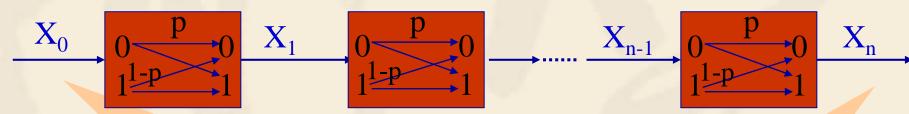
第十三章 马尔可夫链

引言

直观上,过程(或系统)在时刻t₀所处的状态为已知的条件下,过程在时刻t>t₀所处状态的条件分布与过程在时刻t₀之前所处的状态无关。

例 只传输数字0和1的串联系统(0-1传输系统) 如图:



X_0 是第一级的输入

 X_n 是第n级的输出 $(n \ge 1)$

设一个单位时间传输一级, 1 设每一级的传真率为 1 决码率为 1 2 $^{$

分析: $\{X_n, n=0,1,2,\cdots\}$ 是一随机过程,

状态空间 $E = \{0,1\}$,

且当 $X_n = i, i \in E$ 为已知时, X_{n+1} 所处的状态分布只与 $X_n = i$ 有关, 而与时刻n以前所处的状态无关.

用分布函数表达此性质,设随机过程 $\{X(t), t \in T\}$,状态空间为E,若对于t 的任意n个值 $t_1 < t_2 < ... < t_n, n \ge 3$,有

$$\begin{split} P\big\{ &X(t_n) \le x_n \big| X(t_1) = x_1, X(t_2) = x_2, \cdots, X(t_{n-1}) = x_{n-1} \big\} \\ &= P\big\{ X(t_n) \le x_n \mid X(t_{n-1}) = x_{n-1} \big\}, \qquad x_n \in R \end{split}$$

或 $F_{t_n|t_1t_2\cdots t_{n-1}}(x_n,t_n|x_1,x_2,\cdots,x_{n-1};t_1,t_2,\cdots,t_{n-1})$ $=F_{t_n|t_{n-1}}(x_n,t_n|x_{n-1};t_{n-1})$

即在 $X(t_i) = x_i$, $i = 1, 2, \dots, n-1$ 条件下, $X(t_n)$ 的条件分布函数等于在条件 $X(t_{n-1}) = x_{n-1}$ 下 $X(t_n)$ 的条件分布函数。

则称过程 $\{X(t), t \in T\}$ 具有马尔可夫性或马氏性,或称 $\{X(t), t \in T\}$ 为马尔可夫过程或马氏过程。

一、马尔可夫链及其概率分布的定义

状态和时间参数都是离散的马尔可夫过程称为马尔可夫链,或马氏链。

记为 $\{Xn=X(n), n=0, 1, 2, ...\}$,记链的状态空间为 $E=\{a_0, a_1, a_2, ...\}$, $a_i \in \mathbb{R}$.简记为 $E=\{0, 1, 2, ...\}$ 。 对于马氏链的情况,马尔可夫性通常用分布率表示:

1. 马氏链的定义

定义 若对于任意的正整数m, n和任意的

$$0 \le t_1 < t_2 < \dots < t_r < m, t_i, m, m + n \in T = \{0, 1, 2, \dots\}$$
有
$$P\left\{X_{n+m} = j \mid X_{t_1} = i_1, X_{t_2} = i_2, \dots, X_{t_r} = i_r, X_m = i\right\}$$

$$= P\left\{X_{n+m} = j \mid X_m = i\right\},$$

则称 $\{X_n, n=0, 1, 2, ...\}$ 为马氏链。

$$P_{ij}(m, m+n) \underline{\underline{\Delta}} P\left\{X_{n+m} = j \mid X_m = i\right\}$$

称为马氏链在时刻 m 系统处于状态 i 的条件下,在时刻 m+n 转移到状态 j 的转移概率。

定义 设 $\{X_n, n\geq 0\}$, 其状态空间为E, 若对于任意的正整数n和任意的 i_0, i_1, \dots, i_{n+1} ,

有
$$P\left\{X_{n+1} = i_{n+1} \middle| X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n\right\}$$

= $P\left\{X_{n+1} = i_{n+1} \middle| X_n = i_n\right\}$

则称 $\{X_n, n\geq 0\}$ 为马氏链。

例1. 记从数1, 2, ..., N中任取一数为 X_0 , 当n≥1时,记从数1, 2, ..., X_{n-1} 中任取一数为 X_n , 问 { X_n , n=0, 1, 2, ...} 是马氏链吗?

证: $\{X_n, n=0, 1, 2, ...\}$ 的状态空间 $E=\{i, 1 \le i \le N\}$,对任意的 n 及 $i_0, i_1, ..., i_n, i_{n+1} \in x$, $P\{X_{n+1} = i_{n+1} | X_0 = i_0, X_1 = i_1, ..., X_n = i_n\}$ $= \begin{cases} 0 & i_{n+1} > i_n \\ \frac{1}{i_n} & i_{n+1} \le i_n \end{cases} = P\{X_{n+1} = i_{n+1} | X_n = i_n\}$

可见, $\{X_n, n=0, 1, 2, ...\}$ 是一个马氏链。

$$P_{ij}(m, m+n) \triangle P\{X_{n+m} = j \mid X_m = i\}$$
 (马氏链在时刻 m 系统处于状态 i 的条件下,在时刻 m+n 转移到状态 j 的转移概率。)

2. 转移概率的性质

(1)
$$P_{ij} \ge 0$$
; (2) $\sum_{i=0}^{\infty} P_{ij}(m, m+n) = 1, i = 0, 1, 2, \cdots$

事实上,因为链在m时刻从状态i出发,到m+n时刻必然转移到E中的某一个状态,从而

$$\sum_{j=0}^{\infty} P_{ij}(m, m+n) = \sum_{j=0}^{\infty} P\{X_{m+n} = j \mid X_m = i\}$$

$$= P\{\bigcup_{j} \{X_{m+n} = j\} \mid X_m = i\} = 1.$$

3. 齐次马尔可夫链及一步转移概率

定义 若对任意的i, j, 有

$$P_{ij}(n,n+1) = P_{ij}(m,m+1)$$

即马氏链 $\{X_n, n\geq 0\}$ 的转移概率 P_{ij} (n, n+1) 与n无关,则称转移概率具有平稳性,这时,马尔可夫链称为是齐次的。

$$p_{ij} \underline{\Delta} p_{ij} \left(1 \right) = P \left\{ X_{m+1} = j \mid X_m = i \right\}$$

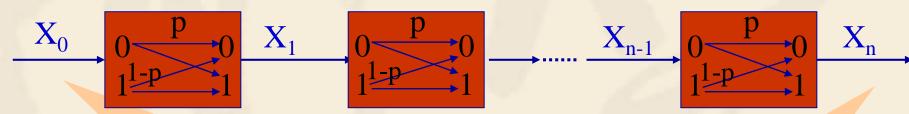
称为齐次马氏链的一步转移概率;

$$P \underline{\underline{\triangle}} P(1) = (p_{ij}(1))$$

$$P(1) = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & \cdots & a_j & \cdots \\ a_1 & p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1j} & \cdots \\ a_2 & p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2j} & \cdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \cdots \\ a_i & p_{i1} & p_{i2} & \cdots & p_{ij} & \cdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \cdots \end{bmatrix}$$

称为齐次马氏链的一步转移概率矩阵。

只传输数字0和1的串联系统(0-1传输系统) 如图:



X_0 是第一级的输入

设一个单位时间传输一级, X_n 是第n级的输出 $(n \ge 1)$

设每一级的传真率为p, 误码率为q=1-p.

分析: $\{X_n, n=0,1,2,\cdots\}$ 是一随机过程,

状态空间 $E = \{0,1\}$,

且当 $X_n = i, i \in E$ 为已知时,

 X_{n+1} 所处的状态分布只与 $X_n = i$ 有关,而与时刻n以前所处的状态无关。

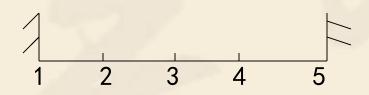
所以它是一个马氏链.

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

与n无关,所以是齐次马氏链。

一步转移概率矩阵
$$P = \begin{bmatrix} p & q \\ 1 & q & p \end{bmatrix}$$

例3(一维随机游动) 设一醉汉Q(或看作一随机游动的 质点), 在如图所示直线的点集E= {1, 2, 3, 4, 5} 上作游动,仅仅在1秒、2秒...等时刻发生游动。游动的 概率规则是:如果Q现在位于点i(1 < i < 5),则下一时刻各 以1/3的概率向左或向右移动一格,或以1/3的概率留在 原处:如果Q现在位于1(或5)这点上,则下一时刻就以 概率1移动到2(或4)点上。1和5这两点称为反射壁。上 面这种游动称为带有两个反射壁的随机游动。



若以 X_n 表示时刻n时Q的位置,不同的位置就是 X_n 的不同状态,那么 $\{X_n, n=0, 1, 2, ...\}$ 是一随机过程,状态空间就是E,而且当 $X_n=i$, $i\in I$ 为已知时, X_{n+1} 所处的状态的概率分布只与 $X_n=i$ 有关,而与Q在时刻n以前如何到达i是完全无关的,所以 $\{X_n, n=0, 1, 2, ...\}$ 是一马氏链。它的一步转移概率为 $\left(\frac{1}{3}, j=i-1, i, i+1, 1 < i < 5\right)$

$$P_{ij} = P\{X_{n+1} = j \mid X_n = i\} = \begin{cases} 3 \\ 1, & i = 1, j = 2 \text{ in } i = 5, j = 4 \\ 0, & |j-i| \ge 2. \end{cases}$$

与n无关,所以是齐次马氏链。一步转移概率矩阵为

如果把1这一点改为吸收壁,即Q一旦到达1,就永远留在点1上。此时,相应链的转移概率矩阵只须把P中第1横行改为(1,0,0,0)。总之,改变游动的概率规则,就可得到不同方式的游动和相应的马氏链。

例4 设 X_n , n=0, 1, 2, ...是独立同分布的随机变量列, 记 X_n 可能取值的全体为 $E=\{i, i \geq 1\}$, 证明 $\{X_n\}$ 为马氏链, 并求其一步转移概率。

解 对任意的n及 $i_0,i_1,\cdots,i_n,i_{n+1}\in E$ $P\{X_{n+1}=i_{n+1}\mid X_0=i_0,\cdots,X_n=i_n\}=P\{X_{n+1}=i_{n+1}\}$ $=P\{X_{n+1}=i_{n+1}\mid X_n=i_n\}$

所以{Xn}为马氏链。

$$i \Box P\{X_n = i\} = q_i, \quad i \in E$$

由于Xn, n=0, 1, 2, ...独立同分布, 因而

$$P\{X_{n+1} = j \mid X_n = i\} = P\{X_{n+1} = j\}$$
 $= q_j = P\{X_{m+1} = j \mid X_m = i\}$ 所以 $\{Xn\}$ 为齐次马氏链。其一步转移概率 $P: p_{ij} = q_j, \quad i, j \in E.$

- 例5 某计算机机房的一台计算机经常出故障,研究者每隔15 分钟观察一次计算机的运行状态,收集了24小时的数据 (共作97次观察),用1表示正常状态,用0表示不正常状态,所得的数据序列如下:
- 设Xn为第n(n=1, 2, ..., 97) 个时段的计算机状态,可以认为它是一个齐次马氏链,状态空间E={0, 1}, 96次状态转移的情况是:
 - 0→0,8次,0→1,18次;
 - 1→0, 18次, 1→1, 52次。

因此,一步转移概率可用频率近似地表示为

$$\begin{split} p_{00} &= P\{X_{n+1} = 0 \mid X_n = 0\} \approx \frac{8}{8+18} = \frac{8}{26}, \\ p_{10} &= P\{X_{n+1} = 0 \mid X_n = 1\} \approx \frac{18}{18+52} = \frac{18}{70}, \\ p_{01} &= P\{X_{n+1} = 1 \mid X_n = 0\} \approx \frac{18}{8+18} = \frac{18}{26}, \\ p_{11} &= P\{X_{n+1} = 1 \mid X_n = 1\} \approx \frac{52}{18+52} = \frac{52}{70}, \end{split}$$

为了进一步讨论马尔可夫链的统计性质,我们需讨论多步转移概率和有限维分布,为此我们先给出几个概念,n步转移概率,初始概率分布,绝对概率分布。

4.n步转移概率及C-K方程

回顾定义 称条件概率 $P_{ij}(m, m+n) \triangle P\{X_{n+m} = j \mid X_m = i\}$ 为马尔可夫链在时刻m处于状态i的条件下,在时刻m+n步转移到状态j的n步转移概率。

定义 若对任意的正整数m, n及任意的 a_i , a_j , 有 $P_{ij}(n,n+1) = P_{ij}(m,m+1)$

即马氏链 $\{X_n, n\geq 0\}$ 的转移概率 P_{ij} (n, n+1) 与n无关,则称转移概率具有平稳性,这时,马尔可夫链称为是齐次的。

定理: 若{Xn}为齐次马氏链,则对任意正整数n,及任意的i, j,有 $P\{X_{m+n}=j \mid X_m=i\}$ 与m无关。 证明: $P\{X_{m+n}=j \mid X_m=i\}$ $= \sum P\{X_{m+1} = j_1, \dots, X_{n+m-1} = j_{n-1}, X_{n+m} = j \mid X_m = i\}$ j_1, j_2, \dots, j_{n-1} $\overrightarrow{m}P\{X_{m+1}=j_1,\cdots,X_{n+m-1}=j_{n-1},X_{n+m}=j\mid X_m=i\}$ $= P\{X_m = i, X_{m+1} = j_1, \dots, X_{n+m-1} = j_{n-1}, X_{n+m} = j\}$ $P\left\{X_{m}=i\right\}$ $= \frac{P\{X_m = i\} p_{ij_1} \cdot p_{j_1 j_2} \cdots p_{j_{n-1} j}}{P\{X_m = i\}} = p_{ij_1} \cdot p_{j_1 j_2} \cdots p_{j_{n-1} j}$ 所以 $P\{X_{m+n}=j \mid X_m=i\}$ 与m无关。

因此, 马氏链的齐次性可写为

$$P\left\{X_{m_1+n}=j \mid X_{m_1}=i\right\}=P\left\{X_{m_2+n}=j \mid X_{m_2}=i\right\}$$

定义 称条件概率

$$P_{ij}(n) \triangleq P\left\{X_{m+n} = j \mid X_m = i\right\},$$

$$\left(i, j \in E, m \ge 0, n \ge 1\right)$$

为齐次马氏链 $\{Xn,n\geq 0\}$ 的n步转移概率,并称由 $p_{ij}(n)$ 组成的矩阵

$$P(n) = (p_{ij}(n)) = \begin{bmatrix} p_{11}(n) & p_{12}(n) & \cdots & p_{1j}(n) & \cdots \\ p_{21}(n) & p_{22}(n) & \cdots & p_{2j}(n) & \cdots \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \cdots \\ p_{i1}(n) & p_{i2}(n) & \cdots & p_{ij}(n) & \cdots \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \cdots \end{bmatrix}$$

为齐次马尔可夫链的n步转移概率矩阵。

其中
$$p_{ij}(n) \ge 0, \sum_{a_i \in x} p_{ij}(n) = 1.$$

定理 设{Xn, n=0, 1, ...} 为齐次马氏链,则对于任意的正整数k, m,有 $P_{ij}(m+k) = \sum P_{ir}(m)P_{rj}(k)$ 此方程称为Chapman-kolmogorov(切普曼一柯尔莫哥洛夫)方程,简称C-K方程.

注释:如果把转移概率写成矩阵的形式,那么C-K方程 具有以下简单的形式

$$P(m+k)=P(m)P(k)$$
 m, $k \ge 0$

特别地, P(n)=Pⁿ, n步转移概率由一步转移概率完全 决定。

$$\dot{\mathbf{I}} \dot{\mathbf{E}} : \qquad P_{ij}(m+k) = P\{X_{n+m+k} = j \mid X_n = i\} \\
= \sum_{i} P\{X_{n+m} = r, X_{n+m+k} = j \mid X_n = i\}$$

既:"从 $X_n = i$ 出发,经时刻m转移到中间状态r,再从 r经k时段转移到 j 状态"这样一些事件的和事件。

$$= \sum_{r} \frac{P\{X_{n} = i, X_{n+m} = r, X_{n+m+k} = j\}}{P\{X_{n} = i\}}$$

$$= \sum_{r} \frac{P\{X_{n} = i\} p_{ir}(m) p_{rj}(k)}{P\{X_{n} = i\}}$$

$$= \sum_{r} p_{ir}(m) p_{rj}(k)$$

例6 求带有两个反射壁的一维随机游动的两步转移概率矩阵。

解:
$$P(2) = P^2 = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 & 0 \\ 1/9 & 5/9 & 2/9 & 1/9 & 0 \\ 1/9 & 2/9 & 3/9 & 2/9 & 1/9 \\ 0 & 1/9 & 2/9 & 5/9 & 1/9 \\ 0 & 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix}$$

例7 在n级0-1传输系统中,设*p*=0.9,求系统二级传输后的传真率与三级传输后的误码率.

解 先求出n步转移概率矩阵P(n)=Pn。

$$P = \begin{bmatrix} p & q \\ q & p \end{bmatrix}$$
 有相异特征值 λ_1 =1, λ_2 = p - q ,由线性代数知识,可将矩阵P表示为对角阵 $\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 \\ 0 & \lambda_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & p - q \end{pmatrix}$ 的相似矩阵。

具体做法是: 求出 λ_1 , λ_2 对应的特征向量

$$e_1 = {1/\sqrt{2} \choose 1/\sqrt{2}}, e_1 = {1/\sqrt{2} \choose 1/\sqrt{2}}$$

$$\Rightarrow H = (e_1, e_2) = \begin{pmatrix} 1/\sqrt{2} & -1/\sqrt{2} \\ 1/\sqrt{2} & 1/\sqrt{2} \end{pmatrix}$$

则P=HΛH⁻¹。于是,容易算得

$$P^{n} = H\Lambda^{n}H^{-1} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{1}{2} + \frac{1}{2}(p-q)^{n} & \frac{1}{2} - \frac{1}{2}(p-q)^{n} \\ \frac{1}{2} - \frac{1}{2}(p-q)^{n} & \frac{1}{2} + \frac{1}{2}(p-q)^{n} \end{pmatrix}$$

由上式可知,当p=0.9时,系统经二级传输后的传真率与三级传输后的误码率分别为

$$P_{11}(2) = P_{00}(2) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2}(0.9 - 0.1)^2 = 0.820$$

$$P_{10}(3) = P_{01}(3) = \frac{1}{2} - \frac{1}{2}(0.9 - 0.1)^3 = 0.244$$

对于只有两个状态的马氏链, 一步转移概率矩阵一

般可表示为:
$$P = \begin{bmatrix} 1-a & a \\ b & 1-b \end{bmatrix}, 0 < a, b < 1$$

利用类似的方法,可得n步转移概率矩阵为

$$P(n) = P^{n} = 0 \begin{pmatrix} p_{00}(n) & p_{01}(n) \\ p_{10}(n) & p_{11}(n) \end{pmatrix}$$

$$= \frac{1}{a+b} \begin{pmatrix} b & a \\ b & a \end{pmatrix} + \frac{(1-a-b)^{n}}{a+b} \begin{pmatrix} a & -a \\ -b & b \end{pmatrix} \qquad n=1,2,....$$

5、有限维分布

1. 有限维分布

设马氏链{Xn, n≥0}, 状态空间E, n步转移概率矩阵P(n).

(1)一维分布

 $称X_0$ 的分布 $p_j(0)$ \square $P\{X_0 = j\}, j = 0, 1, 2, \cdots$

为 {X_n, n=0, 1, ...} 的初始分布.

称 X_n 的分布 $p_j(n)$ \square $P{X_n = j}, j = 0, 1, 2, \cdots$

为 {X_n, n=0, 1, ...} 的绝对分布。

显然有
$$\sum_{j=0}^{\infty} p_j(n) = 1$$
.

由全概公式有:

$$P\{X_n = j\} = \sum_{i=0}^{\infty} P\{X_n = j \mid X_0 = i\} P\{X_0 = i\},$$

$$p_j(n) = \sum_{i=0}^{\infty} p_i(0) p_{ij}(n), j = 1, 2, \dots$$

若将一维分布用行向量表示

$$\mathbf{p}(n) = (p_0(n), p_1(n), \dots, p_j(n), \dots),$$

利用矩阵的乘法: p(n) = p(0) P(n)

说明马氏链在任一时刻n的一维分布由初始分布与n步 转移概率矩阵确定。 例1: 设{Xn, n≥0} 是具有三个状态0, 1, 2的齐次马氏链, 一步转移概率矩阵为 0 1 2

链,一步转移概率矩阵为 0 1 2
$$P = \begin{bmatrix} 0 & 3/4 & 1/4 & 0 \\ 1 & 1/4 & 1/2 & 1/4 \\ 2 & 0 & 3/4 & 1/4 \end{bmatrix}$$

初始分布 p_i (0)=P{ $X_0=i$ }=1/3, i=0, 1, 2. 试求 (1) P{ $X_0=0$, $X_2=1$ }; (2) P{ $X_2=1$ }.

解: 先求出二步转移概率矩阵

$$P(2) = P^{2} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 2 \\ 5/8 & 5/16 & 1/16 \\ 1 & 5/16 & 1/2 & 3/16 \\ 2 & 3/16 & 9/16 & 1/4 \end{bmatrix}$$

于是

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

= $p_0(0) p_{01}(2)$
= $\frac{1}{3} \cdot \frac{5}{16}$

(2)
$$P\{X_2=1\} = p_0(0)p_{01}(2) + p_1(0)p_{11}(2) + p_2(0)p_{21}(2)$$

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

(2) r维分布

对任意r个时刻 $0 \le n_1 \le n_2 \le \dots \le n_r$,马氏链的r维分布

$$\begin{split} P \Big\{ X_{n_1} &= i_1, X_{n_2} = i_2, \cdots, X_{n_r} = i_r \Big\} \\ &= P \Big\{ X_{n_1} &= i_1 \Big\} \cdot P \Big\{ X_{n_2} = i_2 \mid X_{n_1} = i_1 \Big\} \square \cdots \square \\ P \Big\{ X_{n_r} &= i_r \mid X_{n_1} = i_1, X_{n_2} = i_2, \cdots, X_{n_{r-1}} = i_{r-1} \Big\} \\ &= P \Big\{ X_{n_1} &= i_1 \Big\} \cdot P \Big\{ X_{n_2} &= i_2 \mid X_{n_1} = i_1 \Big\} \square \cdots \square P \Big\{ X_{n_r} &= i_r \mid X_{n_{r-1}} = i_{r-1} \Big\} \\ &= p_{i_1}(n_1) \cdot p_{i_1 i_2}(n_2 - n_1) \cdots p_{i_{r-1} i_r}(n_r - n_{r-1}) \end{split}$$

所以,马氏链的有限维分布完全由初始分布和转移 概率确定。 例2:在n级0-1传输系统中,设初始分布

 $p_1(0) = P\{X_0 = 1\} = \alpha, p_0(0) = P\{X_0 = 0\} = 1 - \alpha, 又已知系统经n 级传输后输出为1,问原发字符也是1的概率是多少?$

解:根据贝叶斯公式,当已知系统经n级传输后输出为1,原发字符也是1的概率为

$$P\{X_0 = 1 \mid X_n = 1\} = \frac{P\{X_0 = 1\} P\{X_n = 1 \mid X_0 = 1\}}{P\{X_n = 1\}}$$

$$= \frac{p_1(0)p_{11}(n)}{p_0(0)p_{01}(n) + p_1(0)p_{11}(n)} = \frac{\alpha + \alpha(p-q)^n}{1 + (2\alpha - 1)(p-q)^n}$$

解:根据贝叶斯公式,当已知系统经n级传输后输出为1,原发字符也是1的概率为

$$P\{X_{0} = 1 \mid X_{n} = 1\} = \frac{P\{X_{0} = 1\} P\{X_{n} = 1 \mid X_{0} = 1\}}{P\{X_{n} = 1\}}$$

$$= \frac{p_{1}(0)p_{11}(n)}{p_{0}(0)p_{01}(n) + p_{1}(0)p_{11}(n)} = \frac{\alpha + \alpha(p - q)^{n}}{1 + (2\alpha - 1)(p - q)^{n}}$$

$$0 \qquad 1$$

$$P = \begin{bmatrix} p & q \\ q & p \end{bmatrix} \quad P^{n} = 0 \quad \begin{cases} \frac{1}{2} + \frac{1}{2}(p - q)^{n} & \frac{1}{2} - \frac{1}{2}(p - q)^{n} \\ \frac{1}{2} - \frac{1}{2}(p - q)^{n} & \frac{1}{2} + \frac{1}{2}(p - q)^{n} \end{cases}$$

6遍历性

对于一般的两个状态的马氏链,有

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

当0< a, b < 1时, P_{ij} (n)有极限

$$\lim_{n\to\infty} P_{00}(n) = \lim_{n\to\infty} P_{10}(n) = \frac{b}{a+b} \stackrel{\Delta}{=} \pi_0$$

$$\lim_{n\to\infty} P_{01}(n) = \lim_{n\to\infty} P_{11}(n) = \frac{a}{a+b} \stackrel{\Delta}{=} \pi_1, \, \pi_0 + \pi_1 = 1$$

当n>>1时就可得到n步转移概率的近似值: $p_{ij}(n) \approx \pi_j$

定义 设马尔可夫链的状态空间为 χ ,如果对于所有的 $a_i, a_j \in \chi$,转移概率 $p_{ij}(n)$,当 $n \to \infty$ 时,存在不依赖于i 的极限 $\lim_{n \to \infty} p_{ij}(n) = \pi_j$

则称此<mark>链具有遍历性,</mark>又若 $\sum_{j} \pi_{j} = 1$,称 $\pi = (\pi_{1}, \pi_{2}, ...)$ 为链的极限分布。

马氏链的遍历性表明:

不论从哪一个状态i出发,当转移的步数n充分大时,转移到状态j的概率都接近于正常数 $\pi(i)$.

遍历性的定理

定理 设齐次马氏链 { $X_n, n \ge 0$ } 的状态空间为 $\chi = \{a_1, a_2, \cdots, a_n\}$, P是它的一步转移概率矩阵,如果存在正整数m,使对任意的 $a_i, a_i \in \chi$,都有

 $P_{ij}(m) > 0, i, j = 1, 2, ..., N$

则此链具有遍历性,且有极限分布 $\pi=(\pi_1, \pi_2, ..., \pi_N)$,它

是方程组

$$\pi = \pi P \ \text{id} \ \pi_j = \sum_{i=1}^N \pi_i p_{ij} \qquad j = 1, 2, ..., N$$

的满足条件 $\pi_j > 0$, $\sum_{j=1}^N \pi_j = 1$ 的唯一解。

注1: 定理表明不论从链中哪一状态i出发,都能以正概率经有限次转移到达链中预先指定的其他任一状态。

注2: 定理给出了求极限分布π(j)的方法。

例1: 试说明带有两个反射壁的随机游动是遍历的

解:为简便,以符号"×"代表转移概率矩阵的正元素。于是,由一步转移概率矩阵P,得

$$P(2) = P^{2} = \begin{pmatrix} 0 & \times & 0 & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & 0 & 0 \\ 0 & \times & \times & \times & 0 \\ 0 & 0 & \times & \times & \times \\ 0 & 0 & 0 & \times & 0 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 0 & \times & 0 & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & 0 & 0 \\ 0 & \times & \times & \times & \times \\ 0 & 0 & \times & \times & \times \\ 0 & 0 & 0 & \times & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \times & \times & \times & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & \times & \times \\ 0 & \times & \times & \times & \times \\ 0 & 0 &$$

定义 设(P_{ij})是马氏链 { $X_{n, n \geq 0}$ } 的转移概率矩阵, 如果非负数列 $\{\pi_i\}$ 满足

$$\sum_{j=0}^{\infty} \pi_{j} = 1, \quad \pi_{j} = \sum_{i=0}^{\infty} \pi_{i} p_{ij} \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

则称 $\{\pi_j\}$ 是 $\{X_n, n\geq 0\}$ 的平稳分布。

在定理的条件下, 马氏链的极限分布又是平稳分布。

平稳分布的意义:若用 π 作为链的初始分布,即p(0)= π ,则链在任一时刻n的分布p(n)永远与 π 一致.因为

$$p(n) = p(0)P(n) = \pi P^{n} = \pi P^{n-1} = \cdots = \pi P = \pi$$

例1: 求 带有两个反射壁的随机游动极限分布。

解:为简便,以符号 "×"代表转移概率矩阵的正元素。于是,由一步转移概率矩阵P,得

$$P(2) = P^{2} = \begin{pmatrix} 0 & \times & 0 & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & 0 & 0 \\ 0 & \times & \times & \times & 0 \\ 0 & 0 & \times & \times & \times \\ 0 & 0 & 0 & \times & 0 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 0 & \times & 0 & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & 0 & 0 \\ 0 & \times & \times & \times & \times \\ 0 & 0 & \times & \times & \times \\ 0 & 0 & 0 & \times & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \times & \times & \times & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & \times & \times \\ 0 & \times & \times & \times & \times \\ 0 & 0 & \times & \times \\ 0 & 0 & \times & \times & \times \\ 0 & 0 & \times \\ 0 & 0 & \times \\ 0 & 0 &$$

例1: 求 带有两个反射壁的随机游动 的极限分布。

解: 极限分布π满足的方程组

$$\begin{cases} \pi_2 / 3 = \pi_1 \\ \pi_1 + \pi_2 / 3 + \pi_3 / 3 = \pi_2 \\ \pi_2 / 3 + \pi_3 / 3 + \pi_4 / 3 = \pi_3 \\ \pi_3 / 3 + \pi_4 / 3 + \pi_5 = \pi_4 \\ \pi_4 / 3 = \pi_5 \\ \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 + \pi_5 = 1 \end{cases}$$

先由前四个方程,解得 $3\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 3\pi_5$. 将它们代入归一条件,即最后一个方程,解之得唯一解: $\pi_1 = \pi_5 = 1/11$, $\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 3/11$

所以极限分布为 π =(1/11, 3/11, 3/11, 3/11, 1/11).

例2 设一马氏链的一步转移概率矩阵为

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

试讨论它的遍历性。

解: 先算得

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

$$P(3) = P^3 = P$$

进一步可验证: 当n为奇数时, P(n)=P(1)=P; n为偶数时, P(n)=P(2)。 s表明对任一固定的 j(=1, 2, 3, 4), 极限 $\lim_{n\to\infty} p_{ij}(n)$

都不存在。按定义,此链不具遍历性。

例: 设马氏链 $\{X_n, n \ge 0\}$ 的状态空间I= $\{1, 2, 3\}$ 。 其一步转移概率矩阵为

$$P_{1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & \frac{2}{3} & 0\\ \frac{1}{3} & 0 & \frac{2}{3}\\ 0 & \frac{1}{3} & \frac{2}{3} \end{bmatrix}$$

证明此链具有遍历性,并求出平稳分布。

解:

$$P_{2} = (P_{1})^{2} = \begin{bmatrix} \frac{1}{3} & \frac{2}{9} & \frac{4}{9} \\ \frac{1}{9} & \frac{4}{9} & \frac{4}{9} \\ \frac{1}{9} & \frac{2}{9} & \frac{2}{3} \end{bmatrix}$$

所以,当**m=2**时,对于一切**i**, **j**, $p_{ij}^{(2)} > 0$,因此该马氏链具有遍历性。

由遍历性定理得,

$$\pi(1) = \frac{1}{3}\pi(1) + \frac{1}{3}\pi(2)$$

$$\pi(2) = \frac{2}{3}\pi(1) + \frac{1}{3}\pi(3)$$

$$\pi(3) = \frac{2}{3}\pi(2) + \frac{2}{3}\pi(3)$$

$$\pi(1) + \pi(2) + \pi(3) = 1$$

解得,
$$\pi(1) = \frac{1}{7}$$
, $\pi(2) = \frac{2}{7}$, $\pi(3) = \frac{4}{7}$