



随机过程与排队论

信息与软件工程学院

顾小丰

Email: guxf@uestc.edu.cn

2020年9月27日 星期日

上一讲内容回顾

➤ 重要随机过程

- 独立过程
- 独立增量过程
- 正态过程
- 维纳过程

本讲主要内容

➤ 泊松过程

- 泊松过程的两个定义及其等价性
- 泊松过程的概率分布
- 泊松过程的数字特征
- 泊松过程的性质
- 非齐次泊松过程

3. 泊松过程

泊松过程是一种很重要的计数过程，它在随机过程的理论和应用方面都起着重要的作用，特别在运筹学和排队论中的作用更为显著。

泊松过程的实例很多，例如：在 $[0, t)$ 时间内，

- 1) 到达某超级市场的顾客数 $N(t)$;
- 2) 某电话交换台的呼唤数 $N(t)$;
- 3) 某车间发生故障的机器数 $N(t)$;
- 4) 某计数器接受到的粒子数 $N(t)$;
- 5) 某通信系统出现的误码数 $N(t)$;

等等， $\{N(t), t \geq 0\}$ 都是泊松过程的典型实例。

泊松过程的定义1

如果取非负整数值的计数过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 满足：

- 1) $N(0)=0$;
- 2) 具有独立增量;
- 3) 对任意 $0 \leq s < t$, $N(t)-N(s)$ 服从参数为 $\lambda(t-s)$ 泊松分布, 即

$$P\{N(t)-N(s) = k\} = \frac{[\lambda(t-s)]^k}{k!} e^{-\lambda(t-s)}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

则称 $\{N(t), t \geq 0\}$ 为参数(或平均率、强度)为 λ 的(齐次)泊松过程。

泊松过程的定义2

如果取非负整数值得计数过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 满足下列条件：

- a) $N(0)=0$;
- b) 具有平稳独立增量;
- c) $P\{N(h)=1\}=\lambda h+o(h)$;
- d) $P\{N(h)\geq 2\}=o(h)$

则称 $\{N(t), t \geq 0\}$ 为参数(或平均率、强度)为 λ 的(齐次)泊松过程。

等价定理

定理 泊松过程的定义1与定义2是等价的。

证明 $1 \Rightarrow 2$: 条件a)与1)相同。条件b)可由2)和3)直接得到。

$$P\{N(h)=1\} = P\{N(h)-N(0)=1\} = \frac{(\lambda h)}{1!} e^{-\lambda h}$$

$$= \lambda h [1 - \lambda h + o(h)] = \lambda h + o(h)$$

即c)。

$$P\{N(h) \geq 2\} = \sum_{k=2}^{\infty} \frac{(\lambda h)^k}{k!} e^{-\lambda h}$$

$$= \left[\frac{(\lambda h)^2}{2!} + o(h) \right] [1 - \lambda h + o(h)] = o(h)$$

即d)。

证明

2 \Rightarrow 1: 条件1)与a)相同。条件2)由b)直接得到。只要证明

$N(t)(t \geq 0)$ 服从参数为 λt 泊松分布。

设 $p_k(t) = P\{N(t) = k\}$, 利用归纳法证明:

$$p_k(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}, k = 0, 1, 2, \dots$$

(1) $k=0$, $p_0(t+h) = P\{N(t+h) = 0\}$

$$= P\{N(t) = 0, N(t+h) - N(t) = 0\}$$

$$= P\{N(t) = 0\} P\{N(t+h) - N(t) = 0\}$$

$$= P\{N(t) = 0\} P\{N(h) = 0\} = p_0(t)[1 - \lambda h + o(h)]$$

平稳性

独立增量过程

因为
$$\frac{p_0(t+h) - p_0(t)}{h} = -\lambda p_0(t) + \frac{o(h)}{h},$$

令 $h \rightarrow 0$ 得,
$$\begin{cases} p_0'(t) = -\lambda p_0(t) \\ p_0(0) = P\{N(0) = 0\} = 1 \end{cases} \quad \text{解得: } p_0(t) = e^{-\lambda t}.$$

证明(续1)

(2) $k \geq 1$

$$p_k(t+h) = P\{N(t+h)=k\}$$

$$= \sum_{j=0}^k P\{N(t)=j, N(t+h)-N(t)=k-j\}$$

$$= \sum_{j=0}^k P\{N(t)=j\}P\{N(h)=k-j\}$$

$$= \sum_{j=0}^k p_j(t)p_{k-j}(h) = p_k(t)p_0(h) + p_{k-1}(t)p_1(h) + \sum_{j=0}^{k-2} p_j(t)p_{k-j}(h)$$

$$= p_k(t)[1-\lambda h+o(h)] + p_{k-1}(t)[\lambda h+o(h)] + o(h),$$

$$\frac{p_k(t+h)-p_k(t)}{h} = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t) + \frac{o(h)}{h},$$

令 $h \rightarrow 0$ 得,
$$\begin{cases} p_k'(t) = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t) \\ p_k(0) = P\{N(0)=k\} = 0 \end{cases}, (k=1,2,3,\dots)$$

证明(续2)

$$k=1 \text{ 时, } \begin{cases} p_1'(t) = -\lambda p_1(t) + \lambda e^{-\lambda t} \\ p_1(0) = 0 \end{cases}$$

解得: $p_1(t) = \lambda t e^{-\lambda t}$, 所以 $k=1$ 时结论成立。

假设 $k-1$ 时结论成立, $p_{k-1}(t) = \frac{(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda t}$ 。

$$\text{解 } \begin{cases} p_k'(t) = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t) \\ p_k(0) = 0 \end{cases}, \quad \text{得 } p_k(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}。$$

结论成立。

由归纳法知, 对一切 $k=0, 1, 2, \dots$, 结论成立。

得证

$$P[N(t) = k] = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}, k = 0, 1, 2, \dots。$$

再由平稳独立增量性质, 对一切 $0 \leq s < t$,

$$P[N(t) - N(s) = k] = P[N(t-s) = k] = \frac{[\lambda(t-s)]^k}{k!} e^{-\lambda(t-s)}, k = 0, 1, 2, \dots。$$

得出3)。

泊松过程的概率分布和数字特征

1. 一维概率分布及均值和方差函数

1) 对任意 $t > 0$, $N(t) \sim \psi(\lambda t)$,

$$P\{N(t)=k\} = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t};$$

2) 均值函数 $m(t) = E[N(t)] = \lambda t$;

3) 方差函数 $D(t) = D[N(t)] = \lambda t$ 。

2. 一维特征函数

$$\begin{aligned} \varphi(u) &= E[e^{iuN(t)}] = \sum_{k=0}^{\infty} e^{iuk} \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda t e^{iu})^k}{k!} e^{-\lambda t} = e^{\lambda t e^{iu}} e^{-\lambda t} = e^{\lambda t(e^{iu} - 1)} \end{aligned}$$

泊松过程的概率分布和数字特征

3. 二维概率分布

平稳独立增量过程

$$P\{N(s)=j, N(t)=k\}$$

$$\stackrel{t>s}{=} P\{N(s)-N(0)=j, N(t)-N(s)=k-j\}$$

$$= P\{N(s)=j\} \cdot P\{N(t-s)=k-j\}$$

$$= \frac{(\lambda s)^j}{j!} e^{-\lambda s} \frac{[\lambda(t-s)]^{k-j}}{(k-j)!} e^{-\lambda(t-s)}$$

$$= \frac{\lambda^k s^j (t-s)^{k-j}}{j!(k-j)!} e^{-\lambda t}, \quad 0 < s < t$$

泊松过程的概率分布和数字特征

4. 协方差函数和相关函数

协方差函数

$$C(s, t) = \lambda \min(s, t),$$

相关函数

$$R(s, t) = \lambda \min(s, t) + \lambda^2 st.$$

证明 $R(s, t) = E[N(s)N(t)]$

$$= E\{N(s)[N(t) - N(s) + N(s)]\} \quad s < t$$

$$= E[N(s)]E[N(t) - N(s)] + E[N^2(s)]$$

$$= \lambda s \cdot \lambda(t - s) + \lambda s + (\lambda s)^2 = \lambda s + \lambda^2 st$$

$$C(s, t) = R(s, t) - m(s)m(t) = \lambda s + \lambda^2 st - \lambda s \lambda t = \lambda s$$

一般地, $C(s, t) = \lambda \min(s, t),$

$$R(s, t) = \lambda \min(s, t) + \lambda^2 st.$$

泊松过程的性质1

泊松过程是平稳独立增量过程；

设 $N(t)$ 表示区间 $[0, t)$ 内事件出现的次数， $\{N(t), t \geq 0\}$ 是参数为 λ 的泊松过程，设 $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_n$ 分别表示事件第1、2、...、 n 次出现的时间，称 τ_k 为事件第 k 次出现的等待时间； $T_k (k \geq 1)$ 表示事件第 $k-1$ 次出现到第 k 次出现的点间间距。

$$T_k = \tau_k - \tau_{k-1}, \quad k=1, 2, \dots, n, \quad \tau_0=0$$

$$\tau_k = T_1 + T_2 + \dots + T_k, \quad k=1, 2, \dots, n$$

泊松过程的性质2

设 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是参数为 λ 的泊松过程, $\{T_n, n=1, 2, \dots\}$ 为点间间距序列, 则 $T_n, n=1, 2, \dots$ 是相互独立同分布的随机变量, 且都服从参数为 λ 的(负)指数分布。

证明 因为 T_1 表示事件第1次出现以前所需要的时间, 所以事件 $\{T_1 > t\}$ 表示在 $[0, t)$ 内泊松事件还没有出现, 因此, 事件 $\{T_1 > t\}$ 的发生当且仅当没有泊松事件在 $[0, t)$ 内出现, 于是对 $t \geq 0$, 有

$$P\{T_1 > t\} = P\{N(t) = 0\} = e^{-\lambda t}$$

$$P\{T_1 \leq t\} = 1 - P\{T_1 > t\} = 1 - e^{-\lambda t}$$

对 $t < 0$, 有 $P\{T_1 > t\} = 1$

因此, T_1 的分布函数为 $F_{T_1}(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases}$

$$T_1 \text{ 的概率密度为 } f_{T_1}(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t}, & t \geq 0 \\ 0, & t < 0 \end{cases} \quad E(T_1) = \frac{1}{\lambda}$$

即 T_1 服从参数为 λ 的（负）指数分布。

T_2 表示事件第1次出现至第2次出现的点间间距

$$\begin{aligned} P\{T_2 > t | T_1 = s_1\} &= P\{\text{在}(s_1, s_1+t)\text{内没有事件出现} | T_1 = s_1\} \\ &= P\{N(s_1+t) - N(s_1) = 0 | N(s_1) - N(0) = 1\} \\ &= P\{N(s_1+t) - N(s_1) = 0\} \\ &= P\{N(t) = 0\} = e^{-\lambda t} \end{aligned}$$

平稳独立
增量过程

$$\begin{aligned} P\{T_2 > t, T_1 > s\} &= \int_t^{+\infty} \int_s^{+\infty} f(x, y) dx dy \\ &= \int_t^{+\infty} \int_s^{+\infty} f_{T_2|T_1}(x | y) f(y) dx dy = \int_s^{+\infty} P\{T_2 > t | T_1 = y\} f(y) dy \\ &= \int_s^{+\infty} e^{-\lambda t} f(y) dy = e^{-\lambda t} P\{T_1 > s\} = P\{T_2 > t\} \cdot P\{T_1 > s\} \end{aligned}$$

当 $s=0$ 时，可见 T_2 也服从参数为 λ 的（负）指数分布且 T_2 与 T_1 独立同分布。

类似地，可用数学归纳法证明当 $n>2$ 时， T_n ， $n=1, 2, \dots$ 相互独立，都参数为 λ 的（负）指数分布。

泊松过程的性质3

设 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是参数为 λ 的泊松过程, $\{\tau_n, n = 1, 2, \dots\}$ 为等待时间序列, 则 $\tau_n \sim \Gamma(n, \lambda)$, 即概率密度为:

$$f(t) = \begin{cases} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} t^{n-1} e^{-\lambda t}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases}$$

即 n 阶爱而朗分布。

证明

因事件 $\{\tau_n \leq t\}$ 等价于事件 $\{N(t) \geq n\}$ ，故 τ_n 的分布函数为

$$F(t) = P\{\tau_n \leq t\} = P\{N(t) \geq n\} = \sum_{k=n}^{\infty} \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}, \quad t \geq 0$$

于是 τ_n 的概率密度

$$\begin{aligned} f(t) = F'(t) &= \sum_{k=n}^{\infty} \lambda \frac{(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda t} - \sum_{k=n}^{\infty} \lambda \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \\ &= \lambda \frac{(\lambda t)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda t} + \sum_{k=n+1}^{\infty} \lambda \frac{(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda t} - \sum_{k=n}^{\infty} \lambda \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \end{aligned}$$

$$= \lambda \frac{(\lambda t)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda t}, \quad t \geq 0$$

当 $t < 0$ 时, $f(t) = 0$,

故

$$f(t) = \begin{cases} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} t^{n-1} e^{-\lambda t}, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0. \end{cases}$$

则 $\tau_n \sim \Gamma(n, \lambda)$, 即 n 阶爱而朗分布。

(注: 也可以利用特征函数进行证明, 见第3讲 P47)

非齐次泊松过程

如果计数过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 满足下列条件：

a) $N(0) = 0$;

b) $\{N(t), t \geq 0\}$ 是独立增量过程；

c) $P\{N(t+\Delta t) - N(t) = 1\} = \lambda(t)\Delta t + o(\Delta t)$;

d) $P\{N(t+\Delta t) - N(t) \geq 2\} = o(\Delta t)$

则称 $\{N(t), t \geq 0\}$ 为参数(或平均率、强度)为 $\lambda(t)$ 的非齐次泊松过程。

特别，当 $\lambda(t) = \lambda$ 时，即为齐次泊松过程。

定理

若过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是非齐次泊松过程，则在时间区间 $[t_0, t_0+t)$ 内事件A出现k次的概率为：

$$P\{N(t_0 + t) - N(t_0) = k\} = \frac{[m(t_0 + t) - m(t_0)]^k}{k!} e^{-[m(t_0 + t) - m(t_0)]}$$

$$k = 0, 1, 2, \dots$$

式中 $m(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$

证明

记 $P_k(t, t_0) = P\{[N(t_0+t) - N(t_0)] = k\}$

$$P_0(t+\Delta t, t_0) = P\{[N(t_0+t+\Delta t) - N(t_0)] = 0\}$$

$$= P\{[N(t_0+t) - N(t_0)] = 0, [N(t_0+t+\Delta t) - N(t_0+t)] = 0\}$$

$$= P\{[N(t_0+t) - N(t_0)] = 0\} \cdot P\{[N(t_0+t+\Delta t) - N(t_0+t)] = 0\}$$

$$= P_0(t, t_0) \cdot [1 - \lambda(t_0+t) \Delta t + o(\Delta t)]$$

整理得

$$\frac{P_0(t + \Delta t, t_0) - P_0(t, t_0)}{\Delta t} = -\lambda(t_0 + t)P_0(t, t_0) + \frac{o(\Delta t)}{\Delta t}$$

令 $\Delta t \rightarrow 0$ 得 $\frac{dP_0(t, t_0)}{dt} = -\lambda(t_0 + t)P_0(t, t_0)$

$$\ln P_0(t, t_0) = -\int_0^t \lambda(t_0 + s) ds = -\int_{t_0}^{t_0+t} \lambda(s) ds$$

故

$$P_0(t, t_0) = e^{-\int_{t_0}^{t_0+t} \lambda(s) ds}$$

同理有

$$\begin{aligned} P_k(t+\Delta t, t_0) &= P\{[N(t_0+t+\Delta t)-N(t_0)]=k\} \\ &= P\{[N(t_0+t)-N(t_0)]=k, [N(t_0+t+\Delta t)-N(t_0+t)]=0\} \\ &\quad + P\{[N(t_0+t)-N(t_0)]=k-1, [N(t_0+t+\Delta t)-N(t_0+t)]=1\} \\ &\quad + P\{[N(t_0+t)-N(t_0)] \leq k-2, [N(t_0+t+\Delta t)-N(t_0+t)] \geq 2\} \\ &= P_k(t, t_0) \cdot [1 - \lambda(t_0+t) \Delta t] + P_{k-1}(t, t_0) \cdot \lambda(t_0+t) \Delta t + o(\Delta t) \end{aligned}$$

整理得

$$\frac{P_k(t + \Delta t, t_0) - P_0(t, t_0)}{\Delta t} = -\lambda(t_0 + t)P_k(t, t_0) + \lambda(t_0 + t)P_{k-1}(t, t_0) + \frac{o(\Delta t)}{\Delta t}$$

令 $\Delta t \rightarrow 0$ 得

$$\frac{dP_k(t, t_0)}{dt} = -\lambda(t_0 + t)P_k(t, t_0) + \lambda(t_0 + t)P_{k-1}(t, t_0)$$

K=1 有

$$\frac{dP_1(t, t_0)}{dt} + \lambda(t_0 + t)P_1(t, t_0) = \lambda(t_0 + t)P_0(t, t_0) = e^{-\int_{t_0}^{t_0+t} \lambda(s) ds}$$

利用初始条件, $P_1(0, t_0)=0$, 解得

$$P_1(t, t_0) = \left(\int_{t_0}^{t_0+t} \lambda(s) ds \right) \cdot e^{-\int_{t_0}^{t_0+t} \lambda(s) ds}$$

利用数学归纳法，可以证得

$$\begin{aligned} P_k(t, t_0) &= \frac{1}{k!} \left(\int_{t_0}^{t_0+t} \lambda(s) ds \right)^k \cdot e^{-\int_{t_0}^{t_0+t} \lambda(s) ds} \\ &= \frac{[m(t_0 + t) - m(t_0)]^k}{k!} e^{-[m(t_0+t) - m(t_0)]} \end{aligned}$$

其中 $m(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$

某镇有一小商店，每日8:00开始营业。从8:00到11:00平均顾客到达率线性增加，在8:00顾客平均到达5人/小时；11:00到达率达最高峰20人/小时。从11:00到13:00平均顾客到达率为20人/小时。从13:00到17:00平均顾客到达率线性下降，17:00顾客到达率为12人/小时。假设在不相交的时间间隔内到达商店的顾客数是相互独立的，试问在8:30到9:30时间内无顾客到达商店的概率为多少？在这段时间内到达商店的顾客的均值为多少？

设8:00为 $t=0$ ，11:00为 $t=3$ ，13:00为 $t=5$ ，17:00为 $t=9$ ，第二天8:00可以为 $t=9$ 。于是，顾客到达率是周期为9的函数：

$$\lambda(t) = \begin{cases} 5 + 5t, & 0 < t \leq 3 \\ 20, & 3 < t \leq 5 \\ 20 - 2(t - 5), & 5 < t \leq 9 \end{cases}$$

$$\lambda(t) = \lambda(t-9)$$

根据题意，在 $[0, t)$ 内到达的顾客数 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是一个非齐次泊松过程。

在8:30到9:30无顾客到达商店的概率为

$$p_0(1, 0.5) = e^{-[m(1.5) - m(0.5)]} = e^{-\int_{0.5}^{1.5} \lambda(t) dt} = e^{-\int_{0.5}^{1.5} (5 + 5t) dt} = e^{-10}$$

在8:30到9:30到达商店的顾客均值为

$$m(1.5) - m(0.5) = \int_{0.5}^{1.5} (5 + 5t) dt = 10$$

本讲主要内容

➤ 泊松过程

- 泊松过程的两个定义及其等价性
- 泊松过程的概率分布
- 泊松过程的数字特征
- 泊松过程的性质
- 非齐次泊松过程

下一讲内容预告

➤ 泊松过程

- 复合泊松过程

➤ 更新计数过程

➤ 马尔可夫过程

- 马尔可夫过程的概念
- 马尔可夫过程的分类
- 离散参数马氏链

习题三

P98

12.

15.

19.

12. 已知寻呼台在 $[0, t)$ 内收到的呼唤次数 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是泊松过程, 每分钟平均收到 2 次呼唤:

- (1) 求 2 分钟内收到 3 次呼唤的概率;
- (2) 已知 $[0, 3)$ 内收到 5 次呼唤, 求 $[0, 2)$ 内收到 3 次呼唤的概率.

15. 设 $\{N_1(t), t \geq 0\}$ 是参数为 λ_1 的泊松过程, $\{N_2(t), t \geq 0\}$ 是参数为 λ_2 的泊松过程, 二者相互独立, 设

$$X(t) = N_1(t) + N_2(t), Y(t) = N_1(t) - N_2(t)$$

- (1) 证明 $\{X(t), t \geq 0\}$ 是参数为 $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$ 的泊松过程;
- (2) 证明 $\{Y(t), t \geq 0\}$ 不是泊松过程.

19. 设 $N(t)$ 表示某发射源在 $[0, t)$ 内发射的粒子数, $\{N(t), t \geq 0\}$ 是平均率为 λ 的泊松过程. 若每一个发射的粒子都以概率 p 的可能被记录. 且一粒子的记录不仅独立于其他粒子的记录, 也独立于 $N(t)$. 若以 $M(t)$ 表示在 $[0, t)$ 内被记录的粒子数. 证明 $\{M(t), t \geq 0\}$ 是一平均率为 λp 的泊松过程.

课堂练习—下课交

13. 设 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是平均率为 $\lambda = 2$ 的泊松过程，
分别求：

- ① $E(N(2)N(3))$
- ② $P(N(2)=1, N(3)=2)$
- ③ $P(N(3)=2 \mid N(2)=1)$