

一.

Solve. 在时刻 t 的损失 $D(t)$ 可表示为 $D(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} D_i \cdot e^{-a(t-S_i)}$,

其中 S_i 是第 i 次冲击到达的时刻. 则

$$\begin{aligned}
 E[D(t) | N(t)=n] &= E\left[\sum_{i=1}^{N(t)} D_i \cdot e^{-a(t-S_i)} \mid N(t)=n\right] \\
 &= E\left[\sum_{i=1}^n D_i \cdot e^{-a(t-S_i)} \mid N(t)=n\right] \\
 &= \sum_{i=1}^n E\left[D_i \cdot e^{-a(t-S_i)} \mid N(t)=n\right] \\
 &= \sum_{i=1}^n E[D_i | N(t)=n] \cdot E\left[e^{-a(t-S_i)} \mid N(t)=n\right] \\
 &= E[D] \cdot \sum_{i=1}^n E\left[e^{-a(t-S_i)} \mid N(t)=n\right] \\
 &= E[D] \cdot E\left[\sum_{i=1}^n e^{-a(t-S_i)} \mid N(t)=n\right] \\
 &= E[D] \cdot e^{-at} \cdot E\left[\sum_{i=1}^n e^{aS_i} \mid N(t)=n\right].
 \end{aligned}$$

现令 U_1, U_2, \dots, U_n 为 i.i.d. 的在 $[0, t]$ 上的均匀随机变量, 则

$$\begin{aligned}
 E\left[\sum_{i=1}^n e^{aS_i} \mid N(t)=n\right] &= E\left[\sum_{i=1}^n e^{aU_i}\right] = E\left[\sum_{i=1}^n e^{aU_i}\right] = \frac{n}{t} \int_0^t e^{ax} dx \\
 &= \frac{n}{at} \cdot (e^{at} - 1)
 \end{aligned}$$

因此

$$E[D(t) | N(t)] = \frac{N(t)}{at} \cdot (1 - e^{-at}) \cdot E[D]$$

两边对 $N(t)$ 取期望得

$$E[D(t)] = \frac{\lambda \cdot E[D]}{a} \cdot (1 - e^{-at}).$$

#

二. (1). 计算得

$$P^2 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{bmatrix}, \quad P^3 = \begin{bmatrix} 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} = P$$

则 n 步转移概率矩阵为 $P^n = \begin{cases} \begin{bmatrix} 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}, & \text{当 } n \text{ 为奇数} \\ \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{bmatrix}, & \text{当 } n \text{ 为偶数} \end{cases}$

(2) 由马氏链的一步转移概率矩阵, 显然有 $0 \rightarrow 1, 0 \rightarrow 2, 1 \rightarrow 0, 2 \rightarrow 0$.
由可达的传递性, 又有 $1 \rightarrow 2, 2 \rightarrow 1$.

即 $\forall i, j \in S \triangleq \{0, 1, 2\}$, 有 $i \rightarrow j$, 则马氏链是不可约的.

(3). 由(1)知, 当 n 为奇数时, $P_{00}^n = 1$; 当 n 为偶数时, $P_{00}^n = 0$,
i.e., 只要 n 不能被 2 整除, 则有 $P_{00}^n = 0$, 这表明状态 0 的
周期为 2, 即 $d(0) = 2$. 又因为 $0 \leftrightarrow 1, 0 \leftrightarrow 2$, 则有
 $d(1) = d(2) = d(0) = 2$.

(4). 记 f_{ij}^n 为开始处为 i 而转移到 j 在时刻 n 首次发生的概率,
于是我们有 $f_{00}^1 = 0, f_{00}^2 = 1, f_{00}^k = 0, k=3, 4, \dots$
 $f_{11}^{2k-1} = 0, f_{11}^{2k} = \frac{1}{2^k}, k=1, 2, \dots$
 $f_{22}^{2k-1} = 0, f_{22}^{2k} = \frac{1}{2^k}, k=1, 2, \dots$

记 μ_{ij} 为回返到状态 j 的期望转移次数, 则

$$\mu_{00} = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{00}^n = 2, \quad \mu_{11} = \mu_{22} = \sum_{n=1}^{\infty} n \cdot f_{11}^n = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{2k}{2^k} = 4,$$

于是 $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{i0}^{nd(i)} = \frac{d(i)}{\mu_{00}} = 1,$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_{i1}^{nd(1)} = \frac{d(1)}{\mu_{11}} = \frac{1}{2},$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_{i2}^{nd(2)} = \frac{d(2)}{\mu_{22}} = \frac{1}{2}.$$

(5). 设 $\pi = [\pi_0 \ \pi_1 \ \pi_2]^T$ 为马氏链的平稳分布, 于是有
 $\pi^P = \pi,$

解之, 得 $\pi = [0.5 \ 0.25 \ 0.25]^T = [\frac{1}{2} \ \frac{1}{4} \ \frac{1}{4}]^T$

三. (1). 记第 i 个过程中第一次事件发生的时刻为 t_{i1} , $i=1, 2, \dots, n$

则 $T = \min\{t_{i1}, i=1, 2, \dots, n\}$. 由 t_{i1} 服从指数分布, 有

$$\begin{aligned}
 P(T \leq t) &= 1 - P(T > t) \\
 &= 1 - P\{\min\{t_{i1}, i=1, 2, \dots, n\} > t\} \\
 &= 1 - P\{t_{i1} > t, i=1, 2, \dots, n\} \\
 &= 1 - \prod_{i=1}^n P\{t_{i1} > t\} \\
 &= 1 - \prod_{i=1}^n \{1 - (1 - e^{-\lambda_i t})\} \\
 &= 1 - e^{-\sum_{i=1}^n \lambda_i t}
 \end{aligned}$$

(2) 由 $\{N_i(t), i=1, 2, \dots, n\}$ 为相互独立的 Poisson 过程, 则 $\forall s, t > 0$,

$$\begin{aligned}
 P\{N(t+s) - N(t) = n\} &= P\left\{\sum_{i=1}^n [N_i(t+s) - N_i(t)] = n\right\} \\
 &= \sum_{\sum_{i=1}^n n_i = n} P\{N_i(t+s) - N_i(t) = n_i, \sum_{i=1}^n n_i = n, i=1, 2, \dots, n\} \\
 &= \sum_{\sum_{i=1}^n n_i = n} P\left(s_i \cdot e^{-s \cdot \sum_{i=1}^n \lambda_i} \cdot \prod_{i=1}^n \frac{\lambda_i^{n_i}}{n_i!}\right) \\
 &= \frac{(s \cdot \sum_{i=1}^n \lambda_i)^n}{n!} \cdot e^{-s \cdot \sum_{i=1}^n \lambda_i} \\
 &= \frac{(s \cdot \lambda)^n}{n!} \cdot e^{-s \cdot \lambda}
 \end{aligned}$$

即: $\{N(t) = \sum_{i=1}^n N_i(t), t \geq 0\}$ 服从参数为 $\lambda = \sum_{i=1}^n \lambda_i$ 的 Poisson 过程.

(3) 由条件概率公式,

$$\begin{aligned}
 P\{N_1(t)=1 \mid N(t)=1\} &= P\{N_1(t)=1, N_i(t)=0, i=2, \dots, n\} / P\{N(t)=1\} \\
 &= \lambda_1 \cdot t \cdot e^{-\lambda_1 t} \cdot \prod_{i=2}^n e^{-\lambda_i t} / e^{-\sum_{i=1}^n \lambda_i t} \cdot \sum_{i=1}^n \lambda_i t \\
 &= \frac{\lambda_1}{\sum_{i=1}^n \lambda_i}
 \end{aligned}$$

四.

Pf. (反证法)

记某一有限状态马氏链的状态为 $0, 1, 2, \dots, M$, 假设它们都是滑过的. 那么有限时间 T_0 之后, 将不会再进入状态 0.

同样在一段时间 T_1 之后, 将不会再进入状态 1, 也在一段时间 T_2 之后, 将不会再进入状态 2, 以此类推。

于是在一段有限时间 $T = \max\{T_0, T_1, \dots, T_M\}$ 之后将不再进入任何状态. 但过程在时间 T 之后必须处于某个状态, 矛盾.

#

五. 先讨论 $n=2$ 时的情况, $0 < t_1 \leq t_2$

$$\begin{aligned}
 P(T_1 > t_1, T_2 > t_2) &= P(N_1(t_1)=0, N_2(t_2)=0) \\
 &= P\left(\sum_{k=1}^N N_1^k(t_1)=0, \sum_{k=1}^N N_2^k(t_2)=0\right) \\
 &= P(N_1^1(t_1)=0, \dots, N_1^N(t_1)=0, N_2^1(t_2)=0, \dots, N_2^N(t_2)=0) \\
 &= \prod_{k=1}^N P(N_1^k(t_1)=0, N_2^k(t_2)=0) \\
 &= \prod_{k=1}^N \sum_{l=1}^{+\infty} P(N_1^k(t_1)=0, N_2^k(t_2)=0 | N^k(t_2)=l) \cdot P(N^k(t_2)=l) \\
 &= \prod_{k=1}^N \sum_{l=1}^{+\infty} P(N_1^k(t_1)=0 | N^k(t_2)=l) \cdot P(N_2^k(t_2)=0 | N^k(t_2)=l) \cdot P(N^k(t_2)=l) \\
 &= \prod_{k=1}^N \sum_{l=1}^{+\infty} C_l^0 \cdot \left[1 - \left(\int_0^{t_1} p_1^k(s) ds\right)/t_2\right]^l \cdot C_l^0 \cdot \left[1 - \left(\int_0^{t_2} p_2^k(s) ds\right)/t_2\right]^l \cdot \frac{e^{-\lambda_k t_2} \cdot (\lambda_k t_2)^l}{l!} \\
 &= \prod_{k=1}^N e^{\left[1 - \frac{\int_0^{t_1} p_1^k(s) ds}{t_2}\right]^l \cdot \left[1 - \frac{\int_0^{t_2} p_2^k(s) ds}{t_2}\right]^l \cdot \lambda_k t_2 - \lambda_k t_2} \\
 &= \exp \left[\sum_{k=1}^N \left[\left(1 - \frac{\int_0^{t_1} p_1^k(s) ds}{t_2}\right) \left(1 - \frac{\int_0^{t_2} p_2^k(s) ds}{t_2}\right) - 1 \right] \cdot \lambda_k t_2 \right]
 \end{aligned}$$

下面考虑 $0 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n$, 则类似之, 我们有

$$\begin{aligned}
 &P(T_1 > t_1, T_2 > t_2, \dots, T_n > t_n | \mathcal{G}_{t_n}) \\
 &= \exp \left[- \sum_{k=1}^N \left(\Lambda_{t_n}^k - \prod_{j=1}^n \left(1 - \frac{\lambda_{jk}^k t_j}{\Lambda_{t_n}^k} \right) \Lambda_{t_n}^k \right) \right], \quad \text{其中 } \Lambda_t = \int_0^t \lambda(s) ds
 \end{aligned}$$

因此,

$$P(T_1' > t, \dots, T_n' > t) = \exp \left[- \sum_{k=1}^N \left(1 - \prod_{j=1}^n (1 - p_j^k) \right) \cdot \lambda_{jk} \cdot t \right],$$

其中 $p_j^k \triangleq q_{jk}$.