



随机过程理论

Stochastic process theory



6.5 更新计数过程

6.2 到达时间

6.6 非齐次泊松过程

6.3 到达时间间隔

6.7 复合泊松过程

6.4 到达时间的条件分布

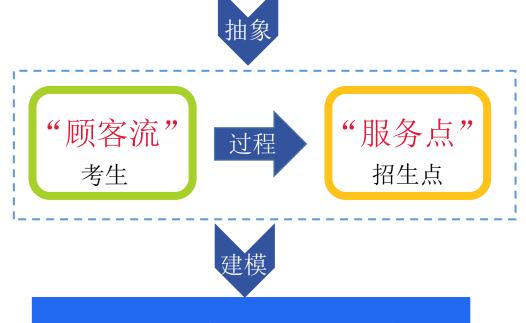






问题: 高考招生咨询可以帮助考生顺利报考,如何对考生前往招生点的过程建模分析,辅助各高校合理安排招生人员?





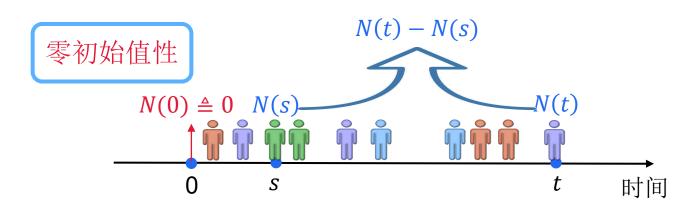


随时间变化进行计数



在时间 $[0, +\infty)$ 内出现事件A的总数所组成的过程 $\{N(t), t \ge 0\}$ 称为计数过程。计数过程 $\{N(t), t \ge 0\}$ 一般满足下列条件:

- (1) N(t)是一个非负整数;
- (2) $N(0) \triangleq 0$;
- (3) 如果有两个时刻点s,t,且s < t,则 $N(s) \le N(t)$;
- (4) 对于s < t, N(t) N(s)代表在时间间隔[s,t]内出现事件A的次数。

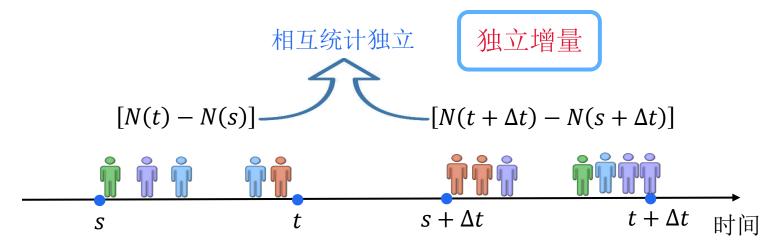




在计数随机过程中:

- 1. 设有两个不相重叠的时间间隔[s,t]和[$s + \Delta t$, $t + \Delta t$], $t \ge s \ge 0$, $\Delta t \ge 0$;
- 2. 在[s,t]内出现事件A的次数为[N(t)-N(s)],在[$s+\Delta t$, $t+\Delta t$]内出现事件A的次数为[$N(t+\Delta t)-N(s+\Delta t)$]。

若[N(t)-N(s)]与 $[N(t+\Delta t)-N(s+\Delta t)]$ 相互统计独立,则 $\{N(t),t\geq 0\}$ 为独立增量计数过程。



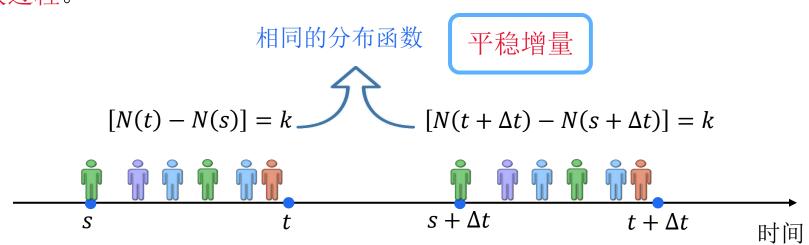


在计数随机过程中:

对任意的 $t \ge s \ge 0$, $\Delta t > 0$,增量 $[N(t + \Delta t) - N(s + \Delta t)]$ 与[N(t) - N(s)]有相同的分布函数

$$P\{N(t) - N(s) = k\} = P\{N(t + \Delta t) - N(s + \Delta t) = k\}, k \ge 0$$

即出现事件A的次数仅与时间差(t-s)有关,与起始时刻无关,则称 $\{N(t), t \geq 0\}$ 为平稳增量计数过程。

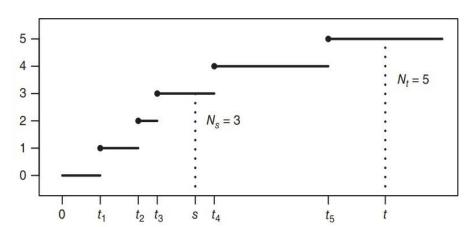




单跳跃性

在计数随机过程中,同一时刻至多只有 一个计数增量,即

$$\lim_{\Delta t \to 0} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{P\{[N(t + \Delta t) - N(t)] = k\}}{\Delta t} = 0, t \ge 0;$$

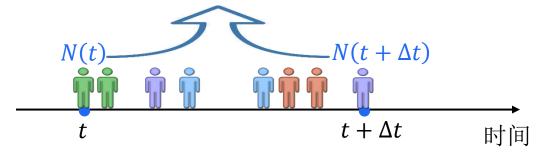


随机性

在计数随机过程中,时间间隔 Δt 内出现事件A的次数为k的概率 $p,0 是任意的,即令 <math>P\{[N(t+\Delta t)-N(t)]=k\}=p,0$

$$\coprod \sum_{k=0}^{\infty} P\{[N(t+\Delta t)-N(t)]=k\}=1, \ t,\Delta t\geq 0$$

出现不同次数k的概率和为1





设有一随机计数过程 $\{N(t), t \geq 0\}$, 其状态仅取非负整数值,并满足下列条件:

零初始值性

独立增量

平稳增量

单跳跃性

随机性

则称计数过程为泊松过程。



问题1: N(t) 如何计算呢?

问题2: 为什么叫泊松过程呢?

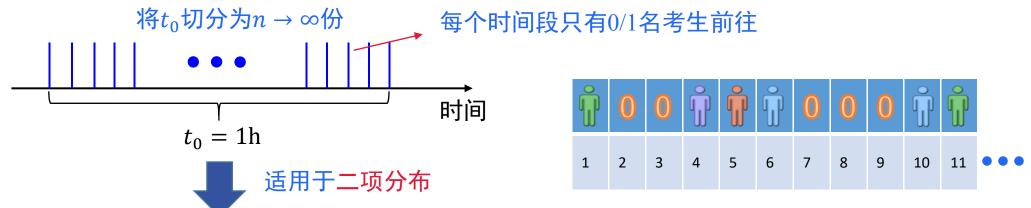


高考招生

以早上9点-10点一个小时为例进行分析



分析思路



 $n \to \infty$ 次独立重复的伯努利试验会出现 $k = 0,1,2, \cdots n$ 种结果,成功的次数 $N(t_0)$ 服从的概率分布为

$$P[N(t_0) = k] = \lim_{n \to \infty} C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$$



高考招生

以早上9点-10点一个小时为例进行分析



分析思路 已知9点-10点 $t_0 = 1h$ 内平均到达考生数,即 $\lambda t_0 = np$

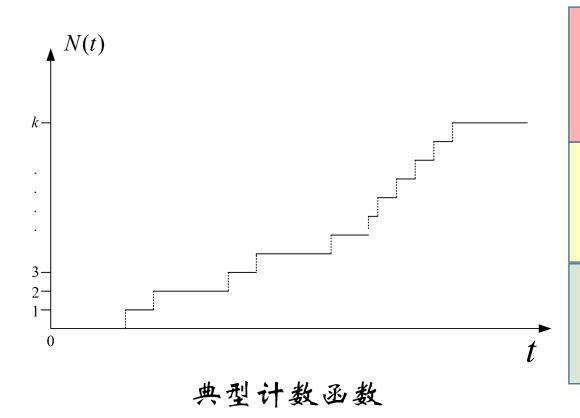
$$\begin{split} \mathsf{P}(N(t_0) = k) &= \lim_{n \to \infty} \mathsf{C}_n^k p^k (1 - p)^{n - k} \\ &= \lim_{n \to \infty} \frac{n(n - 1)(n - 2) \cdots (n - k + 1)}{k!} \Big(\frac{\lambda t_0}{n} \Big)^k \Big(1 - \frac{\lambda t_0}{n} \Big)^{n - k} \\ &= \frac{(\lambda t_0)^k}{k!} \lim_{n \to \infty} \Big(1 - \frac{1}{n} \Big) \Big(1 - \frac{2}{n} \Big) \cdots \Big(1 - \frac{k - 1}{n} \Big) \Big(1 - \frac{\lambda t_0}{n} \Big)^{n - k} \\ &= \frac{(\lambda t_0)^k e^{-\lambda t_0}}{k!}, k = 0, 1, 2, \cdots \end{split}$$

当时间间隔 t_0 为任意值t时,事件A出现k次的概率为:

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

泊松过程概率分布





在有限区间上泊松过程的样本函数是连续的,除在有限个点上以外还是处处可 微的。

每个样本函数的形状都是阶梯函数,各阶步的长度为1,阶梯出现在随机时刻上。

所有可能的计数函数的集合,可用非负的、整数值的连续参数随机过程表示。

泊松计数过程



2、泊松计数过程

户定理

若随机过程 $\{N(t), t \in [0,\infty)\}$ 为泊松过程,则在时间 $\{t_0,t_0+t\}$ 内事件A出现 k 次的概率为

$$P\left\{N(t_0+t)-N(t_0)=k\right\}=\frac{\left(\lambda t\right)^k}{k!}e^{-\lambda t}$$

$$k = 0, 1, 2, \dots \quad t_0, t \ge 0$$

$$\lambda > 0$$
 为泊松过程的强度。

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



> 增量的概率

(1) R $p_0(t_1,t_2)$

$$\begin{split} p_0(t_1, t_2 + \Delta t) &= P[X(t_2 + \Delta t) - X(t_1) = 0] & t_2 > t_1 \\ &= P[X(t_2 + \Delta t) - X(t_2) = 0, X(t_2) - X(t_1) = 0] \\ &= P[X(t_2 + \Delta t) - X(t_2) = 0] P[X(t_2) - X(t_1) = 0] \\ &= [1 - \lambda \Delta t - 0(\Delta t)] \cdot p_0(t_1, t_2) \end{split}$$

$$p_{0}(t_{1}, t_{2} + \Delta t) - p_{0}(t_{1}, t_{2}) = [-\lambda \Delta t - 0(\Delta t)] \cdot p_{0}(t_{1}, t_{2})$$

$$\Rightarrow \frac{dp_{0}(t_{1}, t_{2})}{dt_{2}} = -\lambda p_{0}(t_{1}, t_{2}) \qquad \Rightarrow p_{0}(t_{1}, t_{2}) = e^{-\lambda (t_{2} - t_{1})}$$



(2) R $p_k(t_1,t_2)$

$$\begin{split} p_k(t_1, t_2 + \Delta t) &= P[X(t_2 + \Delta t) - X(t_1) = k] \\ &= P[X(t_2) - X(t_1) = k, X(t_2 + \Delta t) - X(t_2) = 0] \\ &+ P[X(t_2) - X(t_1) = k - 1, X(t_2 + \Delta t) - X(t_2) = 1] \\ &+ \sum_{s=2}^{k} P[X(t_2) - X(t_1) = k - s, X(t_2 + \Delta t) - X(t_2) = s] \\ &= p_k(t_1, t_2)[1 - \lambda \Delta t - 0(\Delta t)] + p_{k-1}(t_1, t_2)[\lambda \Delta t + 0(\Delta t)] \\ &+ \sum_{s=2}^{k} p_{k-s}(t_1, t_2)0(\Delta t) \\ &\Rightarrow \frac{dp_k(t_1, t_2)}{dt_2} = \lambda(p_{k-1}(t_1, t_2) - p_k(t_1, t_2)) \end{split}$$



$$\frac{dp_1(t_1, t_2)}{dt_2} = \lambda(p_0(t_1, t_2) - p_1(t_1, t_2))$$

$$\stackrel{\text{fifth}}{\Rightarrow} p_1(t_1, t_2) = \lambda(t_2 - t_1)e^{-\lambda(t_2 - t_1)}$$

$$\frac{dp_k(t_1, t_2)}{dt_2} = \lambda(p_{k-1}(t_1, t_2) - p_k(t_1, t_2))$$

$$p_{k}(t_{1},t_{2}) = \frac{\left[\lambda(t_{2}-t_{1})\right]^{k}}{k!}e^{-\lambda(t_{2}-t_{1})}$$



2、泊松计数过程

增量
$$N(t_0,t_0+t)=N(t_0+t)-N(t_0)$$
 的数字特征

✓ 均值

$$E[N(t_0, t_0 + t)] = \sum_{k=0}^{\infty} k p_k(t_0, t_0 + t)$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\left(\lambda t\right)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$

$$= \lambda t \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\left(\lambda t\right)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda t} = \lambda t \sum_{m=0}^{\infty} \frac{\left(\lambda t\right)^m}{m!} e^{-\lambda t}$$

$$= \lambda t e^{\lambda t} e^{-\lambda t} = \lambda t$$



2、泊松计数过程

✓ 均方值

$$\begin{split} E\Big[N^2(t_0,t_0+t)\Big] &= E\{N(t_0,t_0+t)[N(t_0,t_0+t)-1]+N(t_0,t_0+t)\}\\ &= E\{N(t_0,t_0+t)[N(t_0,t_0+t)-1]\} + E[N(t_0,t_0+t)]\\ &= \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1)\frac{(\lambda t)^k}{k!}e^{-\lambda t} + \lambda t = (\lambda t)^2\sum_{k=2}^{\infty}\frac{(\lambda t)^{k-2}}{(k-2)!}e^{-\lambda t} + \lambda t\\ &= (\lambda t)^2 + \lambda t \end{split}$$

✓ 方差

$$D[N(t_0, t_0 + t)] = E[N^2(t_0, t_0 + t)] - \{E[N(t_0, t_0 + t)]\}^2 = \lambda t$$



2、泊松计数过程

$$\triangleright$$
 随机过程 $N(t) = N(t) - N(0)$ 的数字特征

✓ 均値
$$E[N(t)] = E[N(t) - N(0)] = \lambda t$$

✓ 方差
$$D[N^2(t)] = D[[N(t) - N(0)]^2] = \lambda t$$

✓ 均方値
$$E[N^2(t)] = E[[N(t) - N(0)]^2] = (\lambda t)^2 + \lambda t$$



2、泊松计数过程

▶随机过程 N(t) = N(t) - N(0) 的数字特征

✓相关函数

$$t_{2} > t_{1} \quad R_{N}(t_{1}, t_{2}) = E[N(t_{1})N(t_{2})]$$

$$= E\{[N(t_{2}) - N(t_{1}) + N(t_{1})]N(t_{1})\}$$

$$= E\{[N(t_{2}) - N(t_{1})]N(t_{1})\} + E\{N^{2}(t_{1})\}$$

$$= E\{[N(t_{2}) - N(t_{1})][N(t_{1}) - N(0)]\} + D[N(t_{1})] + \{E[N(t_{1})]\}^{2}$$

$$= \lambda(t_{2} - t_{1})\lambda t_{1} + \lambda t_{1} + (\lambda t_{1})^{2}$$

$$= \lambda t_{1}(1 + \lambda t_{2})$$

$$t_{1} > t_{2} \quad R_{N}(t_{1}, t_{2}) = \lambda t_{2}(1 + \lambda t_{1})$$



$$R_N(t_1, t_2) = \lambda^2 t_1 t_2 + \lambda \min(t_1, t_2)$$



2、泊松计数过程

$$\triangleright$$
随机过程 $N(t) = N(t) - N(0)$ 的数字特征

✓过程强度
$$\lambda = \frac{E[N(t)]}{t}$$

单位时间内事件A发生的平均次数

常称为泊松计数过程的速率



3、泊松脉冲列的数字特征

$$\frac{\frac{d}{dt}N(t)}{1$$
 泊松脉冲列

$$\{N(t), t \in [0, \infty)\}$$
 $\longrightarrow X(t) = \frac{d}{dt}N(t) = \sum_{i} \delta(t - t_i)$

泊松脉冲列的数字特征

$$\triangleright$$
 均值
$$E[X(t)] = \frac{d}{dt}E[N(t)] = \lambda$$

> 相关函数

$$R_X(t_1, t_2) = \frac{\partial^2}{\partial t_1 \partial t_2} R_N(t_1, t_2) = \lambda^2 + \lambda \delta(t_1 - t_2)$$



高铁问题

2023年9月,"一带一路"标志性项目雅万高铁投入运营,全长142公里,共铺设使用了多组高速道岔。据其他高速道岔经验,平均3年发生2次故障,发生故障后设备更换购置期为30天,为保证99.99%的正常通行率,需要长期储备多少组该类高速道岔?

设 $N(t) \ge 0$ 表示在[0,t)内高速道岔出现的故障数,为一泊松过程,其以天为时间单位的过程强度为

$$\lambda = \frac{2}{3 * 365} = 0.0018265$$

更换购置期(30天)出现故障的概率分布为

$$P[N(30) = k] = \frac{(0.0018265 \times 30)^k}{k!} e^{-0.0018265 \times 30}, k = 0,1,2,\dots$$







高铁问题

2023年9月, "一带一路"标志性项目雅万高铁投入运营,全长142公里,共铺设使用了多组高速道岔。据其他高速道岔经验,平均3年发生2次故障,发生故障后设备更换购置期为30天,为保证99.99%的正常通行率,需要长期储

备多少组该类高速道岔?

购置期内K组 道岔发生故障	购置期内K组道岔 发生故障概率	满足购置期内K组 抢修需要的保障率
0	P[N(30) = 0] = 0.946679	P(0) = 0.946679
1	P[N(30) = 1] = 0.051872	P(0) + P(1) = 0.998552
2	P[N(30) = 2] = 0.001421	P(0) + P(1) + P(2) = 0.999973
3	P[N(30) = 3] = 0.000026	P(0) + P(1) + P(2) + P(3) = 0.999999
		





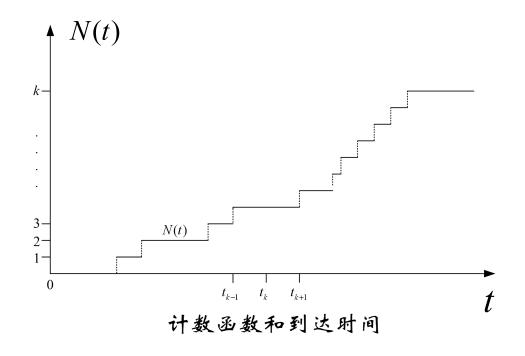
为满足99.99%的保障率,需要长期储备2组高速道岔。





> 学习目的

计算给定的事件发生数所需要的时间长度,以及计算在给定的时间区间中所发生的事件数。





> 定义

观测区间中出现第k个事件的发生时刻 t_k 为第k个事件的到达时间。

> 到达时间的分布函数

$$F_{T_k}(t) = P\{T_k \le t\}$$



$$P[T_{k} \le k] = 1 - P[N(t) \le k - 1]$$

$$F_{T_{k}}(t) = 1 - F_{N(t)}(k - 1) \qquad k = 1, 2, 3, \cdots$$

$$f_{T_{k}}(t) = j = \frac{e^{-\lambda t}(\lambda t)^{j}}{j!}$$

$$F_{T_{k}}(t) = P[T_{k} \le t] = P[N(t) > k - 1]$$

$$= 1 - P[N(t) \le k - 1]$$

$$= 1 - \sum_{j=0}^{k-1} P[N(t) = j]$$

$$= 1 - e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^{k-1} \frac{(\lambda t)^{j}}{j!}$$



泊松计数过程第k个到达时间 T_k 的概率分布函数和概率密度:

$$F_{T_k}(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t} \sum_{j=0}^{k-1} \frac{(\lambda t)^j}{j!} & t \ge 0 \\ 0 & t < 0 \end{cases}$$

$$f_{T_k}(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} & t \ge 0 \\ 0 & t < 0 \end{cases}$$
你马分布



> 到达时间的数字特征

メ均値
$$E[T_k] = \int_{-\infty}^{\infty} t f_{T_k}(t) dt = \int_{0}^{\infty} t \frac{\lambda e^{-\lambda t} (\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} dt$$

$$= \frac{\lambda^k}{(k-1)!} \int_{0}^{\infty} t^k e^{-\lambda t} dt = \frac{\lambda^k}{(k-1)!} \cdot \frac{k!}{\lambda^{k+1}} = \frac{k}{\lambda}$$

イ 方差
$$D[T_k] = E[T_k^2] - \{E[T_k]\}^2 = \frac{k^2 + k}{\lambda^2} - \frac{k^2}{\lambda^2} = \frac{k}{\lambda^2}$$





> 定义

泊松计数过程中逐次到达的时间间隔的长度 Z 和为 到达时间间隔。

$$Z_1 = T_1 - 0$$

 $Z_k = T_k - T_{k-1}$ $k = 2, 3, 4, \cdots$

> 第k个到达时间间隔的概率分布函数

$$N(t)$$
的概率分布

$$N(t)$$
的概率分布 $\longrightarrow Z_k$ 的概率分布函数

事件
$$[Z_k > z]$$
 事件 $[T_k - T_{k-1} > z]$ $[Z_k > z] = [(T_k - T_{k-1}) > z] = [T_k > T_{k-1} + z]$



$$T_{k-1} = t_{k-1}$$
 (观测值)

事件
$$\Big[T_k > T_{k-1} + z \, \Big| T_{k-1} = t_{k-1} \Big]$$
 等价 $\Big[N(t)$ 在 $\Big(t_{k-1}, t_{k-1} + z \Big)$ 内 不变 $\Big[N(t_{k-1} + z) - N(t_{k-1}) = 0\Big]$ $P\Big[Z_k > z \, \Big| T_{k-1} = t_{k-1} \Big] = P\Big[N(t_{k-1} + z) - N(t_{k-1}) = 0\Big]$ $F_{Z_k}\Big[z \, \Big| T_{k-1} = t_{k-1} \Big] = 1 - P\Big[N(t_{k-1} + z) - N(t_{k-1}) = 0\Big]$ 平稳 $P\Big[N(z) = 0\Big]$ 平稳 $F_{Z_k}\Big[z \, \Big| T_{k-1} = t_{k-1} \Big] = 1 - P\Big[N(z) = 0\Big]$

平稳条件下
$$F_{Z_k}\left[z\middle|T_{k-1}=t_{k-1}\right]$$
 与 t_{k-1} 无关



泊松计数过程具有平稳增量,各次事件间的到达时间间隔都具有相同的分布。

$$F_{Z_k}(z) = egin{cases} 1 - e^{-\lambda z}, & z \ge 0 \ 0 & 其他 \end{cases}$$
 $k = 1, 2, 3, \cdots$ $f_{Z_k}(z) = egin{cases} \lambda e^{-\lambda z}, & z \ge 0 \ 0 & 其他 \end{cases}$ $k = 1, 2, 3, \cdots$



$$E\left[Z_{k}\right] = \int_{0}^{\infty} z\lambda e^{-\lambda z} dz = \frac{1}{\lambda}$$

$$T_k = \sum_{i=0}^k Z_i$$



6.4 到达时间的条件分布



泊松过程
$$\{N(t), t \in [0,\infty)\}$$

▶ [0,t] 内有一个事件A发生情况下到达时间的分布

$$P[T_{1} \leq s | N(t) = 1]$$

$$= \frac{P[T_{1} \leq s, N(t) = 1]}{P[N(t) = 1]}$$

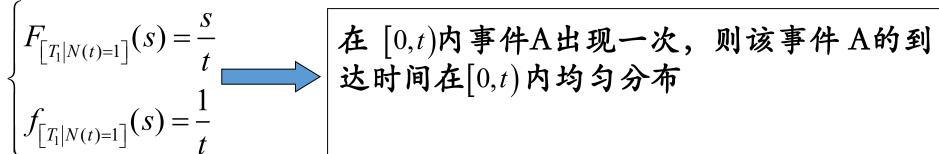
$$= \frac{P\{\text{在}[0, s] 内 出现时间A一次,在(s,t] 内不出现事件A}}{P[N(t) = 1]}$$

$$= \frac{\lambda s e^{-\lambda s} \cdot e^{-\lambda(t-s)}}{\lambda t e^{-\lambda t}} = \frac{s}{t}$$

6.4 到达时间的条件分布



▶ [0,t) 内有一个事件发生情况下到达时间的分布



▶推论 —→k个事件

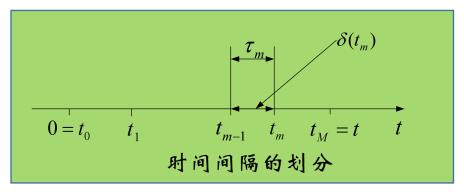
泊松过程 $\{N(t), t \in [0,\infty)\}$, 在 [0,t) 内出现k个事件A,则k个事件A的到 达时间 $\{s_1, s_2, \dots, s_k\}$ 是一组 k $(k \ge 1)$ 维独立、同分布的随机变量所组成的顺 序统计量,且每一随机变量均匀分布在[0,t)内。

6.4 到达时间的条件分布



用 t_0, t_1, \dots, t_M 将 [0,t) 划分成M个子时间间隔

$$t_0 \triangleq 0$$
, $t_M \triangleq t$, $\delta(\tau_m) \triangleq (t_{m-1}, t_m)$



在整个区间 [0,t) 发生k个事件A的假设下,在长度为 $\delta(\tau_m)m=1,2,\cdots$

的子时间间隔 τ_m ,内发生 k_m 个事件A的条件概率:

$$P[N_{\tau_1} = k_1, N_{\tau_2} = k_2, \dots, N_{\tau_M} = k_M | N_t = k] = \frac{k!}{t^k} \prod_{j=1}^k \tau_j$$



6.5 更新计数过程



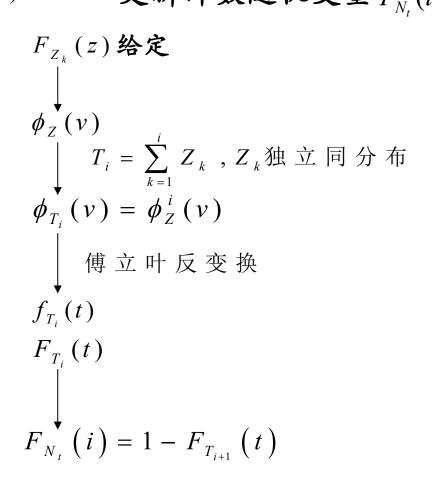
- > 设备更新问题
 - ✓ t=0时刻安装某设备,使用至失效,被同类设备替换
 - ✓ 任一设备寿命不受任何其它设备的影响
 - ✓ 一部设备的寿命及其被另一部替换是相互独立,具有相同分布的随机变量

该问题相对应的计数过程为更新计数过程。

6.5 更新计数过程



ightharpoonup 更新计数随机变量的概率分布 到达时间隔 $F_{Z_k}(z)$ 更新计数随机变量 $F_{N_k}(i)$



6.5 更新计数过程



假设更新计数过程的到达时间间隔具有负指数分布

$$\phi_{T_i}(v) = [\phi_T(v)]^i = \frac{1}{(1 - jv/\lambda)^i}$$

$$F_{T_i}(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t} \sum_{k=0}^{i-1} \frac{(\lambda t)^k}{k!} & t \ge 0\\ 0 & t < 0 \end{cases}$$

$$F_{N_t}(i) = 1 - F_{T_{i+1}}(t) = 1 - 1 + e^{-\lambda t} \sum_{k=0}^{i} \frac{(\lambda t)^k}{k!}$$
$$= e^{-\lambda t} \sum_{k=0}^{i} \frac{(\lambda t)^k}{k!} \qquad i = 0, 1, 2, \dots$$

可见N(t)服从泊松分布



6.6 非齐次泊松过程



户定义

计数过程 $\{N(t), t \in [0,\infty)\}$ 满足下列假设称为非齐次泊松过程。

- ✓零初始值性: $P\{N(0) = 0\} = 1$
- ✓独立增量过程

学跳跃:
$$P\left\{\left[N\left(t+\Delta t\right)-N(t)\right]=1\right\}=\lambda\left(t\right)\Delta t+0\left(\Delta t\right)$$

且 $\lim_{\Delta t\to 0}\sum_{k=2}^{\infty}\frac{P\left\{N(t+\Delta t)-N(t)=k\right\}}{\Delta t}=0,\ t\geq 0$

✓ 随机性:
$$P\{N(t+\Delta t)-N(t)=k\}=p$$
 0

$$\mathbb{E} \sum_{k=0}^{\infty} P\left\{N(t+\Delta t) - N(t) = k\right\} = 1 \qquad (t, \Delta t \ge 0)$$

6.6 非齐次泊松过程



户定理

 $\{N(t), t \in [0,\infty)\}$ 是非齐次泊松过程,则在时间隔 $[t_0, t_0 + t]$

内出现事件A为k次的概率为:

$$P\{[N(t_{0}+t)-N(t_{0})]=k\}$$

$$=\frac{1}{k!}\left[\int_{t_{0}}^{t_{0}+t}\lambda(s)ds\right]^{k}\exp\{-\int_{t_{0}}^{t_{0}+t}\lambda(s)ds\}$$

$$=\frac{\left[m(t_{0}+t)-m(t_{0})\right]^{k}}{k!}\exp\{-\left[m(t_{0}+t)-m(t_{0})\right]\} \quad k \geq 0$$

式中
$$m(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$$



6.7 复合泊松过程



户定义

设 $\{N(t),t\in[0,\infty)\}$ 是一个强度为 λ 的泊松过程, $\{Y_n,n=1,2,\cdots\}$ 是一组相互独立,具有相同分布的随机变量,且 $\{N(t)\}$ $\{Y_n\}$ 亦相互统计独立,令

$$X(t) = \sum_{n=1}^{N(t)} Y_n \quad t \ge 0$$

 ${X(t), t \ge 0}$ 称为复合泊松过程。

$$Y_n = 1$$
 — $X(t) = N(t)$ 通常所说的泊松过程

6.7 复合泊松过程



$$Y_i$$
 离散 $X(t)$ 广义泊松过程 Y_i 连续 $X(t)$ 复合泊松过程

> 数字特征

✓均値
$$E[X(t)] = \lambda t E[Y]$$
✓均方値 $E[X^2(t)] = (\lambda t)^2 \{E[Y]\}^2 + \lambda t E[Y^2]$
✓方差 $D[X(t)] = \lambda t E[Y^2]$

作业



- **>** 6.1(2), 6.2 -6.4
- **>** 6.13-6.15