

### 第三次作业 连续时间的 Markov 链

**题目 1. P332 1.** 一个有机体的总体由雄性和雌性成员组成. 在一个小的群体中, 某个特定的雄性可能与一个特定的雌性以概率  $\lambda h + o(h)$  在任意长度为  $h$  的时间区间里交配. 每次交配立即等可能产生一个雄性或雌性后代. 以  $N_1(t)$  和  $N_2(t)$  分别记在时刻  $t$  总体中的雄性和雌性的个数. 推导连续时间的 Markov 链  $\{N_1(t), N_2(t)\}$  的参数, 即 6.2 节中的参数  $v_i, P_{ij}$ .

**解答.** 状态  $i = (n_1, n_2)$ , 其中  $n_1, n_2$  分别为雄性和雌性的个数, 且  $n_1 \geq 0, n_2 \geq 0$ .

离开状态  $i$  的速率为每次的交配速率和总交配对数之积, 即

$$v_i = v_{(n_1, n_2)} = \lambda n_1 n_2$$

由于是等概率产生一个雄性或雌性后代, 因此当  $n_1 > 0, n_2 > 0$  时

$$P_{(n_1, n_2) \rightarrow (n_1+1, n_2)} = P_{(n_1, n_2) \rightarrow (n_1, n_2+1)} = \frac{1}{2},$$

当  $n_1 = 0$  或  $n_2 = 0$  时

$$P_{(n_1, n_2) \rightarrow (n_1, n_2)} = 1.$$

**题目 2. P332 6.** 考虑一个具有出生率  $\lambda_i = (i+1)\lambda$  ( $i \geq 0$ ) 与死亡率  $\mu_i = i\mu$  ( $i \geq 0$ ) 的生灭过程.

(a) 确定从状态 0 到状态 4 的期望时间.

(b) 确定从状态 2 到状态 5 的期望时间.

(c) 确定 (a) 和 (b) 中的方差.

**解答.** 设  $m_i$  为从状态  $i$  到状态  $i+1$  的期望时间, 则

$$\begin{aligned} m_i &= \frac{1}{\lambda_i} + \frac{\mu_i}{\lambda_i} m_{i-1} = \frac{1}{(i+1)\lambda} + \frac{i\mu}{(i+1)\lambda} m_{i-1} = \frac{1}{(i+1)\lambda} \sum_{k=0}^i r^k \\ \Rightarrow m_i &= \frac{1}{(i+1)\lambda} \frac{1-r^{i+1}}{1-r} \quad (r \neq 1) \\ \Rightarrow m_i &= \frac{1}{\lambda_i} \quad (r = 1) \end{aligned}$$

其中  $r = \frac{\mu}{\lambda}$

(a) 
$$\mathbb{E}[T_{0 \rightarrow 4}] = \sum_{i=0}^3 m_i = \frac{1}{\lambda(1-r)} \left[ \frac{1-r}{1} + \frac{1-r^2}{2} + \frac{1-r^3}{3} + \frac{1-r^4}{4} \right]$$

(b) 
$$\mathbb{E}[T_{2 \rightarrow 5}] = \sum_{i=2}^4 m_i = \frac{1}{\lambda(1-r)} \left[ \frac{1-r^3}{3} + \frac{1-r^4}{4} + \frac{1-r^5}{5} \right]$$

(c) 设  $T_i$  为从状态  $i$  到状态  $i+1$  的时间, 则

$$\text{Var}(T_i) = \frac{1}{\lambda_i(\lambda_i + \mu_i)} + \frac{\mu_i}{\lambda_i} \text{Var}(T_{i-1}) + \frac{\mu_i}{\mu_i + \lambda_i} (\mathbb{E}[T_{i-1}] + \mathbb{E}[T_i])^2$$

由于当  $r \neq 1$  时情况过于复杂, 下面仅考虑  $r = 1$  的情况, 则

$$\text{Var}(T_i) = \frac{1}{\lambda_i^2} + \text{Var}(T_{i-1}) = \frac{i+1}{\lambda_i^2}$$

于是

$$\begin{aligned}\text{Var}(T_{0 \rightarrow 4}) &= \sum_{i=0}^3 \text{Var}(T_i) = \frac{1}{\lambda^2} [1 + 2 + 3 + 4] = \frac{10}{\lambda^2} \\ \text{Var}(T_{2 \rightarrow 5}) &= \sum_{i=2}^4 \text{Var}(T_i) = \frac{1}{\lambda^2} [3 + 4 + 5] = \frac{12}{\lambda^2}\end{aligned}$$

**题目 3. P333 13.** 一个理发师经营的小理发店最多能容纳两个顾客. 潜在顾客以每小时 3 个的速度的 Poisson 过程到达, 而相继的服务时间是均值为  $1/4$  小时的独立的指数随机变量. 求解下面各项:

- (a) 在店中顾客的平均数.
- (b) 进入店中的潜在顾客比例.
- (c) 如果该理发师工作的速率快至两倍, 他将多做多少生意?

**解答.** (a) 该问题为  $M/M/1$  的排队系统, 到达速率为  $\lambda = 3$ , 服务速率为  $\mu = 4$ , 设该随机过程的状态空间为  $S = \{0, 1, 2\}$ ,  $P_n$  为状态  $n$  的稳态分布, 则

$$\begin{cases} \mu P_1 = \lambda P_0 \\ \lambda P_0 + \mu P_2 = (\mu + \lambda) P_1 \\ \lambda P_1 = \mu P_2 \\ P_0 + P_1 + P_2 = 1 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \left(1 + \frac{\lambda}{\mu} + \frac{\lambda^2}{\mu^2}\right) P_0 = 1 \\ P_2 = \frac{\lambda}{\mu} P_1 = \frac{\lambda^2}{\mu^2} P_0 \end{cases}$$

设  $\rho = \lambda/\mu = 3/4$  则

$$\begin{cases} P_0 = \frac{1}{1 + \rho + \rho^2} = \frac{16}{37} \\ P_1 = \frac{\lambda}{\mu} P_0 = \frac{12}{37} \\ P_2 = \frac{\lambda^2}{\mu^2} P_0 = \frac{9}{37} \end{cases}$$

于是平均顾客数  $L$  为

$$L = \sum_{n=0}^2 n P_n = 0 \cdot P_0 + 1 \cdot P_1 + 2 \cdot P_2 = \frac{12}{37} + \frac{18}{37} = \frac{30}{37}$$

(b) 潜在顾客到达当且阶段不在状态 2 下, 因此进入系统的顾客比例为

$$1 - P_2 = 1 - \frac{9}{37} = \frac{28}{37}$$

(c) 工作速率加倍后, 服务速率变为  $\mu' = 8$ , 则  $\rho' = \lambda/\mu' = 3/8$ , 对应的稳态概率变为

$$\begin{cases} P'_0 = \frac{1}{1 + \rho' + \rho'^2} = \frac{64}{97} \\ P'_1 = \frac{\lambda}{\mu'} P'_0 = \frac{24}{97} \\ P'_2 = \frac{\lambda^2}{\mu'^2} P'_0 = \frac{9}{97} \end{cases}$$

进入系统的顾客比例变为

$$1 - P'_2 = 1 - \frac{9}{97} = \frac{88}{97}$$

有效到达速率为

$$\lambda'_{effect} = \lambda(1 - P'_2) = 3 \cdot \frac{88}{97} = \frac{264}{97}$$

原系统的有效到达速率为

$$\lambda_{effect} = \lambda(1 - P_2) = 3 \cdot \frac{28}{37} = \frac{84}{37}$$

因此多做的生意为

$$\lambda'_{effect} - \lambda_{effect} = \frac{264}{97} - \frac{84}{37} = \frac{1620}{3589} \approx 0.45$$

即多做了约 0.45 个顾客/小时.

**题目 4. P334 19.** 一个修理工照看机械 1 和 2. 每次修复后, 机器  $i$  保持正常运行一个速率为  $\lambda_i$  ( $i = 1, 2$ ) 的指数时间. 当机械  $i$  失效时需要以速率为  $\mu_i$  的指数分布的工作量完成它的修理. 在机器 1 失效时修理工总是先修理它. 例如, 若正在修理机械 2 时机械 1 突然失效, 则修理工将立即停止修理机械 2, 而开始修理机械 1. 问机械 2 失效的时间比例是多少?

**解答.** 设状态 0, 1, 2, 3 分别表示:

- 状态 0: 两台机械都正常
- 状态 1: 机械 1 失效, 2 正常
- 状态 2: 机械 2 失效, 1 正常
- 状态 3: 机械 1 失效, 2 失效

则有

$$\begin{cases} (\lambda_1 + \lambda_2)P_0 = \mu_1 P_1 + \mu_2 P_2 \\ (\mu_1 + \lambda_2)P_1 = \lambda_1 P_0 \\ (\mu_2 + \lambda_1)P_2 = \lambda_2 P_0 + \mu_1 P_3 \\ \mu_1 P_3 = \lambda_2 P_1 + \lambda_1 P_2 \\ P_0 + P_1 + P_2 + P_3 = 1 \end{cases}$$

解得

$$P_0 = \frac{(\mu_1 + \lambda_2)\mu_1\mu_2}{\mu_1\mu_2(\lambda_1 + \lambda_2 + \mu_1) + \lambda_2\mu_1(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_2) + \lambda_1\lambda_2(\mu_1 + \mu_2 + \lambda_1 + \lambda_2)}$$

机械 2 失效的时间比例为

$$\begin{aligned} P_2 + P_3 &= \frac{\lambda_1 \lambda_2 (2\mu_1 + \mu_2 + \lambda_1 + \lambda_2) + \lambda_2 \mu_1 (\lambda_2 + \mu_1)}{(\mu_1 + \lambda_2) \mu_1 \mu_2} P_0 \\ &= \frac{\lambda_1 \lambda_2 (2\mu_1 + \mu_2 + \lambda_1 + \lambda_2) + \lambda_2 \mu_1 (\lambda_2 + \mu_1)}{\mu_1 \mu_2 (\lambda_1 + \lambda_2 + \mu_1) + \lambda_2 \mu_1 (\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_2) + \lambda_1 \lambda_2 (\mu_1 + \mu_2 + \lambda_1 + \lambda_2)} \end{aligned}$$

**题目 5. P336 35.** 考察一个具有无穷小转移速率  $q_{ij}$  和极限概率  $\{P_i\}$  的时间可逆的连续时间的 Markov 链. 以  $A$  记这个链的一个状态集合, 并且考虑一个转移速率  $q_{ij}^*$  为

$$q_{ij}^* = \begin{cases} cq_{ij}, & \text{if } i \in A, j \notin A \\ q_{ij}, & \text{otherwise} \end{cases}$$

的新的连续时间的 Markov 链, 其中  $c$  是一个任意的正常数. 证明这个链是时间可逆的, 并求它的极限概率.

**解答.** 首先证明时间可逆, 只需证新链的嵌入链是时间可逆的, 设新链的嵌入链的平稳概率为

$$\pi_i^* = k \begin{cases} P_i, & i \in A \\ cP_i, & i \notin A \end{cases}$$

其中  $k$  为常数, 使得  $\sum_i \pi_i = 1$ , 由于原链的是时间可逆的, 因此  $\pi_i q_{ij} = \pi_j q_{ji}$ ,  $P_i q_{ij} = P_j q_{ji}$ , 只需证  $\pi_i^* q_{ij}^* = \pi_j^* q_{ji}^*$ , 分情况讨论:

1.  $i, j \in A$ :  $\pi_i^* q_{ij}^* = k P_i q_{ij} = (k P_j) q_{ji} = \pi_j^* q_{ji}^*$
2.  $i \in A, j \notin A$ :  $\pi_i^* q_{ij}^* = k P_i c q_{ij} = (k P_j c) q_{ji} = \pi_j^* q_{ji}^*$
3.  $i \notin A, j \in A$ :  $\pi_i^* q_{ij}^* = k c P_i q_{ij} = (k P_j) (c q_{ji}) = \pi_j^* q_{ji}^*$
4.  $i, j \notin A$ :  $\pi_i^* q_{ij}^* = k c P_i q_{ij} = (k c P_j) q_{ji} = \pi_j^* q_{ji}^*$

综上可知,  $\pi_i^* q_{ij}^* = \pi_j^* q_{ji}^*$ , 因此新链是时间可逆的.

由  $\sum_i \pi_i = 1$  可知

$$k = \frac{1}{\sum_{i \in A} P_i + c \sum_{i \notin A} P_i}$$

综上可知, 极限概率为

$$P_i^* = \begin{cases} \frac{P_i}{\sum_{i \in A} P_i + c \sum_{i \notin A} P_i}, & i \in A \\ \frac{c P_i}{\sum_{i \in A} P_i + c \sum_{i \notin A} P_i}, & i \notin A \end{cases}$$

**题目 6. P338 45.** 在例 6.24 中, 我们用开始在状态 0 的两状态的连续时间的 Markov 链, 计算了直到时刻  $t$  为止在状态 0 的平均占位时间  $m(t) = \mathbb{E}[O(t)]$ . 另一个得到这个量的途径是推导它的一个微分方程.

(a) 证明

$$m(t+h) = m(t) + P_{00}(t)h + o(h)$$

(b) 证明

$$m'(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t}$$

(c) 求解  $m(t)$ .

解答. (a) 令  $I(s) = \begin{cases} 1, & X(s) = 0 \\ 0, & X(s) = 1 \end{cases}$ , 则  $O(t) = \int_0^t I(s)ds$ , 于是

$$O(t+h) = \int_0^{t+h} I(s)ds = O(t) + \int_t^{t+h} I(s)ds$$

取期望, 并令  $h \rightarrow 0$  有

$$m(t+h) = m(t) + I(t)h + o(h) = m(t) + P_{00}(t)h + o(h)$$

(b)

$$m'(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{m(t+h) - m(t)}{h} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P_{00}(t)h + o(h)}{h} = P'_{00}(t) = \frac{\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\lambda}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t}$$

(c) 对上式积分可得

$$m(t) = \int_0^t m'(t)dt = \frac{\mu}{\lambda + \mu}t + \frac{\lambda}{(\lambda + \mu)^2} (1 - e^{-(\lambda + \mu)t})$$