## 中国科学技术大学

## 2021 级统计学专业《实用随机过程》期中考试试题

(考试时间: 2023-05-06)

- 1. (总 18 分, 每小题 6 分) 设顾客到达某个商店的规律可以用参数  $\lambda = 1$  的齐次 Poisson 过程  $\{N(t), t \geq 0\}$  来描述, 时间单位为小时. 已知前 1 个小时仅有内 2 位顾客到达.
  - (1) 求第 2 个小时内有 3 位顾客到达的概率;
  - (2) 求这 2 位顾客都是在前 20 分钟到达的概率;
  - (3) 求至少有一位顾客是在前 20 分钟到达的概率.
- 2. (15 分) 设  $\{N(t), t \ge 0\}$  是参数为  $\lambda = 1$  的齐次 Poisson 过程, 事件发生时刻序列记为  $\{S_n, n \ge 1\}$ . 求

$$\mathsf{E}\left[\sum_{k=1}^{N(\pi/2)}\sin(S_k)
ight],\quad \mathsf{Var}\left(\sum_{k=1}^{N(\pi/2)}\sin(S_k)
ight).$$

- 3. (总 38 分, 前 3 题每小题 6 分, 后 2 小题每题 10 分) 假设冲击按参数为  $\lambda = 1$  的 Poisson 过程发生,且假设每次冲击独立地以概率 p 引起系统失效. 以  $M_r$  记使得系统第 r 次失效的冲击数,  $T_r$  表示系统第 r 次失效的时刻, 其中  $r \geq 1$  为整数.
  - (1) 求 M<sub>2</sub> 的概率分布;
  - (2) 给定  $M_2 = n \ge 2$ , 求  $T_2$  的条件分布;
  - (3) 求  $P(M_2 = n | T_2 = t)$ , 其中  $n \ge 2$ ;
  - (4) 求  $P(M_r = n | T_r = t)$ , 其中  $n \ge r \ge 3$ ;
  - (5) 假设每次冲击造成系统的损失为  $c_1$  元, 若造成系统失效,则还需要额外的  $c_2$  元 维修损失费. 记 R(t) 为 (0,t] 时间段冲击造成系统总的损失费, 求  $\lim_{t\to\infty} R(t)/t$ .
- 4. (14 分) 设一个元件的工作过程可以用更新过程  $\{N(t), t \geq 0\}$  来描述, 更新间隔序列  $\{X_n, n \geq 1\}$  独立同分布, 共同分布 F 具有非格子点性质, 且满足  $\mathsf{E}[X_1] = 1$ ,  $\mathsf{E}[X_1^3] = 3$ , 记 Y(t) 为元件于时刻 t 的剩余寿命, 求  $\lim_{t \to \infty} \mathsf{E}[Y^2(t)]$ .
- 5. (15 分) 观察一列独立同分布的离散随机变量  $W_1, W_2, ...$ , 等待花样 "22322" 的发生. 设

$$P(W_1 = 0) = P(W_1 = 1) = \frac{1}{8}, \quad P(W_1 = 2) = \frac{1}{2}, \quad P(W_1 = 3) = \frac{1}{4},$$

求等待花样 "22322" 首次发生所需要的期望时间.

## 2021《实用随机过程》期中考试试题解答

1. (总 18 分, 每小题 6 分) 解: (1) 利用独立增量性质得

$$P(N(2) - N(1) = 3 | N(1) = 2) = P(N(2) - N(1) = 3) = \frac{1}{6} \lambda^3 e^{-\lambda} = \frac{1}{6e}.$$

(2)+(3) 利用  $[(S_1,S_2)|N(1)=2]\stackrel{d}{=}(U_{1:2},U_{2:2})$ , 其中  $U_1,U_2$  iid  $\sim U(0,1)$ . 于是,

$$P\left(S_1 \le \frac{1}{3}, S_2 \le \frac{1}{3} | N(1) = 2\right) = P\left(U_1 \le \frac{1}{3}, U_2 \le \frac{1}{3}\right) = \frac{1}{9}.$$

$$\mathsf{P}\left(S_1 \leq \frac{1}{3} | N(1) = 2\right) = 1 - \mathsf{P}\left(U_1 > \frac{1}{3}, U_2 > \frac{1}{3}\right) = \frac{5}{9}.$$

2. (15 分) 解: 设  $\{U_k, k \geq 1\}$  iid  $\sim U(0, \pi/2)$ , 则先证

$$\sum_{k=1}^{N(\pi/2)} \sin(S_k) \stackrel{d}{=} \sum_{k=1}^{N(\pi/2)} \sin(U_k).$$

注意到右端为复合 Poisson 过程, 于是

$$\mathsf{E}\left[\sum_{k=1}^{N(\pi/2)}\sin(S_k)\right] = \frac{\lambda\pi}{2}\mathsf{E}[\sin(U_1)] = \lambda = 1,$$

$$\operatorname{Var}\left(\sum_{k=1}^{N(\pi/2)} g(S_k)\right) = \frac{\lambda \pi}{2} \operatorname{E}[g^2(U_1)] = \lambda \int_0^{\pi/2} \sin^2 x dx = \frac{\lambda \pi}{4} = \frac{\pi}{4}.$$

3. (总 38 分, 前 3 题每小题 6 分, 后 2 小题每题 10 分) 解: (1) 首先,  $M_2 \sim \text{NB}(2,p)$  服从参数为 (2.p) 的负二项分布, 取值于  $\{2,3,\ldots\}$ , 即

$$P(M_2 = n) = \binom{n-1}{1} p^2 (1-p)^{n-2} = (n-1)p^2 (1-p)^{n-2}, \quad n \ge 2.$$

- (2) 利用  $[T_2|M_2=n]=[S_n|M_2=n]=S_n \sim \Gamma(n,1)$ .
- (3) 记  $g_{T_2|M_2}(t|n)$  为  $[T_2|M_2=n]$  的条件概率密度函数,则由 (2) 得

$$g_{T_2|M_2}(t|n) = \frac{\lambda(\lambda t)^{n-1}}{(n-1)!}e^{-\lambda t}.$$

对  $M_2$  取条件,由 (2) 可以得到 T 的概率密度函数为

$$g_{T_2}(t) = \sum_{k=2}^{\infty} g_{T_2|M_2}(t|k) \cdot P(M_2 = k)$$

$$= \sum_{k=2}^{\infty} \frac{\lambda(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda t} \cdot (k-1) p^2 (1-p)^{k-2} = p^2 \lambda^2 t e^{-\lambda t p}.$$

于是, 当  $n \ge 2$  时,

$$P(M_2 = n | T_2 = t) = \frac{g_{T_2|M_2}(t|n) \cdot P(M_2 = n)}{g_{T_2}(t)} = \frac{[\lambda t(1-p)]^{n-2}}{(n-2)!} \exp\{-\lambda t(1-p)\}.$$

(4) 考虑 Poisson 过程事件分类, 任意时刻 s 发生的冲击事件以概率 p 划为 I 型事件 (造成系统失效), 以概率 1-p 划为 II 型事件 (未造成系统失效), 分别以  $N_i(t)$  表示 (0,t] 时间段 i 型事件发生的个数. 给定  $T_r=t$  表示系统于时刻 t 第 r 次失效, 且第 r 个 I-型事件一定发生于时刻 t, t 之前的冲击个数应该为  $N_2(t)+r-1$ , 即

$$[M_r - (r-1)|T_r = t] = N_2(t) \sim \text{Poi}(\lambda t(1-p)).$$

于是,

$$P(M_r = n | T_r = t) = P(N_2(t) = n - r + 1) = \frac{[\lambda(1-p)t]^{n-r}}{(n-r+1)!} \exp\{-\lambda(1-p)t\}.$$

(5) 引进一个更新酬劳过程, 每当冲击造成系统失效, 则称一个更新发生, 该时刻称为更新点. 此时, 一个更新间隔长度 T 与  $T_1$  同分布, 一个更新间隔里总的酬劳 R 与  $c_1M_1+c_2$ . 注意到

$$\mathsf{E}[T_1] = \mathsf{E}\left[\sum_{i=1}^{M_1} X_i\right] = \frac{1}{\lambda p}, \quad \mathsf{E}[R] = c_1 \mathsf{E}[M_1] + c_2 = \frac{c_1}{p} + c_2,$$

其中  $\{X_k\}$  为冲击到达间隔. 于是, 利用更新酬劳过程理论得

$$\lim_{t\to\infty}\frac{R(t)}{t}=\frac{\mathsf{E}[T_1]}{\mathsf{E}[R]}=c_1\lambda+c_2\lambda p=c_1+c_2p.$$

4. (14 分) 证法一: 记  $h(t) = \mathsf{E}[(X-t)_+^2]$ , 其中  $X \sim F$ , 则  $\int_0^\infty h(s) \, \mathrm{d}s = \mathsf{E}[X^3]/3$ . 对 t 之前最后一次更新发生时刻  $S_{N(t)}$  取条件得

$$\begin{split} \mathsf{E}[Y^2(t)] &= \mathsf{E}[Y^2(t)|S_{N(t)} = 0] \cdot \overline{F}(t) \\ &+ \int_0^t \mathsf{E}[Y^2(t)|S_{N(t)} = y] \overline{F}(t-y) \, \mathrm{d}m(y) \\ &= \mathsf{E}[(X-t)^2|X>t] \overline{F}(t) \\ &+ \int_0^t \mathsf{E}[(X-(t-y))^2|X>t-y] \overline{F}(t-y) \, \mathrm{d}m(y) \\ &= h(t) + \int_0^t h(t-y) \, \mathrm{d}m(y) \longrightarrow \frac{\mathsf{E}X^3}{3u} = 1. \end{split}$$

证法二: 对首次更新发生时刻  $X_1$  取条件,得

$$\mathsf{E}[Y^2(t)] = \mathsf{E}[Y^2(t)|X_1 > t] \cdot \overline{F}(t) + \int_0^t \mathsf{E}[Y^2(t)|X_1 = y] dF(y).$$

记  $h(t) = \mathsf{E}[(X-t)_+^2], \ g(t) = \mathsf{E}[Y^2(t)], \ 则$ 

$$g(t) = h(t) + \int_0^t g(t - y) dF(y).$$

因此,

$$g(t) = h(t) + \int_0^t h(t - y) dm(y).$$

余下同证法一. ■

5. (15 分) 解法一: 构造标准更新酬劳过程  $\{X_n, n \geq 1\}$  如下: 首次出现的花样 "22322" 时刻称为首次更新时刻: 从该时刻以后开始 (不考虑该时刻及其以前的历史) 再次出现该花样的时刻称为第二次更新时刻; 如此下去。每个更新区间里的酬劳并不是于更新点给付的,如果在任何时刻 i 出现上述花样 (此时考虑该时刻所有的历史),则给付酬劳  $R_i = 1$  个单位. 在利用更新酬劳过程理论得

$$\lim_{n \to \infty} \frac{\mathsf{E}[R_1 + R_2 + \dots + R_n]}{n} = \frac{\mathsf{E}R}{\mathsf{E}T},\tag{*.1}$$

其中 ET 和 ER 分别表示期望更新间隔时和在一个更新间隔时里的期望酬劳。另一方面, $R_j = 0, \forall j = 1, ..., 4; ER_i = 1/64, \forall i \geq 5,$ 

$$ER = 1 + \sum_{j=1}^{4} E[在一个更新之后的第j 时刻的酬劳]$$

$$= 1 + \left[0 + 0 + 0 + \frac{1}{16} + \frac{1}{32}\right]$$

于是利用 (\*.1) 可求出 ET = 64[1 + 1/16 + 1/32] = 70.

解法二:设  $T_2$  为首次出现花样 "2"的时刻,设  $T_{22|2}$  为在出现 "2"条件下等待花样 "22"出现所需要的额外时间, $T_{22322|22}$  为在出现 "22"条件下花样 "22322"出现所需要的额外投掷次数,则首次出现花样 "22322"所需要的时间

$$T_{22322} = T_2 + T_{22|2} + T_{22322|22},$$

其中  $T_2, T_{22|2}$  和  $T_{22322|22}$  相互独立. 于是利用 (延迟) 更新过程的理论可求出

$$\mathsf{E} T_2 = 2, \qquad \mathsf{E} T_{22|2} = 4, \qquad \mathsf{E} T_{22322|22} = 64,$$

所以  $ET_{22322} = 2 + 4 + 64 = 70$ .