### 第二章 离散时间马氏链 2

随机过程及其在金融中的应用

中国人民大学出版社

### 本章内容

- 平稳分布
  - 平稳概率分布
  - 双随机链
  - 细致平衡条件
  - 马氏链的可逆性
- ② 极限行为
- ③ 离出分布和离出时间
  - 离出分布
  - 离出时间

### 平稳分布

一个非周期性,且有限状态的不可约马氏链收敛于一个平稳分布  $\{\pi(y), y \in S\}$ ,即:

$$\lim_{n\to\infty} p^n(x,y) = \pi(y)$$

运用条件概率的定义:

$$\mathbb{P}(X_n = j) = \sum_{i} \mathbb{P}(X_0 = i, X_n = j)$$

$$= \sum_{i} \mathbb{P}(X_0 = i) \mathbb{P}(X_n = j \mid X_0 = i) = \sum_{i} q(i) p^n(i, j)$$

其中,  $q(i) = \mathbb{P}(X_0 = i)$  是初始概率。

# $\mathbb{P}(X_n = j) = \sum_i q(i)p^n(i,j)$ 的矩阵-向量形式

由 q(i),  $i \in S$  组成的概率向量  $\mathbf{q}$  构成初始概率分布,并将之右乘转 移概率矩阵  $\mathbf{P}^n$ ,可得 n 期概率所组成的向量  $\mathbf{q}_n$ ,具体如下:

n 阶转移概率矩阵

$$\mathbf{qP}^{n} = \underbrace{\begin{bmatrix} q(1) & q(2) & \cdots & q(k) \end{bmatrix}}_{\text{初始概率向量}} \begin{bmatrix} p^{n}(1,1) & p^{n}(1,2) & \cdots & p^{n}(1,k) \\ p^{n}(2,1) & p^{n}(2,2) & \cdots & p^{n}(2,k) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p^{n}(k,1) & p^{n}(k,2) & \cdots & p^{n}(k,k) \end{bmatrix}}_{= \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{k} q(i)p^{n}(i,1) & \sum_{i=1}^{k} q(i)p^{n}(i,2) & \cdots & \sum_{i=1}^{k} q(i)p^{n}(i,k) \end{bmatrix}}_{= [\mathbb{P}(X_{n} = 1) & \mathbb{P}(X_{n} = 2) & \cdots & \mathbb{P}(X_{n} = k) \end{bmatrix}}_{= \mathbf{q}_{n}}$$

## n 期概率分布的矩阵-向量形式

$$\mathbb{P}(X_n = j) = \sum_i q(i)p^n(i,j) \quad \Rightarrow \quad \mathbf{q}\mathbf{P}^n = \mathbf{q}_n$$

在已知初始概率分布  $\mathbf{q}$  的基础上,对其乘以 n 阶转移概率矩阵  $\mathbf{P}^n$ ,最终可得 n 期概率分布  $\mathbf{q}_n$ 。

### 平稳概率分布和极限分布

记  $\mathbf{q}\mathbf{P}^n=\pi$ , 如果  $\pi\mathbf{P}=\pi$ , 则称  $\pi$  为平稳概率向量,其中的各元素组成平稳概率分布;如果  $\lim_{n\to\infty}\mathbb{P}(X_n=i)=\bar{\pi}(i)$ ,此时称  $\bar{\pi}(i)$  组成的是极限分布。

#### 说明:

对于不可约、非周期 (irreducible & aperiodic) 的马氏链, 其平稳分布和极限分布是相等的。

## 社会流动问题中的平稳概率分布

假设  $X_n$  是一个家族第 n 代所处社会阶层的情况。假设总共有三个阶层,阶层间的代际转移概率矩阵如下所示:

$$\begin{array}{ccccc}
1 & 2 & 3 \\
1 & 0.7 & 0.2 & 0.1 \\
2 & 0.3 & 0.5 & 0.2 \\
3 & 0.2 & 0.4 & 0.4
\end{array}$$

求平稳状态下, 该家族处于三个社会阶层的概率分别是多少?

# 社会流动问题中的平稳概率分布 (cont.)

### 由题意,可知:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} 0.7 & 0.2 & 0.1 \\ 0.3 & 0.5 & 0.2 \\ 0.2 & 0.4 & 0.4 \end{bmatrix}$$

方程  $\pi P = \pi$  可以表达为:

$$\begin{bmatrix} \pi_1 & \pi_2 & \pi_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.7 & 0.2 & 0.1 \\ 0.3 & 0.5 & 0.2 \\ 0.2 & 0.4 & 0.4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_1 & \pi_2 & \pi_3 \end{bmatrix}$$

## 社会流动问题中的平稳概率分布 (cont.)

求解平稳概率分布就转化为对上式中的  $\pi_1, \pi_2, \pi_3$  进行求解,可得:

$$\begin{cases}
0.7\pi_1 + 0.3\pi_2 + 0.2\pi_3 = \pi_1 \\
0.2\pi_1 + 0.5\pi_2 + 0.4\pi_3 = \pi_2 \\
0.1\pi_1 + 0.2\pi_2 + 0.4\pi_3 = \pi_3 \\
\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1
\end{cases}$$

最终可得:

$$\pi_1 = \frac{22}{47}, \qquad \pi_2 = \frac{16}{47}, \qquad \pi_3 = \frac{9}{47}$$

需要说明的是,上面的方程组在进行计算时,除最后一个作为概率完备 性的约束条件必须保留外,其余的三个方程应当删去一个多余的。

# 使用软件求解的基本思路

$$\begin{cases} 0.7\pi_1 + 0.3\pi_2 + 0.2\pi_3 = \pi_1 \\ 0.2\pi_1 + 0.5\pi_2 + 0.4\pi_3 = \pi_2 \\ 0.1\pi_1 + 0.2\pi_2 + 0.4\pi_3 = \pi_3 \\ \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} -0.3\pi_1 + 0.3\pi_2 + 0.2\pi_3 = 0 \\ 0.2\pi_1 - 0.5\pi_2 + 0.4\pi_3 = 0 \\ \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1 \end{cases}$$

#### 上面的方程组可化为如下矩阵形式:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \pi_1 & \pi_2 & \pi_3 \end{bmatrix}}_{\pmb{\pi}} \underbrace{\begin{bmatrix} -0.3 & 0.2 & 1 \\ 0.3 & -0.5 & 1 \\ 0.2 & 0.4 & 1 \end{bmatrix}}_{\pmb{A}} = \underbrace{\begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}}_{\pmb{b}}$$

#### 从而得到:

$$\pi \mathbf{A} = \mathbf{b} \quad \Rightarrow \quad \pi = \mathbf{b} \mathbf{A}^{-1}$$

# 使用软件求解的基本思路 (cont.)

$$\pi = \mathbf{b}\mathbf{A}^{-1} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0.3 & 0.2 & 1 \\ 0.3 & -0.5 & 1 \\ 0.2 & 0.4 & 1 \end{bmatrix}^{-1}$$

其中:

$$\mathbf{A}^{-1} = \begin{bmatrix} -0.3 & 0.2 & 1\\ 0.3 & -0.5 & 1\\ 0.2 & 0.4 & 1 \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} -90/47 & 20/47 & 70/47\\ -10/47 & -50/47 & 60/47\\ 22/47 & 16/47 & 9/47 \end{bmatrix}$$

可见,  $\pi$  的结果, 刚好就是对应的  $A^{-1}$  的最后一行, 即:

$$\boldsymbol{\pi} = \begin{bmatrix} 22 & 16 & 9\\ 47 & 47 & 47 \end{bmatrix}$$

## 使用软件求解的注意事项

 $\pi = \mathbf{b} \mathbf{A}^{-1}$  使用的前提是矩阵 A 可逆 (invertible)。 以赌徒破产问题为例,相应的转移概率矩阵 P 与求解用到的 A 分别如下:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.6 & 0 & 0.4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.6 & 0 & 0.4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.6 & 0 & 0.4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.6 & 0 & 0.4 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0.6 & -1 & 0.4 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0.6 & -1 & 0.4 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0.6 & -1 & 0.4 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0.6 & -1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

这里的矩阵 A 不是满秩的(该矩阵的秩为 5),因此不存在逆矩阵。

### 遍历马氏链

对于非周期、不可约旦状态有限的马氏链,可以利用  $\pi=\mathbf{b}\mathbf{A}^{-1}$  正常计算平稳概率分布。

由于这类马氏链具有良好的性质,因此也称为遍历马氏链 (ergodic Markov chain)。之所以称其为"遍历马氏链",是因为这类马氏链的各状态均是常返的,在有限时间内可以访问状态空间中的各个状态。

### 双随机链

若马氏链的转移概率矩阵各列元素之和均为 1,则称其是双随机链 (doubly stochastic chain),即:

$$\sum_{x} p(x, y) = 1$$

在双随机链当中, 其各行和各列的元素之和均等于 1, 即:

$$\sum_{x} p(x,y) = 1, \quad \text{同时} \quad \sum_{y} p(x,y) = 1$$

### 双随机链的性质

若  $P \neq N$  个状态马氏链的双随机转移概率,则均匀分布  $\pi(x) = 1/N, \forall x$  是其平稳分布。

#### 推论:

若 P 是 N 个状态马氏链的转移概率,且均匀分布  $\pi(x) = \frac{1}{N}, \ \forall x$  是其平 稳分布,则 P 是双随机的。

## 细致平衡条件

如果  $\pi(x)p(x,y) = \pi(y)p(y,x)$ , 则称  $\pi$  满足细致平衡条件 (detailed balance condition).

原先的  $\pi P = \pi$  说明,在所有的转移结束后,每个状态的概率与初 始时的概率相等,即:

$$\sum_{x} \pi(x)p(x,y) = \pi(y) = \pi(y) \sum_{x} p(y,x)$$
$$= \sum_{x} \pi(y)p(y,x)$$

而在细致平衡条件下,从状态 x 一步转移到状态 y 的概率,刚好等于从 状态v一步转移到状态x的概率,即:

$$\pi(x)p(x,y) = \pi(y)p(y,x)$$

$$\sum_{x} \pi(x)p(x,y) = \sum_{x} \pi(y)p(y,x)$$
$$\pi(x)p(x,y) = \pi(y)p(y,x)$$

上面两个等式之间唯一的区别就是一个求和符号。但是可以看出: 细致平衡条件比之前的  $\pi P = \pi$  更严格,因为其要求对应的项必须严格相等。正因为如此,满足细致平衡条件的马氏链一定存在平稳分布;但是具有平稳分布的马氏链不一定满足细致平衡条件。

细致平衡条件可以降低平稳分布在计算上的难度,并且该条件经常 被运用于可数状态马氏链的平稳分布求解问题中。

### 举例 9: 生灭链

假设某物种在下个阶段可能会发生如下变化:产生一个新个体的概率为 0.3;死亡的概率为 0.2;未发生任何变化的概率为 0.5。对于 7 期的马氏链,最终的转移概率矩阵如下:

| 0.7 | 0.3 | 0   | 0   | 0   | 0   | 0   |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 0.2 | 0.5 | 0.3 | 0   | 0   | 0   | 0   |
| 0   | 0.2 | 0.5 | 0.3 | 0   | 0   | 0   |
| 0   | 0   | 0.2 | 0.5 | 0.3 | 0   | 0   |
| 0   | 0   | 0   | 0.2 | 0.5 | 0.3 | 0   |
| 0   | 0   | 0   | 0   | 0.2 | 0.5 | 0.3 |
| 0   | 0   | 0   | 0   | 0   | 0.2 | 0.8 |

#### 求其平稳分布。

经过验证可以发现,该链并不违反细致平衡条件。根据细致平衡条件,可以列出如下等式:

$$\pi(i)p(i,i+1) = \pi(i+1)p(i+1,i), \qquad i = 1,2,\ldots,6$$

即:

$$0.3\pi(i) = 0.2\pi(i+1) \implies \pi(i+1) = 1.5\pi(i), \quad i = 1, 2, \dots, 6$$

利用  $\sum_{i=1}^{7} \pi(i) = 1$ ,并假设  $\pi(1) = c$ ,最终可得:

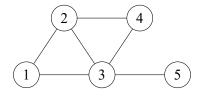
$$c(1+1.5+1.5^2+\cdots+1.5^6)=1 \quad \Rightarrow \quad c=\frac{1.5-1}{1.5^7-1}\approx 0.0311$$

于是:

$$\pi = \begin{bmatrix} 0.0311 & 0.0466 & 0.0699 & 0.1049 & 0.1574 & 0.2360 & 0.3541 \end{bmatrix}$$

## 举例 10: 图上的随机游走

假设有一个包含五个顶点的图,每个顶点会以等概率游走至相邻的 顶点。



求由此构成的马氏链的平稳分布。

### 图上的随机游走 (cont.)

该问题当中,相邻两个顶点之间的转移概率均为正,因此不违反细 致平衡条件。首先构造对应的转移概率矩阵 P:

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

### 图上的随机游走 (cont.)

#### 根据细致平衡条件,可列出如下方程组:

$$\begin{cases} \pi(1)p(1,2) = \pi(2)p(2,1) \\ \pi(1)p(1,3) = \pi(3)p(3,1) \\ \pi(4)p(4,2) = \pi(2)p(2,4) \\ \pi(4)p(4,3) = \pi(3)p(3,4) \\ \pi(5)p(5,3) = \pi(3)p(3,5) \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \frac{1}{2}\pi(1) = \frac{1}{3}\pi(2) \\ \frac{1}{2}\pi(1) = \frac{1}{4}\pi(3) \\ \frac{1}{2}\pi(4) = \frac{1}{3}\pi(2) \\ \frac{1}{2}\pi(4) = \frac{1}{4}\pi(3) \\ \pi(5) = \frac{1}{4}\pi(3) \end{cases}$$

$$\pi(1) = \frac{1}{2}c, \quad \pi(2) = \frac{3}{4}c, \quad \pi(4) = \frac{1}{2}c, \quad \pi(5) = \frac{1}{4}c$$

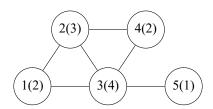
## 图上的随机游走 (cont.)

由于 
$$\sum_{i} \pi(i) = 1$$
,因此:

$$c = \frac{1}{3}$$

#### 最终可得:

$$\pi(1) = \frac{2}{12}, \quad \pi(2) = \frac{3}{12}, \quad \pi(3) = \frac{4}{12}, \quad \pi(4) = \frac{2}{12}, \quad \pi(5) = \frac{1}{12}$$



## 马氏链的可逆性 (reversible)

 $\{X_0, X_1, \dots, X_n\}$  是从平稳分布  $\pi(i)$  开始的遍历马氏链,若逆向观察  $X_m, 0 \le m \le n$ ,则  $\{X_n, X_{n-1}, \dots, X_0\}$  也构成一个马氏链。

基于  $\{X_0, X_1, \ldots, X_n, \ldots X_{n+k}\}$  构成的马氏链的可逆性可得:

$$\mathbb{P}(X_{n+1}|X_n, X_{n-1} \dots X_0) = \mathbb{P}(X_{n+1}|X_n)$$
$$\mathbb{P}(X_{n-1}|X_n, X_{n+1} \dots X_{n+k}) = \mathbb{P}(X_{n-1}|X_n)$$

### 马氏链的可逆性(cont.)

#### 根据贝叶斯定理可得:

$$\mathbb{P}(X_{n-1}|X_n) = \frac{\mathbb{P}(X_n|X_{n-1})\mathbb{P}(X_{n-1})}{\mathbb{P}(X_n)}$$

注意到,  $\mathbb{P}(X_n)$  的取值会因 n 的不同而有所变化, 因此  $\mathbb{P}(X_{n-1}|X_n)$  的取 值也会受到 n 的影响。正因如此,原马氏链的反向链  $\{X_n, X_{n-1}, \ldots, X_0\}$ 不一定会满足时齐性。

### 注意:

马氏链的可逆性适用于遍历马氏链。对于具有吸收态的马氏链而言,可 逆性显然不成立。

对于遍历马氏链  $\{X_0,X_1,\ldots,X_n\}$  而言,若固定 n 且令  $Y_m=X_{n-m},0\leq m\leq n$ ,则  $Y_m$  是一个马氏链,其转移概率为

$$\hat{p}(i,j) = \mathbb{P}(Y_{m+1} = j | Y_m = i) = \frac{\pi(j)p(j,i)}{\pi(i)}$$

其中,  $\hat{p}(i,j)$  称为对偶 (dual) 转移概率。

## 细致平衡条件与可逆性

当  $\pi$  满足细致平衡条件  $\pi(i)p(i,j) = \pi(i)p(i,i)$  时,

$$\hat{p}(i,j) = \frac{\pi(j)p(j,i)}{\pi(i)} = \frac{\pi(i)p(i,j)}{\pi(i)} = p(i,j)$$

即,在细致平衡条件下,逆向链的转移概率与原链相同。

# 细致平衡条件与可逆性 (cont.)

### 假设马氏链从 $\pi$ 开始,分别经过状态 $x_0, x_1, \ldots, x_n$ ,则:

$$\mathbb{P}_{\pi} (X_{0} = x_{0}, X_{1} = x_{1}, X_{2} = x_{2}, \dots, X_{n} = x_{n}) 
= \pi(x_{0})p(x_{0}, x_{1})p(x_{1}, x_{2}) \cdots p(x_{n-1}, x_{n}) 
= \pi(x_{1})p(x_{1}, x_{0})p(x_{1}, x_{2}) \cdots p(x_{n-1}, x_{n}) 
= \pi(x_{2})p(x_{1}, x_{0})p(x_{2}, x_{1}) \cdots p(x_{n-1}, x_{n}) 
= \cdots \cdots 
= \pi(x_{n})p(x_{n}, x_{n-1})p(x_{n-1}, x_{n-2}) \cdots p(x_{2}, x_{1})p(x_{1}, x_{0}) 
= \mathbb{P}_{\pi} (\hat{X}_{0} = x_{n}, \hat{X}_{1} = x_{n-1}, \dots, \hat{X}_{n-1} = x_{1}, \hat{X}_{n} = x_{0})$$

## 极限行为

如果y是一个非常返态,则对 $\forall x$ ,均有:

$$\sum_{n=1}^{\infty} p^n(x, y) < \infty$$

从而

$$\lim_{n\to\infty} p^n(x,y) = 0$$

这意味着我们在考虑马氏链的极限行为时,只需将注意力集中在常返态上,特别是只包含一个不可约常返类的马氏链。

### 相关定理

### 收敛定理

假设 P 不可约、非周期且具有平稳分布  $\pi$ ,则:

$$\lim_{n\to\infty} p^n(x,y) = \pi(y)$$

#### 渐近频率定理

假设 P 不可约,且所有状态均是常返态,记  $N_t(y)$  为在时刻 t 之前访问 y 的总次数,则:

$$rac{N_t(y)}{t} 
ightarrow rac{1}{\mathbb{E}_v( au_v)}, \qquad ext{a.s.}$$

## 渐近频率定理的证明

证明需要使用大数定律。假设从时刻 0 到 t,返回状态 y 的次数为 k,记每次返回的时刻分别为  $t_0, t_1, t_2, \ldots, t_k$  (其中  $t_0 = 0, t_k = t$ ),每次返回的时间间隔分别为  $\tau_1, \tau_2, \ldots, \tau_k$ ,则:

$$\tau_i = t_i - t_{i-1}, \qquad 1 \le i \le k$$

| 时间间隔       | $\leftarrow$ | <b>→</b>   ← τ <sub>2</sub> | <b>→ </b> ← | <b>→</b> | ••• | $\vdash$  | <b>→</b>  |
|------------|--------------|-----------------------------|-------------|----------|-----|-----------|-----------|
| 返回时间 $t_0$ | =0           | $t_1$                       | $t_2$       | $t_3$    |     | $t_{k-1}$ | $t_k = t$ |
| 状态         | У            | y                           | У           | y        |     | У         | y         |
| 返回次数       | 0            | 1                           | 2           | 3        |     | k-1       | k         |

# 渐近频率定理的证明 (cont.)

由大数定律可知:每次访问的时间间隔  $\tau_i$  是独立同分布的,因此,当  $n \to \infty$  时,可得:

$$\frac{ au_1+ au_2+\cdots+ au_k}{k}=rac{t}{k} o \mathbb{E}_y( au_y), \qquad ext{a.s}$$

其中, $\mathbb{E}_y(\tau_y)$  是从状态 y 首次返回的期望时间。这里的访问次数 k 就是  $N_t(y)$ ,因此:

$$rac{N_t(y)}{t} 
ightarrow rac{1}{\mathbb{E}_{v}( au_v)}, \qquad ext{a.s.}$$

## 定理

假设 P 不可约,且具有平稳分布  $\pi$ ,则:

$$\pi(y) = \frac{1}{\mathbb{E}_y(\tau_y)}$$

该定理说明:状态 y 下的平稳分布对应的概率  $\pi(y)$  等于首次返回状态 y 期望步数的倒数;并且在状态期间  $n \to \infty$  时等于返回状态 y 的次数占整个状态步数 n 的比例。

### 简要证明

#### 由于平稳分布 $\pi$ 满足:

$$\lim_{n \to \infty} p^n(x, y) = \pi(y), \qquad \forall x \in S$$

因此,相应的  $\pi(y)$  可以看作在转移步数  $n \to \infty$  时,到达状态 y 的"可能性"。故  $\pi(y)$  可以看成访问状态 y 的步数  $N_n(y)$  占总的转移步数 n 的"比重",从而可得:

$$\lim_{n\to\infty}\frac{N_n(y)}{n}=\pi(y)$$

根据前面的渐近频率定理可得:

$$\mathbb{E}_{y}(\tau_{y}) = \frac{1}{\pi(y)}$$

### 回顾修复链

在修复链当中,状态空间  $\{0,1,2,3,12,13,23\}$  对应平稳分布的概率 分别如下:

$$\pi(0) = \frac{3000}{8910}, \quad \pi(1) = \frac{500}{8910}, \quad \pi(2) = \frac{1200}{8910}, \quad \pi(3) = \frac{4000}{8910},$$
$$\pi(12) = \frac{22}{8910}, \quad \pi(13) = \frac{60}{8910}, \quad \pi(23) = \frac{128}{8910}$$

问: 若让机器正常运转 1800 天, 分别需要多少个零件 1、零件 2 和零件 3?

# 修复链 (cont.)

#### 各零件需替换的概率分别为:

零件 1: 
$$\pi(12) + \pi(13) = \frac{22}{8910} + \frac{60}{8910} = \frac{82}{8910}$$
 零件 2:  $\pi(12) + \pi(23) = \frac{22}{8910} + \frac{128}{8910} = \frac{150}{8910}$  零件 3:  $\pi(13) + \pi(23) = \frac{60}{8910} + \frac{128}{8910} = \frac{188}{8910}$ 

根据  $\lim_{n\to\infty} \frac{N_n(y)}{n} = \pi(y)$  的变形形式:

$$N_n(y) \to n \cdot \pi(y)$$
, a.s.

#### 可以得到需要的各零件的数量如下:

零件 1: 
$$1800 \times \frac{82}{8910} = 16.56$$
(个) 零件 2:  $1800 \times \frac{150}{8910} = 30.3$ (个) 零件 3:  $1800 \times \frac{188}{8910} = 37.98$ (个)

## 库存链

假设每销售一单位的商品,可获得 12 元的利润,但在店里存储一单位商品的花费为 2 元/天。商品每天的需求量 k 不超过 3 单位。

| $\overline{k}$ | 0   | 1   | 2   | 3   |
|----------------|-----|-----|-----|-----|
| $\mathbb{P}$   | 0.3 | 0.4 | 0.2 | 0.1 |

问:在以下三种策略下,每天净利润的期望值分别是多少?

- s = 2, S = 3 库存策略;
- ② s = 1, S = 3 库存策略;
- ③ s = 0, S = 3 库存策略。

其中, s 表示需要补货的最大库存(即前一天库存若达到该值或以下,就需要在第二天之前补足库存); S 表示库存的最大数量。

# s = 2, S = 3 库存策略

#### 平稳概率分布如下:

$$\pi(0) = 0.1, \quad \pi(1) = 0.2, \quad \pi(2) = 0.4, \quad \pi(3) = 0.3$$

## s=2, S=3 库存策略 (cont.)

### 相应的销售额为:

$$12 \times [0.1 \times (3-0) + 0.2 \times (3-1) + 0.4 \times (3-2) + 0.3 \times (3-3)] = 13.2( \overline{\pi}/ \overline{\mathcal{K}})$$

#### 库存的花费为:

$$2 \times (0.1 \times 0 + 0.2 \times 1 + 0.4 \times 2 + 0.3 \times 3) = 3.8(元/天)$$

#### 每天净利润的期望值为:

$$13.2 - 3.8 = 9.4(\overline{\pi})$$

## s = 1, S = 3 库存策略

$$\begin{array}{c|ccccc}
0 & 1 & 2 & 3 \\
0 & 0.1 & 0.2 & 0.4 & 0.3 \\
1 & 0.1 & 0.2 & 0.4 & 0.3 \\
2 & 0.3 & 0.4 & 0.3 & 0 \\
3 & 0.1 & 0.2 & 0.4 & 0.3
\end{array}$$

#### 平稳概率分布如下:

$$\pi(0) = \frac{19}{110}, \quad \pi(1) = \frac{30}{110}, \quad \pi(2) = \frac{40}{110}, \quad \pi(3) = \frac{21}{110}$$

## s=1, S=3 库存策略 (cont.)

注意, 当存货为 2 时, 若需求量为 3, 则只能售出 2 件商品, 因此该策略下的销售额应当扣减这一情形。该事件的概率为:

$$\pi(2) \times \mathbb{P}(k=3) = \frac{40}{110} \times 0.1 = 0.036$$

相应的销售额为:

$$13.2 - 0.036 \times 12 = 12.764$$
(元/天)

库存的花费为:

$$2 imes \left( rac{19}{110} imes 0 + rac{30}{110} imes 1 + rac{40}{110} imes 2 + rac{21}{110} imes 3 
ight) = 3.145 ( 元/天)$$

每天净利润的期望值为:

$$12.764 - 3.145 = 9.619(\overline{\pi})$$

# s = 0, S = 3 库存策略

$$\begin{array}{c|ccccc}
0 & 1 & 2 & 3 \\
0 & 0.1 & 0.2 & 0.4 & 0.3 \\
1 & 0.7 & 0.2 & 0 & 0 \\
2 & 0.3 & 0.4 & 0.3 & 0 \\
3 & 0.1 & 0.2 & 0.4 & 0.3
\end{array}$$

### 平稳概率分布如下:

$$\pi(0) = \frac{343}{1070}, \quad \pi(1) = \frac{300}{1070}, \quad \pi(2) = \frac{280}{1070}, \quad \pi(3) = \frac{147}{1070}$$

$$s=0, S=3$$
 库存策略 (cont.)

| k            | 0   | 1   | 2   | 3   |
|--------------|-----|-----|-----|-----|
| $\mathbb{P}$ | 0.3 | 0.4 | 0.2 | 0.1 |

### 注意,此时仍存在存货小于需求量的情形,此类事件的概率为:

$$\pi(2) \times \mathbb{P}(k=3) \times (3-2) + \pi(1) \times \left[ \mathbb{P}(k=3) \times (3-1) + \mathbb{P}(k=2) \times (2-1) \right]$$

$$= \frac{280}{1070} \times 0.1 \times 1 + \frac{300}{1070} \times (0.1 \times 2 + 0.2 \times 1)$$

$$= \frac{148}{1070}$$

$$s=0, S=3$$
 库存策略 (cont.)

#### 相应的销售额为:

$$13.2 - \frac{148}{1070} \times 12 = 11.54(\overline{\pi}/\overline{\xi})$$

#### 库存的花费为:

$$2 \times \left( \frac{343}{1070} \times 0 + \frac{300}{1070} \times 1 + \frac{280}{1070} \times 2 + \frac{147}{1070} \times 3 \right) = 2.43$$
(元/天)

### 每天净利润的期望值为:

$$11.54 - 2.43 = 9.11(\overline{\pi})$$

### 离出分布的含义

离出分布 (exit distribution) 考查的是:对于至少存在两个不同吸收态的马氏链,从给定的非常返态 j 开始,该马氏链最终进入某一特定吸收态 i 的概率是多少?

换句话说,离出分布考查的是一个非常返态 j 最终被某一状态 i 吸收的概率 (即吸收概率, absorption probability)。

比如:在赌徒破产模型中,有两个吸收态(破产和赚钱离场),赌徒进入赌场,最终破产或赚钱离场的概率分别是多少?这里所要求得的概率就是吸收概率。在前面的式(2.5)中已经给出了吸收概率的最终取值。本节则是侧重于如何计算这些概率。

### 离出分布的计算

记非常返态 x 最终被状态 z 吸收的概率为  $h(x) = \mathbb{P}(X_{\tau} = z | X_0 = x)$ , 根据 C-K 方程可得:

$$\mathbb{P}(X_{\tau} = z | X_0 = x) = \sum_{y} \mathbb{P}(X_{\tau} = z | X_1 = y) \mathbb{P}(X_1 = y | X_0 = x)$$
$$= \sum_{y} \mathbb{P}(X_{\tau} = z | X_1 = y) \cdot p(x, y)$$

因此:

$$h(x) = \sum_{y} p(x, y) \cdot h(y)$$

### 举例 11: 两年制大学

在当地一所两年制大学里,60%的新生可升到二年级,25%仍为一 年级学生, 15% 退学; 70% 的二年级学生毕业, 20% 仍为二年级学生, 10% 退学。

问:新生最终毕业的比例是多少?

### 思路:

在此问题中,存在两个吸收态(常返态):"毕业"和"退学"。相应的问 题就转化成:给定当前状态为"新生",马氏链最终讲入吸收态"毕业" 的概率是多少?

## 两年制大学 (cont.)

状态空间  $\{1,2,G,D\}$  中的状态 1、2、G、D 分别表示一年级、二年级、毕业(graduate)和退学(dropout),得到相应的转移概率矩阵如下:

## 两年制大学 (cont.)

用 h(x) 表示现在状态是 x 的学生最终毕业的概率,可得:

$$\begin{cases} h(1) = \sum_{s \in S} p(1,s) \cdot h(s) = p(1,1)h(1) + p(1,2)h(2) + p(1,G)h(G) + p(1,D)h(D) \\ h(2) = \sum_{s \in S} p(2,s) \cdot h(s) = p(2,1)h(1) + p(2,2)h(2) + p(2,G)h(G) + p(2,D)h(D) \end{cases}$$

由于 h(G) = 1, h(D) = 0, 因此:

$$\begin{cases} h(1) = 0.25h(1) + 0.6h(2) \\ h(2) = 0.2h(2) + 0.7 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} h(1) = 0.7 \\ h(2) = 0.875 \end{cases}$$

因此,新生最终毕业的概率是 0.7; 二年级学生最终毕业的概率是 0.875。

## 矩阵-向量的形式重新表述

$$\begin{bmatrix} h(1) \\ h(2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.25 & 0.6 \\ 0 & 0.2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h(1) \\ h(2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0.7 \end{bmatrix}$$

相应的矩阵形式如下:

$$\mathbf{h} = \mathbf{A}\mathbf{h} + \mathbf{b}$$

其中, $\mathbf{h}$  是由 h(1) 和 h(2) 组成的列向量; $\mathbf{A}$  是由非常返态 1 和 2 组成的分块矩阵; $\mathbf{b}$  是由吸收态  $\mathbf{G}$  (毕业)与非常返态 1 和 2 组成的分块矩阵。对上式进行简单的运算,可得:

$$\mathbf{h} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \mathbf{b}$$

其中,I 是主对角线元素均为 1 的单位矩阵 (identity matrix)。

## 转移概率矩阵分块

$$\begin{bmatrix} 0.25 & 0.6 & 0 & 0.15 \\ 0 & 0.2 & 0.7 & 0.1 \\ \hline 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

其中:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 0.25 & 0.6 \\ 0 & 0.2 \end{bmatrix}, \qquad \mathbf{b} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0.7 \end{bmatrix}$$

## 回顾赌徒破产问题

#### 转移概率矩阵如下:

求赌徒最终破产的概率。

## 赌徒破产问题 (cont.)

由于吸收态 0 和 5 分别对应赌徒破产出局和获利离开两种情形,那么参照刚才所介绍的方法,可以将上面的矩阵进行重新组织,非常返态和吸收态分别进行归类,重组后的转移概率矩阵如下:

| 0   | 0.4 | 0   | 0   | 0.6 | 0   |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 0.6 | 0   | 0.4 | 0   | 0   | 0   |
| 0   | 0.6 | 0   | 0.4 | 0   | 0   |
| 0   | 0   | 0.6 | 0   | 0   | 0.4 |
| 0   | 0   | 0   | 0   | 1   | 0   |
| 0   | 0   | 0   | Ω   | 0   | 1   |

## 赌徒破产问题 (cont.)

如果要求出赌徒最终破产的概率,相应的矩阵和向量如下:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 0 & 0.4 & 0 & 0 \\ 0.6 & 0 & 0.4 & 0 \\ 0 & 0.6 & 0 & 0.4 \\ 0 & 0 & 0.6 & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{b} = \begin{bmatrix} 0.6 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{I} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

将之代入  $\mathbf{h} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}\mathbf{b}$ , 最终可得:

$$\mathbf{h} = \begin{bmatrix} 0.9242 \\ 0.8104 \\ 0.6398 \\ 0.3839 \end{bmatrix}$$

#### 结论:

赌徒初始财富为 1 时,破产概率是 92.42%;初始财富为 2 时,破产概率是 81.04%;初始财富为 3 时,破产概率是 63.98%;初始财富为 4 时,破产概率是 38.39%。

## 离出时间的含义

离出时间 (exit time) 考查的是:对于存在吸收态的马氏链,从给定的非常返态开始,该马氏链最终被吸收态所吸收的期望时间是多少?

比如:在赌徒破产模型中,有两个吸收态(破产和赚钱离场),赌徒进入赌场,最终破产或赚钱离场的平均时间是多少?这里所要求得的"平均时间"就是离出时间。

### 离出时间的计算

记非常返态 x 最终被吸收的期望时间为  $g(x) = \mathbb{E}_x(T)$ ,根据马氏性,对任意非常返态 y 可得:

$$\mathbb{E}_{x}(T) = 1 + \sum_{y} \mathbb{P}(X_1 = y | X_0 = x) \mathbb{E}_{y}(T)$$
$$= 1 + \sum_{y} p(x, y) \mathbb{E}_{y}(T)$$

由于这里假设状态 x 在被吸收之前,访问了非常返态 y,因此这一过程中经历了一步的转移,故公式当中需要加上 1。最终得到:

$$g(x) = 1 + \sum_{y} p(x, y) \cdot g(y)$$

### 举例 11: 两年制大学

在当地一所两年制大学里,60%的新生可升到二年级,25%仍为一 年级学生, 15% 退学; 70% 的二年级学生毕业, 20% 仍为二年级学生, 10% 退学。

问: 平均来看, 一个学生到毕业或者退学需要花费几年时间?

### 思路

在此问题中,存在两个吸收态(常返态):"毕业"和"退学"。相应的问 题就转化成:给定当前状态为"新生",马氏链最终讲入吸收态"毕业" 或"退学"的期望时间是多少?

## 两年制大学 (cont.)

$$\begin{bmatrix} 1 & 2 & G & D \\ 1 & 0.25 & 0.6 & 0 & 0.15 \\ 2 & 0 & 0.2 & 0.7 & 0.1 \\ G & 0 & 1 & 0 \\ D & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

用 g(x) 表示现在状态是 x 的学生最终毕业或退学所需时间的期望值,可得:

$$\begin{cases} g(1) = 1 + \sum_{y} p(x,y) \cdot g(y) = 1 + p(1,1)g(1) + p(1,2)g(2) \\ g(2) = 1 + \sum_{y} p(x,y) \cdot g(y) = 1 + p(2,1)g(1) + p(2,2)g(2) \end{cases}$$

## 两年制大学 (cont.)

因此:

$$\begin{cases} g(1) = 1 + 0.25g(1) + 0.6g(2) \\ g(2) = 1 + 0.2g(2) \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} g(1) = 7/3 \\ g(2) = 5/4 \end{cases}$$

故一年级学生到毕业或退学所需的期望时间约为 2.33 年; 二年级学生 到毕业或退学所需的期望时间约为 1.25 年。

## 矩阵-向量的形式重新表述

$$\begin{bmatrix} g(1) \\ g(2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.25 & 0.6 \\ 0 & 0.2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g(1) \\ g(2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

相应的矩阵形式如下:

$$\mathbf{g} = \mathbf{A}\mathbf{g} + \vec{\mathbf{1}}$$

其中,  $\mathbf{g}$  是由 g(1) 和 g(2) 组成的列向量;  $\mathbf{A}$  是由非常返态 1 和 2 组成的分块矩阵;  $\mathbf{I}$  是元素全为 1 的列向量。对上式进行简单的运算,可得:

$$\mathbf{g} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \vec{\mathbf{1}}$$

其中, I 是主对角线元素均为 1 的单位矩阵。

# 转移概率矩阵分块

$$\begin{bmatrix} 0.25 & 0.6 & 0 & 0.15 \\ 0 & 0.2 & 0.7 & 0.1 \\ \hline 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

其中:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 0.25 & 0.6 \\ 0 & 0.2 \end{bmatrix}, \qquad \vec{\mathbf{1}} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

## 回顾赌徒破产问题

### 赌徒破产问题当中, 转移概率矩阵如下:

求赌徒最终离开赌场的期望时间。

# 赌徒破产问题 (cont.)

#### 将非常返态和吸收态分别进行归类,重组后的转移概率矩阵如下:

$$\begin{bmatrix} 0 & 0.4 & 0 & 0 & 0.6 & 0 \\ 0.6 & 0 & 0.4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.6 & 0 & 0.4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.6 & 0 & 0 & 0.4 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

#### 相应的矩阵和向量如下:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 0 & 0.4 & 0 & 0 \\ 0.6 & 0 & 0.4 & 0 \\ 0 & 0.6 & 0 & 0.4 \\ 0 & 0 & 0.6 & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{I} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \vec{\mathbf{I}} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

## 赌徒破产问题 (cont.)

代入 
$$\mathbf{g} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \mathbf{\vec{1}}$$
, 最终可得:

$$\mathbf{g} = \begin{bmatrix} 3.1043 \\ 5.2607 \\ 5.9953 \\ 4.5972 \end{bmatrix}$$

#### 结论:

赌徒初始财富为 1 时,其离开赌场的期望时间是 3.1043 步;初始财富为 2 时,其离开赌场的期望时间是 5.2607 步;初始财富为 3 时,其离开赌场的期望时间是 5.9953 步;初始财富为 4 时,其离开赌场的期望时间是 4.5972 步。