

## 2025 春《实用随机过程》期末考试卷

一、(12 分) 设离散时间 Markov 链  $\{X_n, n = 0, 1, 2, \dots\}$  的状态空间为  $\{1, 2, 3, 4\}$ , 且转移概率矩阵为

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.2 & 0.3 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0.6 & 0.4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

(1) 指出该 Markov 链有几个类, 并写出每个类所包含的状态。

(2) 记  $T = \min\{n \geq 0 : X_n = 1 \text{ 或 } 4\}$ , 试求  $\mathbb{E}[T|X_0 = 2]$ 。

解: (1) 一共有三个类, 分别为  $\{1\}; \{2, 3\}; \{4\}$  (状态 1 和 4 都是吸收态)

(2) 注意从状态 2 开始不可能到达状态 4,  $T = \min\{n \geq 0 : X_n = 1\}$ , 记

$$\mathbb{E}[T|X_0 = 2] = T_2 \quad \mathbb{E}[T|X_0 = 1] = T_1 \quad \mathbb{E}[T|X_0 = 0] = T_0 = 0$$

对从初始状态 2 的第一次转移取条件 (注意至少要转移一次才能到达状态 1):

$$T_2 = 1 + 0.3T_2 + 0.5T_3$$

$$T_3 = 1 + 0.6T_2 + 0.4T_3$$

有

$$T_2 = \frac{55}{6} \quad T_3 = \frac{65}{6}$$

$$\text{即 } \mathbb{E}[T|X_0 = 2] = \frac{55}{6}$$

二、(30 分) 设有一个质点在如原所示的二叉树上 (共  $m = 3$  层) 作随机游走。它从顶点 0 出发, 每隔单位时间等概率沿边转移到某个邻点上。以  $X_n$  表示该质点所在顶点的编号, 则  $\{X_n, n \geq 0\}$  为一 Markov 链。

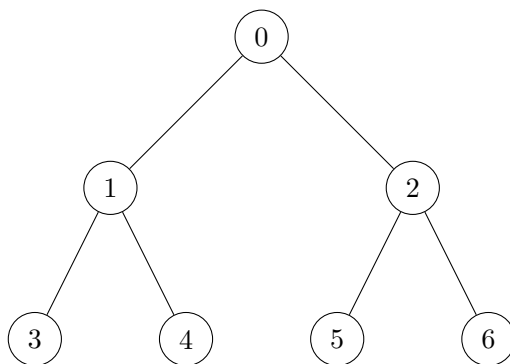
(1) 试写出该 Markov 链的一步转移概率矩阵  $\mathbf{P}_3$ 。

(2) 对任意顶点  $i$  ( $0 \leq i \leq 6$ ), 讨论其周期性和常返性。

(3) 对任意顶点  $i$  ( $0 \leq i \leq 6$ ), 求质点从  $i$  出发后首次返回  $i$  所需平均步数  $\mu_i$ 。

(4) 在稳态条件下, 该 Markov 链是否时间可逆? 需说明理由。

(5) 对一般的  $m$  ( $m \geq 1$ ), 试求该 Markov 链的平稳分布 (可不写计算过程)。



解：(1) 一步转移概率矩阵为

$$P_3 = \begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & 0 & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

(2) 所有状态互通，对于每个状态至少需要两步回到自身，则所有的状态的周期为 2

又 Markov 链是不可约有限状态的，则所有状态都是正常返的

(3) 利用有限加权边图上的随机游走的结论，对存在的每条边赋权重  $w_{ij} = 1$ ，就满足上述转移概率矩阵，且有

$$\sum_{i,j} w_{ij} = 12$$

上式是因为每条边（共 6 条）要计数两遍（这样比单独计数每个状态的边之后再相加来的方便）

$$\pi_i = \frac{\sum_j w_{ij}}{\sum_{i,j} w_{ij}}$$

$$\pi_i = \begin{cases} \frac{1}{6} & i = 0 \\ \frac{1}{4} & i = 1, 2 \\ \frac{1}{12} & i = 3, 4, 5, 6 \end{cases}$$

$$\mu_i = \frac{1}{\pi_i} = \begin{cases} 6 & i = 0 \\ 4 & i = 1, 2 \\ 12 & i = 3, 4, 5, 6 \end{cases}$$

(4) 当然可逆，这是有限加权边图上的随机游走的结论之一

可以代入平稳方程一一验证：

$$\pi_i = \sum_j \pi_j P_{ji}$$

(5) 类似 (3), 仍然对存在的边赋权重  $w_{ij} = 1$

$$\sum_{i,j} w_{ij} = 2(2 + \cdots + 2^{m-1}) = 2^{m+1} - 4$$

第一层的点连接 2 个边, 最后一层的点连接 1 个边, 其余的点连接 3 个边, 则

$$\pi_i = \begin{cases} \frac{1}{2^m - 2} & i = 0 \\ \frac{1}{2^{m+1} - 4} & i \text{ 在第 } m \text{ 层} \\ \frac{3}{2^{m+1} - 4} & \text{其他} \end{cases}$$

三、(16 分) 设连续时间 Markov 链  $\{X(t), t \geq 0\}$  的状态空间为  $\{1, 2, 3\}$ , 且其  $Q$  矩阵为

$$Q = \begin{pmatrix} -2 & 1 & 1 \\ 0 & -3 & 3 \\ 2 & 0 & -2 \end{pmatrix}$$

(1) 求对应嵌入链的转移概率矩阵。

(2) 当  $t \rightarrow \infty$  时, 求  $X(t)$  的极限分布。

解: (1)  $Q$  矩阵指的是对角元为  $-v_i$ , 非对角元为  $q_{ij}$  的矩阵

嵌入链的转移概率矩阵为:

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

(2) 设连续链的极限概率  $P_i$ , 有方程 (总离开速率等于总进入速率):

$$2P_1 = 2P_3$$

$$3P_2 = P_1$$

$$2P_3 = P_1 + 3P_2$$

$$P_1 + P_2 + P_3 = 1$$

有

$$P_1 = P_3 = \frac{3}{7} \quad P_2 = \frac{1}{7}$$

也就是

$$P(\lim_{t \rightarrow \infty} X(t) = 1) = P(\lim_{t \rightarrow \infty} X(t) = 3) = \frac{3}{7} \quad P(\lim_{t \rightarrow \infty} X(t) = 2) = \frac{1}{7}$$

四、(10 分) 设  $\{X(t), t \geq 0\}$  为一个线性生灭过程, 且生长率和死亡率分别为  $\lambda_n = n\lambda$  和  $\mu_n = n\mu, n \geq 0$ , 其中  $\lambda, \mu > 0$  为给定常数。如果初始状态  $X(0) = 1$ , 试求灭绝概率  $q = \lim_{t \rightarrow \infty} P(X(t) = 0 | X(0) = 1)$ 。

解:

考虑分支过程, 但要注意分支过程是 Markov 链而非连续链, 设此连续链的嵌入链为  $\{Y(t), t \geq 0\}$ , 有转移概率:

$$P_{i,i+1} = \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \quad P_{i,i-1} = \frac{\mu}{\lambda + \mu}$$

同时

从一个个体开始的连续链最终灭绝  $\iff$  从一个个体开始的嵌入链最终灭绝

因此只要求嵌入链的灭绝概率即可; 注意分支过程的定义为第  $t-1$  代的每个父代独立产生的第  $t$  代子代的总数量 (相当于父代产生子代之后死亡), 而本题父代在产生子代之后还存活, 把本题存活的父代看成他自己产生的子代, 同时认为父代产生子代之后死亡, 记一个父代产生  $i$  个子代的概率为  $P_i$ , 同时定义:

$$\{\tilde{Y}(t) : \tilde{Y}(0) = 1 \quad \tilde{Y}(t) = Y\left(\sum_{i=0}^{t-1} \tilde{Y}(i)\right) \quad t \geq 0\}$$

则  $\{\tilde{Y}(t)\}$  为分支过程 (相当于分支过程的父代为  $Y(t) = n$  时, 我们认为下一代为  $Y(t+n)$ ) 且有:

$$q = \lim_{t \rightarrow \infty} P(Y(t) = 0 | Y(0) = 1) = \lim_{t \rightarrow \infty} P(\tilde{Y}(t) = 0 | \tilde{Y}(0) = 1)$$

$$P_0 = \frac{\mu}{\lambda + \mu} \quad P_2 = \frac{\lambda}{\lambda + \mu}$$

利用分支过程定理有:

$$q = P_0 + P_2 q^2$$

注意  $q$  是满足上面方程的最小解:

$$q = \begin{cases} \frac{\mu}{\lambda} & \frac{\mu}{\lambda} < 1 \\ 1 & \frac{\mu}{\lambda} \geq 1 \end{cases}$$

另解:

记  $q_2 = \lim_{t \rightarrow \infty} P(X(t) = 0 | X(0) = 2)$ , 对第一次转移取条件

$$q = \frac{\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\lambda}{\lambda + \mu} q_2$$

而从状态 2 开始的嵌入链如果想灭绝的话, 必须先到达 1, 再从 1 到达 0; 在到达 1 之前可以视 1 为一个“暂时的”吸收壁, 那么可以看到这时从 2 开始的嵌入链 (带有吸收壁 1) 和从 1 开始的嵌入链具有相同的性质 (它们的转移概率矩阵一样), 所以从 2 “灭绝到” 1 的概率也是  $q$ , 当到达状态 1 之后我们认为这个吸收壁被取消了, 此时从状态 1 到达状态 0 的概率就是  $q$ , 即  $q_2 = q^2$ , 得到相同的方程 (写到这里也不难发现这其实就是分支过程的方程了)

五、(14 分) 设  $\{B(t), t \geq 0\}$  为标准 Brown 运动。

(1) 试求随机变量  $X = B(1) + B(2) + B(3)$  的分布。

(2) 在给定  $B(2) = 1$  的条件下, 试求  $B(1)$  和  $B(3) + B(4)$  的联合分布。

解: (1) 利用独立增量性和平稳增量性:

$$X = 3B(1) + 2(B(2) - B(1)) + (B(3) - B(2))$$

$$B(1), B(2) - B(1), B(3) - B(2) \sim N(0, 1) \quad \text{且相互独立}$$

则

$$X \sim N(0, 14)$$

(2)

$$B(1)|B(2) = 1 \sim N\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right)$$

另一方面  $B(3) + B(4) = 2B(3) + (B(4) - B(3))$ , 又

$$B(3)|B(2) = 1 \sim B(2) + (B(3) - B(2))|B(2) = 1 \sim 1 + N(0, 1) \sim N(1, 1)$$

$$B(4) - B(3)|B(2) = 1 \sim B(4) - B(3) \sim N(0, 1)$$

则

$$B(3) + B(4)|B(2) = 1 \sim N(2, 5)$$

注意 Brown 运动是 Guass 过程以及独立增量性 ( $B(1)|B(2) = 1$  与  $B(3) + B(4)|B(2) = 1$  独立),  $(B(1), B(3) + B(4))|B(2) = 1$  是二元正态分布

$$(B(1), B(3) + B(4))|B(2) = 1 \sim N\left(\left(\frac{1}{2}, 2\right), \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & 5 \end{pmatrix}\right)$$

**RK:**

给定  $B(t_1) = A, B(t_2) = B$  的条件下, 对  $t_1 < s < t_2, B(s)$  的条件分布为  $N\left(A + \frac{(B-A)(s-t_1)}{t_2-t_1}, \frac{(s-t_1)(t_2-s)}{t_2-t_1}\right)$

六、(18 分) 考虑一质点在直线上从正整数  $a$  出发的简单对称随机游走, 其中 0 和  $K (K > a)$  为两个吸收态。设  $S_n$  表示时刻  $n$  该质点的位置,  $S_0 = a$ , 而  $T = \min\{n : S_n = 0 \text{ 或 } K\}$ , 记

$$M_n = \sum_{k=0}^n S_k - \frac{1}{3} S_n^3$$

(1) 证明  $\{M_n, n \geq 0\}$  为鞅。

(2) 试利用停时定理来求解  $\mathbb{E}[\sum_{k=0}^T S_k]$ 。

解: (1) 利用  $\mathbb{E}[X|U] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|U, V]|U]$ , 并注意  $S_1, \dots, S_n$  实际上包含了  $M_1, \dots, M_n$  的所有信息

$$\mathbb{E}[M_{n+1}|M_1, \dots, M_n] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[M_{n+1}|S_1, \dots, S_n]|M_1, \dots, M_n]$$

其中

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[M_{n+1}|S_1, \dots, S_n] &= \mathbb{E}\left[\sum_{k=0}^n S_k + S_{n+1} - \frac{1}{3}(S_n + X_{n+1}) | S_1, \dots, S_n\right] \\
 &= \mathbb{E}\left[\sum_{k=0}^n S_k + S_n + X_{n+1} - \frac{1}{3}(S_n + X_{n+1}) | S_1, \dots, S_n\right] \\
 &\stackrel{X_{n+1} \text{ 与 } S_1, \dots, S_n \text{ 独立}}{=} \sum_{k=0}^n S_k + S_n + \mathbb{E}[X_{n+1}] - \frac{1}{3}S_n^3 - \frac{1}{3}\mathbb{E}[X_{n+1}^3] - S_n^2\mathbb{E}[X_{n+1}] - \mathbb{E}[X_{n+1}^2]S_n \\
 &= \sum_{k=0}^n S_k - \frac{1}{3}S_n^3 \\
 &= M_n
 \end{aligned}$$

这就说明了

$$\mathbb{E}[M_{n+1}|M_1, \dots, M_n] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[M_{n+1}|S_1, \dots, S_n]|M_1, \dots, M_n] = \mathbb{E}[M_n|M_1, \dots, M_n] = M_n$$

另外

$$\mathbb{E}[|M_n|] \leq \mathbb{E}\left[\sum_{k=0}^n S_k\right] + \frac{1}{3}\mathbb{E}[S_n^3] < \infty$$

即  $\{M_n, n \geq 0\}$  为鞅

(2) 先验证一下鞅停止定理的条件

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[|M_{n+1} - M_n| | M_1, \dots, M_n] &= \mathbb{E}\left[|S_{n+1} - \frac{1}{3}(S_{n+1}^3 - S_n^3)| | M_1, \dots, M_n\right] \\
 &= \mathbb{E}\left[|S_{n+1} - \frac{1}{3}(X_{n+1}^3 + 3S_n^2X_{n+1} + 3S_nX_{n+1}^2)| | M_1, \dots, M_n\right] \\
 &\stackrel{\text{三角不等式}}{<} M
 \end{aligned}$$

则

$$\mathbb{E}[M_T] = \mathbb{E}\left[\sum_{k=0}^T S_k - \frac{1}{3}S_T^3\right] = \mathbb{E}[M_0] = a - \frac{1}{3}a^3$$

由赌徒破产模型（开始财富为  $a$ ，公平赌模型下，财富先到达  $K$  而不是 0 的概率）：

$$P(S_T = K) = \frac{a}{K}$$

$$\mathbb{E}[S_T^3] = P(S_T = K)K^3 = aK^2$$

最后

$$\mathbb{E}\left[\sum_{k=0}^T S_k\right] = \frac{1}{3}aK^2 + a - \frac{1}{3}a^3$$

七、(附加题, 10 分) 证明标准 Brown 运动  $\{B(t), t \geq 0\}$  在任一区间  $[0, t]$  上的二次变差为  $t$ , 即对区间  $[0, t]$  上的任意分割  $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n < t_{n+1} = t$ , 当  $n \rightarrow \infty$  时, 若最大间隔

$\max_{0 \leq i \leq n} (t_{i+1} - t_i) \rightarrow 0$ , 则有  $Q_n = \sum_{k=0}^n [B(t_{k+1}) - B(t_k)]^2$  依概率收敛到  $t$ 。

解：证明依概率收敛  $P(|Q_n - t| \geq \epsilon) \rightarrow 0$  考虑 Markov 不等式或者 Chebyshev 不等式

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[Q_n] &= \mathbb{E} \left[ \sum_{k=0}^n [B(t_{k+1}) - B(t_k)]^2 \right] \\ &= \sum_{k=0}^n \mathbb{E} [ [B(t_{k+1}) - B(t_k)]^2 ]\end{aligned}$$

另外

$$B(t_{k+1}) - B(t_k) \sim N(0, t_{k+1} - t_k) \quad \mathbb{E} [ [B(t_{k+1}) - B(t_k)]^2 ] = t_{k+1} - t_k$$

则

$$\mathbb{E}[Q_n] = \sum_{k=0}^n \mathbb{E} [ [B(t_{k+1}) - B(t_k)]^2 ] = t$$

由独立增量性：

$$\begin{aligned}\text{Var}(Q_n) &= \text{Var} \left( \sum_{k=0}^n [B(t_{k+1}) - B(t_k)]^2 \right) \\ &= \sum_{k=0}^n \text{Var} ([B(t_{k+1}) - B(t_k)]^2)\end{aligned}$$

记  $N_k = B(t_{k+1}) - B(t_k) \sim N(0, t_{k+1} - t_k)$

$$\begin{aligned}\text{Var}(N_k) &= \mathbb{E}[N_k^4] - (\mathbb{E}[N_k^2])^2 \\ &= 3(t_{k+1} - t_k)^2 - (t_{k+1} - t_k)^2 \\ &= 2(t_{k+1} - t_k)^2\end{aligned}$$

利用 Chebyshev 不等式

$$\begin{aligned}P(|Q_n - t| \geq \epsilon) &\leq \frac{\text{Var}(Q_n)}{\epsilon^2} \\ &\leq \frac{2 \sum_{k=0}^n (t_{k+1} - t_k)^2}{\epsilon^2} \\ &\leq \frac{2 (\sum_{k=0}^n (t_{k+1} - t_k)) \max\{t_{k+1} - t_k\}}{\epsilon^2} \\ &\leq \frac{2t \max\{t_{k+1} - t_k\}}{\epsilon^2} \\ &\rightarrow 0\end{aligned}$$

这就说明了依概率收敛

**RK:**

对正态分布的高阶矩有

$$X \sim N(0, 1)$$

$$\forall k = 2m > 0 \quad \mathbb{E}[X^k] = (2m - 1)!!$$

也可以通过  $N(\mu, \sigma^2)$  的矩母函数

$$M(t) = e^{\mu t + \frac{1}{2} \sigma^2 t^2}$$

或者特征函数

$$\phi(t) = e^{i\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}$$

来获得高阶矩的信息