日期 科目 班级 姓名 学号

2025 年 6 月 16 日 随机过程 人工智能 B2480 吴天阳 4124136039

第二次作业 Poisson 过程

题目 1. P283 1. 修理一个机器所需的时间 T 是均值为 1/2 (小时)的指数随机变量.

- (a) 问修理时间超过 1/2 小时的概率是多少?
- (b) 已知持续时间超过 12 小时,问修理时间至少需要 $12\frac{1}{2}$ 小时的概率是多少?

解答. (a) 由已知有,T 服从参数 $\lambda = 2$ 的指数分布,则

$$P(T > 1/2) = e^{-2 \cdot \frac{1}{2}} = e^{-1} \approx 0.3679.$$

(b) 指数分布具有无记忆性,则

$$P\left(T > 12 + \frac{1}{2} \middle| T > 12\right) = P(T > 1/2) = e^{-1} \approx 0.3679.$$

题目 2. P283 10. 令 X 和 Y 是分别有速率 λ 和 μ 的独立指数随机变量. 令 $M = \min(X,Y)$. 求

- (a) $\mathbb{E}[MX|M=X]$,
- (b) $\mathbb{E}[MX|M=Y]$,
- (c) Cov(X, M).

解答. (a)
$$\mathbb{E}[MX|M=X] = \mathbb{E}[X^2|X < Y] = \int_0^\infty x^2 \frac{p(x)P(Y>x)}{P(X < Y)} \mathrm{d}x$$

$$= \int_0^\infty x^2 \frac{\lambda e^{-\lambda x} e^{-\mu x}}{\lambda/(\lambda+\mu)} \mathrm{d}x$$

$$= (\lambda+\mu) \int_0^\infty x^2 e^{-(\lambda+\mu)x} \mathrm{d}x$$

$$= \frac{2(\lambda+\mu)}{(\lambda+\mu)^3} \int_0^\infty \frac{(\lambda+\mu)^3}{2!} x^2 e^{-(\lambda+\mu)x} \mathrm{d}x$$

$$= \frac{2}{(\lambda+\mu)^2}$$

(b)
$$\mathbb{E}[MX|M=Y] = \mathbb{E}[XY|Y < X] = \frac{\int_0^\infty \int_0^x xy f_{XY}(x,y) \mathrm{d}y \mathrm{d}x}{P(Y < X)}$$

其中分母为 $P(Y < X) = \frac{\mu}{\lambda + \mu}$, 分子为

$$\begin{split} \int_0^\infty \int_0^x xy f_{XY}(x,y) \mathrm{d}y \mathrm{d}x &= \int_0^\infty \int_0^x xy \lambda e^{-\lambda x} \mu e^{-\mu y} \mathrm{d}y \mathrm{d}x \\ &= \int_0^\infty \lambda \mu x e^{-\lambda x} \int_0^x y e^{-\mu y} \mathrm{d}y \mathrm{d}x \\ &= \int_0^\infty \lambda \mu x e^{-\lambda x} \left(-\frac{x}{\mu} e^{-\mu x} + \frac{1}{\mu^2} (1 - e^{-\mu x}) \right) \mathrm{d}x \\ &= -\lambda \int_0^\infty x^2 e^{-(\lambda + \mu)x} \mathrm{d}x + \frac{\lambda}{\mu} \int_0^\infty x e^{-\lambda x} \mathrm{d}x - \frac{\lambda}{\mu} \int_0^\infty x e^{-(\lambda + \mu)x} \mathrm{d}x \\ &= -\frac{2\lambda}{(\lambda + \mu)^3} + \frac{1}{\lambda \mu} - \frac{\lambda}{\mu (\lambda + \mu)^2} \\ &= \frac{\mu (3\lambda + \mu)}{\lambda (\lambda + \mu)^3} \end{split}$$

带回可得

$$\mathbb{E}[MX|M=Y] = \frac{\frac{\mu(3\lambda+\mu)}{\lambda(\lambda+\mu)^3}}{\frac{\mu}{\lambda+\mu}} = \frac{3\lambda+\mu}{\lambda(\lambda+\mu)^2}$$
(c)
$$\mathbb{E}[MX] = \mathbb{E}[MX|M=X]P(M=X) + \mathbb{E}[MX|M=Y]P(M=Y)$$

$$= \frac{2}{(\lambda+\mu)^2} \cdot \frac{\lambda}{\lambda+\mu} + \frac{3\lambda+\mu}{\lambda(\lambda+\mu)^2} \cdot \frac{\mu}{\lambda+\mu}$$

$$= \frac{2\lambda^2 + 3\lambda\mu + \mu^2}{\lambda(\lambda+\mu)^3}$$

题目 3. P287 36. 以 S(t) 记一种证券在时间 t 的价格. 过程 $\{S(t), t \geq 0\}$ 的一个流行的模型假设价格直到一个"冲击"发生前保持不变,在冲击发生时价格乘上一个随机因子. 如果我们以 N(t) 记在时间 t 之前冲击的个数,而以 X_i 记第 i 个乘积因子,那么模型假设了

$$S(t) = S(0) \prod_{i=1}^{N(t)} X_i$$

其中在 N(t) = 0 时, $\prod_{i=1}^{N(t)} X_i = 1$. 假设 X_i 是速率 μ 的独立指数随机变量, $\{N(t), t \ge 0\}$ 是速率 为 λ 的 Poisson 过程, $\{N(t), t \ge 0\}$ 独立于 X_i ,且 S(0) = s.

- (a) 求 $\mathbb{E}[S(t)]$.
- (b) 求 $\mathbb{E}[S^2(t)]$.

解答. (a)
$$\mathbb{E}[S(t)] = \mathbb{E}\left[s(0)\prod_{i=1}^{N(t)}X_i\right] = s\sum_{n=0}^{\infty}\mathbb{E}[X_1]^nP(N(t)=n)$$
$$= s\sum_{n=0}^{\infty}\frac{1}{\mu^n}\frac{(\lambda t)^n}{n!}e^{-\lambda t}$$
$$= se^{\lambda t(1/\mu-1)}$$

(b)
$$\mathbb{E}[S^{2}(t)] = \mathbb{E}\left[s^{2}(0)\prod_{i=1}^{N(t)} X_{i}^{2}\right] = s^{2} \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{E}[X_{1}^{2}]^{n} P(N(t) = n)$$
$$= s^{2} \sum_{n=0}^{\infty} \left(\frac{2}{\mu^{2}}\right) \frac{(\lambda t)^{n}}{n!} e^{-\lambda t}$$
$$= s^{2} e^{\lambda t (2/\mu^{2} - 1)}$$

题目 4. P287 38. 令 $\{M_i(t), t \ge 0\}$ (i = 1, 2, 3) 是速率分别为 $\lambda_i (i = 1, 2, 3)$ 的独立 Poisson 过程,并且设

$$N_1(t) = M_1(t) + M_2(t), \quad N_2(t) = M_2(t) + M_3(t)$$

随机过程 $\{(N_1(t), N_2(t)), t \ge 0\}$ 称为二维 Poisson 过程.

- (a) $\Re P\{N_1(t) = n, N_2(t) = m\}.$
- (b) 求 $Cov(N_1(t), N_2(t))$.

解答. (a) 设 $M_2(t) = k$,且 $k \ge 0, k \le \min(n, m)$,则 $M_1(t) = n - k, M_3(t) = m - k$,于是

$$P(N_1(t) = n, N_2(t) = m) = \sum_{k=0}^{\min(n,m)} P(M_1(t) = n - k) P(M_2(t) = k) P(M_3(t) = m - k)$$

$$= \sum_{k=0}^{\min(n,m)} \frac{\lambda_1^{n-k} \lambda_2^k \lambda_3^{m-k} t^{n+m-k}}{(n-k)! k! (m-k)!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)t}$$

(b)

$$\begin{aligned} \text{Cov}(N_1(t), N_2(t)) &= \text{Cov}(M_1(t) + M_2(t), M_2(t) + M_3(t)) \\ &= \text{Cov}(M_1(t), M_2(t)) + \text{Cov}(M_1(t), M_3(t)) + \text{Cov}(M_2(t), M_2(t)) + \text{Cov}(M_2(t), M_3(t)) \end{aligned}$$

由于 M_1, M_2, M_3 相互独立,只需考虑 $Cov(M_2(t), M_2(t)) = Var(M_2(t), M_2(t)) = \lambda_2 t$,综上 $Cov(N_1(t), N_2(t)) = \lambda_2 t.$

题目 5. P288 40. 证明若 $\{N_i(t), t \ge 0\}$ 是速率为 $\lambda_i(i = 1, 2)$ 的独立 Poisson 过程,则 $\{N(t), t \ge 0\}$ 是速率为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的 Poisson 过程,其中 $N(t) = N_1(t) + N_2(t)$.

证明. 1. $N(0) = N_1(0) + N_2(0)$ 2. 由于 $N_1(t)$, $N_2(t)$ 均满足独立增量性,则 N(t) 也满足独立增量性. 3. 由于 $N_1(t)$, $N_2(t)$ 均满足平稳增量性,则 N(t) 也满足平稳增量性. 4. 由于

$$P(N(t) = n) = \sum_{k=0}^{n} P(N_1(t) = k) P(N_2(t) = n - k) = \sum_{k=0}^{n} \frac{\lambda_1^i \lambda_2^{k-i} t^k}{i! (k-i)!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}$$
$$= \frac{((\lambda_1 + \lambda_2)t)^k}{k!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}$$

则 N(t) 服从参数为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的 Poisson 分布.

题目 6. P289 53. 某水库的蓄水水平按每天 1000 单位的常数速率损耗. 水库水源由随机发生的降雨补给. 降雨按每天 0.2 的速率的 Poisson 过程发生. 由一次降雨加进水库的水量以概率 0.8 为 5000 单位, 而以概率 0.2 为 8000 单位, 现在的蓄水水平刚刚稍低于 5000 单位.

- (a) 在 5 天后水库空的概率是多少?
- (b) 在以后的 10 天中的某个时间水库空的概率是多少?

解答. (a) 设 N(t) 表示 t 天内降雨次数, $N(t) \sim Poisson(0.2t)$,由于 5 天消耗的水为 $5 \times 1000 = 5000$ 单位,则 5 天后水库空当且仅当没有发生一次降水,则

$$P(5$$
 天后空) = $P(N(5) = 0) = e^{-0.2 \cdot 5} = e^{-1} \approx 0.3679$.

(b) 设 T_1 为第一次 5000 单位降雨的发生时间, T_2 为第二次降雨的发生时间,则 $T_1 \sim \text{Exp}(0.16)$, $T_2 \sim \text{Exp}(0.2)$,且 T_1, T_2 独立,10 天中的某天为空,当且仅当,第 5 天为空或第 10 天为空,且 二者独立,由 (a) 可知第 5 天为空的概率为 e^{-1} ,考虑第 10 天为空的概率

$$P(\mathbf{第 10 \, \mathbb{X}}) = P(T_1 \le 5, T_2 > 10 - T_1) = \int_0^5 0.16e^{-0.16t}e^{-0.2(10-t)}dt$$
$$= 0.16e^{-2} \int_0^5 e^{0.04t}dt = 4e^{-2} \left(e^{0.2} - 1\right)$$

综上

$$P(10$$
 天中某天为空) = $P($ 第 5 天空) + $P($ 第 10 天空) = e^{-1} + $4e^{-2}(e^{0.2} - 1)$

题目 7. P291 68. 假设有随机振幅的电击发生的时间按速率为 λ 的 Poisson 过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 分 布. 假设相继的电击的振幅与其他振幅和电击到达的时间都独立,且振幅有一个均值为 μ 的分 布 F. 再假设电击的振幅对时间按指数速率 α 递减,即一个初始振幅 A 经过一个附加的时间 x 损耗后其值为 $Ae^{-\alpha x}$. 以 A(t) 记在时间 t 的所有振幅的和. 即

$$A(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} A_i e^{-\alpha(t-S_i)}$$

其中 A_i 和 S_i 是初始振幅和电击 i 的到达时间.

(a) 通过取条件于 N(t), 求 $\mathbb{E}[A(t)]$.

(b) 不作任何计算,解释为什么
$$A(t)$$
 与例 5.21 中 $D(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} e^{-\alpha S_i} C_i$ 有相同的分布.

解答.(a)由于

$$\mathbb{E}[A(t)] = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{E}[A(t)|N(t) = n]P(N(t) = n) = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{E}[A(t)|N(t) = n] \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}$$

考虑

$$\mathbb{E}[A(t)|N(t) = n] = \mathbb{E}[\sum_{i=1}^{n} A_i e^{-\alpha(t-S_i)}|N(t) = n] = \mu \sum_{i=1}^{n} \mathbb{E}[e^{-\alpha(t-S_i)}|N(t) = n]$$

当 N(t) = n 时, $S_i \sim U(0,t)$ 为均匀分布,则

$$\mathbb{E}[e^{-\alpha(t-S_i)}|N(t) = n] = \frac{1}{t} \int_0^t e^{-\alpha(t-s)} ds = \frac{1}{t} \int_0^t e^{-\alpha u} du = \frac{1}{\alpha t} (1 - e^{-\alpha t})$$

则

$$\mathbb{E}[A(t)|N(t) = n] = \mu \sum_{i=1}^{n} \frac{1 - e^{-\alpha t}}{\alpha t} = \frac{n\mu(1 - e^{-\alpha t})}{\alpha t}$$

综上

$$\mathbb{E}[A(t)] = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{n\mu(1 - e^{-\alpha t})}{\alpha t} \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} = \frac{\lambda\mu(1 - e^{-\alpha t})}{\alpha}$$

(b) 不难看出 A_i 和 C_i 都是均值为 μ 的分布,且都与到达时间独立,又由于当 N(t) = n 时, $t - S_i$ 和 S_i 分布相同,都是服从于 U(0,t),且指数函数为单调变换,因此 D(t) 和 A(t) 中的每一项同分布,故 D(t) 和 A(t) 有相同的分布.

题目 8. P294 85. 某保险公司在寿险项目上按每周速率 $\lambda = 5$ 的 Poisson 过程支付理赔件数. 如果每款保险赔付的金额按均值为 \$2000 指数地分布,问在 4 周的范围中,保险公司赔付的金额的均值与方差是多少?

解答. 设 N 为 4 周内的理赔次数,则 $N \sim \text{Poisson}(20)$,设每次的理赔金额为 X_i ,则 $X_i \sim \text{Exp}(1/2000)$,设 4 周内的赔付金额为 $S = \sum_{i=1}^{N} X_i$ 则

$$\begin{split} \mathbb{E}[S] &= \mathbb{E}[\mathbb{E}[S|N]] = \mathbb{E}[N\mathbb{E}[X_i]] = \mathbb{E}[N]\mathbb{E}[X_i] = 20 \cdot 2000 = 40000, \\ \text{Var}(S) &= \mathbb{E}[\text{Var}(S|N)] + \text{Var}(\mathbb{E}[S|N]) \\ &= \mathbb{E}[N\text{Var}(X_i)] + \text{Var}(N\mathbb{E}[X_i]) \\ &= \mathbb{E}[N]\text{Var}(X_i) + \mathbb{E}^2[X_i]\text{Var}(N) = \mathbb{E}[N]\mathbb{E}[X_i^2] = 20 \cdot 2 \cdot 2000^2 = 1.6 \times 10^8. \end{split}$$