率。

姓氏的消亡 (cont.)

根据 $G(\alpha) = \sum_k \alpha^k p_k = \alpha$, 可得:

$$\begin{aligned}\alpha &= \alpha^0 \cdot \mathbb{P}(k=0) + \alpha^1 \cdot \mathbb{P}(k=1) + \alpha^2 \cdot \mathbb{P}(k=2) + \alpha^3 \cdot \mathbb{P}(k=3) \\ &= \frac{1}{8} + \frac{3}{8}\alpha + \frac{3}{8}\alpha^2 + \frac{1}{8}\alpha^3\end{aligned}$$

因此, $\alpha^3 + 3\alpha^2 - 5\alpha + 1 = 0$ 。由于已知 $\alpha = 1$ 是一个平凡解, 对刚才的多项式关于 $(\alpha - 1)$ 进行分解, 可得:

$$\alpha^3 + 3\alpha^2 - 5\alpha + 1 = (\alpha - 1)(\alpha^2 + 4\alpha - 1) = 0$$

从而:

$$\alpha_{1,2} = \frac{-4 \pm \sqrt{16 + 4}}{2} = -2 \pm \sqrt{5}$$

其中小于 1 的正解为 $\alpha = \sqrt{5} - 2$, 因此男性消亡的概率为 $\sqrt{5} - 2$ 。