

2.2

(a)

$$\begin{aligned}
 P_0(t+s) &= P\{N(t+s)=0\} \\
 &= P\{N(t)=0, N(t+s)-N(t)=0\} \\
 &= P\{N(t)=0\}P\{N(t+s)-N(t)=0\} \\
 &= P_0(t)P_0(s)
 \end{aligned}$$

(b)

$$\begin{aligned}
 P_0(x) &= P\{X_1 \geq x\} \\
 &= e^{-ax} \\
 \therefore P\{N(t) \geq 1\} &= P\{X_1 \leq t\} \\
 &= 1 - e^{-at} \\
 &= \lambda t + o(t) \\
 \therefore a &= \lambda \\
 \therefore \text{对于 } n \geq 2; \\
 P\{X_n > s | X_1 = x_1, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}\} &= e^{-\lambda s}
 \end{aligned}$$

(c)

$$\begin{aligned}
 P\{N(t) = n\} &= P\{N(t) \geq n\} - P\{N(t) \geq n+1\} \\
 &= P\{S_n \leq t\} - P\{S_{n+1} \leq t\} \\
 &= \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}
 \end{aligned}$$

2.5

由题意得:

$$N_1(0) + N_2(0) = 0$$

$$E[N_1(t)] = \lambda_1 t, E[N_2(t)] = \lambda_2 t$$

因为两个 *Poisson* 过程相互独立.

$$\text{则有: } E[N_1(t) + N_2(t)] = E[N_1(t)] + E[N_2(t)] = \lambda_1 t + \lambda_2 t = (\lambda_1 + \lambda_2)t$$

所以 $\{N_1(t) + N_2(t), t \geq 0\}$ 是速率为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的 *Poisson* 过程.

设联合过程的首个事件时间为 $T = \min(T_1, T_2)$, 其中 T_1 是 N_1 的首个事件时间, T_2 是 N_2 的首个事件时间.

$$P\{T_1 > t\} = e^{-\lambda_1 t}, P\{T_2 > t\} = e^{-\lambda_2 t}$$

$$P\{T > t\} = P\{T_1 > t, T_2 > t\} = P\{T_1 > t\}P\{T_2 > t\} = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}$$

$$P\{T_1 = t, T_2 > t | T = t\} = \frac{f_{T_1}(t)P\{T_2 > t\}}{f_T(t)} = \frac{\lambda_1 e^{-\lambda_1 t} e^{-\lambda_2 t}}{(\lambda_1 + \lambda_2) e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)t}} = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}$$

式中不含 t , 所以独立于事件发生的时刻.

2.13

$$P\{N = n\} = (1-p)^{n-1}p$$

系统失效的时间 T 服从参数为 λp 的指数分布:

$$f_T(t) = \lambda p e^{-\lambda p t}$$

前 $n-1$ 次冲击都不导致失效的概率为:

$$P = e^{-\lambda(1-p)t} \frac{[\lambda(1-p)t]^{n-1}}{(n-1)!}$$

所以联合概率密度函数:

$$f_{N,T}(n, t) = f_T(t) \cdot P = \frac{(\lambda t)^{n-1} e^{-\lambda t}}{(n-1)!} \cdot (1-p)^{n-1} p$$

$$P\{N = n | T = t\} = \frac{f_{N,T}(n, t)}{f_T(t)} = \frac{[\lambda(1-p)t]^{n-1}}{(n-1)!} \cdot e^{-\lambda(1-p)t}$$

2.15

(a)

N_i 的分布是负二项分布

(b)

不独立

(c)

T_i 是参数为 n_i 和 P_i 的 $gamma$ 随机变量

(d)

$gamma$ 分布可以理解为 n 个指数分布的和, 所以是独立的

(e)

$$\begin{aligned} E[T_i] &= \int_0^\infty P\{T > t\} dt \\ &= \int_0^\infty P\{T_i > t, i = 1, 2, \dots, r\} dt \\ &= \int_0^\infty \prod_{i=1}^r P\{T_i > t\} dt \\ &= \int_0^\infty \prod_{i=1}^r \int_t^\infty \frac{P_i e^{P_i x} (P_i x)^{n_i-1}}{(n_i - 1)!} dx dt \end{aligned}$$

(f)

$$\begin{aligned} T &= \sum X_i, \text{ 因为采取的是 } \lambda = 1 \text{ 的 } Poisson \text{ 分布, 所以 } E[X_i] = 1, \\ E[T] &= E[E[T|N]] = E[NE[X_i]] = E[N] \end{aligned}$$

2.25

根据题目条件可知, 随机过程 $N(t)$ 服从强度为 λt 的泊松分布。当 $N(t) = n$ 时, 事件发生时刻 s_1, s_2, \dots, s_n 在区间 $[0, t]$ 上满足独立同分布, 且每个时刻 s_i 服从均匀分布。进一步地, 每个事件在时刻 s_i 产生的随机效应 Y_i 服从与时间相关的分布 F_{s_i} 。

通过将时间域 $[0, t]$ 上的分布函数进行均匀混合, 可得到 Y_i 的合成分布:

$$F(x) = \frac{1}{t} \int_0^t F_s(x) ds$$

Y_i 的分布本质上是对时间相关分布 F_s 在区间 $[0, t]$ 上的均值化处理, 因此 Y_1, Y_2, \dots, Y_n 具有独立同分布特性, 且与具体发生时刻 s_i 无关。

考虑随机变量 $W = \sum_{i=1}^{N(t)} Y_i$, 其中计数过程 $N(t) \sim \text{Poisson}(\lambda t)$ 与随机变量序列 $\{Y_i\}$ 相互独立。

- 混合分布变量 X_i 的分布函数为 $\frac{1}{t} \int_0^t F_s(x) ds$
- 计数过程的期望值 $E[N] = \lambda t$

2.41

(a)

事件数会改变 \wedge 的分布，所以没有独立增量的分布

(b)

$$\begin{aligned} P(\wedge = \lambda, N(s), 0 \leq s \leq t) &= P(\wedge = \lambda, N(t) = n, S_1 = s_1, \dots, S_n = s_n) \\ &= P(\wedge = \lambda)P(N(t) = n | \wedge = \lambda)P(S_1 = s_1, \dots, S_n = s_n | \wedge = \lambda) \\ &= dG(\lambda)e^{-\lambda} \frac{(\lambda t)^n n!}{n! t^n} \text{ 由定理2.3.1} \end{aligned}$$

$$\text{由全概率公式, 可得 } P(N(t) = n, S_1 = s_1, \dots, S_n = s_n) = \int_0^\infty dG(\lambda)e^{-\lambda} \frac{(\lambda t)^n n!}{n! t^n}$$

$$\therefore P(\wedge = \lambda | N(s), 0 \leq s \leq t) = \frac{dG(\lambda)e^{-\lambda}(\lambda t)^n}{\int_0^\infty dG(\lambda)e^{-\lambda}(\lambda t)^n}$$

无论取什么值 λ , \wedge 的条件分布只依赖于 $N(t)$, 在给定 $N(t)$, S_1, \dots, S_n 和 $(0, t)$ 上的均匀分布的次序统计量同分布

(c)

$$\begin{aligned} &\text{设在 } t+s \text{ 时刻发生下一事件,} \\ &P(\text{发生首个事件为 } T > t+s | N(t) = n) \\ &= \frac{P([t, t+s] \text{ 发生 } 0 \text{ 个事件}, N(t) = n)}{P(N(t) = n)} \\ &= \frac{\int_0^\infty (e^{-\lambda s} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!} dG(\lambda))}{\int_0^\infty (e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!} dG(\lambda))} \end{aligned}$$

(d)

$$\begin{aligned} \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(N(h) \geq 1)}{h} &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1 - P(N(h) = 0)}{h} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\int_0^\infty (1 - e^{-\lambda h}) dG(\lambda)}{h} \quad \because \text{泰勒展开} \\ &= \int_0^\infty \lambda dG(\lambda) \end{aligned}$$

(e)

不独立, 同分布