



北京航空航天大学
BEIHANG UNIVERSITY

随机过程理论 习题课



泊松随机过程

- 计数过程：在时间 $[0, \infty]$ 内出现时间A的总数所组成的过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 称为计数过程。对于任一个计数过程，满足以下条件： $N(t)$ 是一个非负整数； $N(0)=0$ ；时间 $s < t$ ，则 $N(t) \geq N(s)$ ； $N(t) - N(s)$ 代表时间 $[s, t]$ 内事件A发生的次数。
- 独立增量过程： $[s, t]$ 内事件发生的次数 $N(t) - N(s)$ ，与 $[s + \Delta t, t + \Delta t]$ 内事件发生的次数 $N(t + \Delta t) - N(s + \Delta t)$ 相互统计独立；
- 平稳增量计数过程：在 $[t, t + \Delta t]$ 内出现事件A的次数仅和时间差有关，与时间起点无关。
- 泊松计数过程：零初始值性；平稳增量；独立增量；单跳跃性；随机性
- 泊松过程的定理：随机过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 为泊松过程，则在时间间隔 $[t_0, t_0 + t]$ 事件A

出现k次的概率为
$$P\{N(t_0 + t) - N(t_0) = k\} = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \quad k = 0, 1, 2, \dots$$



泊松随机过程

- 统计特性:
$$E[N(t_0 + t, t_0)] = \sum_{k=0}^{\infty} k p_k(t_0 + t, t_0) = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$
$$= \lambda t \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda t} = \lambda t e^{\lambda t} e^{-\lambda t} = \lambda t$$
$$D[N(t_0 + t, t_0)] = E[N^2(t_0 + t, t_0)] - \{E[N(t_0 + t, t_0)]\}^2 = \lambda t$$
$$R_N(t_1, t_2) = \lambda^2 t_1 t_2 + \lambda \min(t_1, t_2)$$
- 泊松脉冲序列统计特性:
$$X(t) = \frac{d}{dt} N(t) = \sum_i \delta(t - t_i)$$
$$E[X(t)] = \frac{d}{dt} E[N(t)] = \lambda$$
$$R_X(t_1, t_2) = \frac{\partial^2}{\partial t_1 \partial t_2} R_N(t_1, t_2)$$
$$R_X(t_1, t_2) = \lambda^2 \quad t_1 \neq t_2$$



泊松随机过程

- 到达时间：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：

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

$$P(T_k \leq t) = P[N(t) \geq k] = 1 - P[N(t) \leq k-1]$$

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

$$F_{N(t)}(k-1) = \sum_{j=0}^{k-1} P[N(t) = j] = \sum_{j=0}^{k-1} \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^j}{j!}$$

求导



$$f_{T_k}(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!} & t \geq 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad \begin{matrix} E[T_k] = \frac{k}{\lambda} \\ D[T_k] = \frac{k}{\lambda^2} \end{matrix}$$

伽马分布

$$P(Z_k > z) = 1 - P(Z_k \leq z) = 1 - F_{Z_k}(z)$$

- 到达时间间隔：逐次到达的时间长度

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

$$F_{Z_k} = 1 - P\{N(z) = 0\}$$

$$[T_k > T_{k-1} + z \mid T_{k-1} = t_{k-1}] = [N(t_{k-1} + z) - N(t_{k-1}) = 0]$$

$$P[N(z) = 0] = \frac{e^{-\lambda z} (\lambda z)^0}{0!} = e^{-\lambda z} \quad z \geq 0$$

$$F_{Z_k}(z) = 1 - P[N(z) = 0] \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

$$F_{Z_k}(z) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda z}, & z \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

$$f_{Z_k}(z) = \lambda e^{-\lambda z}$$

负指数分布



泊松随机过程

- 到达时间条件分布：[0,t]内有一个事件A发生情况下到达时间的分布

$$\begin{aligned} P\{T_1 < s \mid N(t) = 1\} &= \frac{P\{T_1 < s, N(t) = 1\}}{P\{N(t) = 1\}} \\ &= \frac{P\{\text{在}[0, s) \text{ 内出现事件 A 一次, 在}[s, t) \text{ 内不出现事件 A}\}}{P\{N(t) = 1\}} \\ &= \frac{P\{\text{在}[0, s) \text{ 内出现事件 A 一次}\} P\{\text{在}[s, t) \text{ 内不出现事件 A}\}}{P\{N(t) = 1\}} \\ &= \frac{\lambda s e^{-\lambda s} e^{-\lambda(t-s)}}{\lambda t e^{-\lambda t}} = \frac{s}{t} \end{aligned}$$

均匀
分布

- 更新计数过程：由到达时间间隔确定更新计数随机变量的概率分布函数

- 复合泊松过程：N(t)泊松过程，Y(n)独立同分布， $X(t) = \sum_{n=1}^{N(t)} Y_n \quad t \geq 0$

- 非齐次泊松过程：零初值性；独立增量过程；单跳跃性；随机性；（平稳增量~~X~~）



泊松随机过程

6.1 泊松分布 $P\{X(t)=k\} = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \quad k=1,2,\dots$

特征函数 $\phi_X(v) = E[e^{jvX(t)}] = \sum_{k=0}^{\infty} e^{jvk} \cdot \frac{(\lambda t)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda t} = e^{-\lambda t} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(\lambda t \cdot e^{jv})^k}{k!}$
 $= e^{-\lambda t} e^{\lambda t e^{jv}} = e^{\lambda t(e^{jv}-1)}$

$$\begin{aligned} P\{X(t_1)=m, X(t_2)=m+n\} &= P\{X(t_1)=m, X(t_2)-X(t_1)=n\} \\ &= e^{-\lambda t_1} \cdot \frac{(\lambda t_1)^m}{m!} \cdot e^{-\lambda(t_2-t_1)} \cdot \frac{\lambda^n (t_2-t_1)^n}{n!} \\ &= e^{-\lambda t_2} \lambda^{m+n} \frac{(t_2-t_1)^n t_1^m}{m!n!} \end{aligned}$$

6.3: 1. (1)特征函数法; (2) 直接求。(相互独立的随机变量之和的特征函数等于各自特征函数之积)

2. (1)特征函数法; (2) 数字特征; (3) 定义法 泊松过程 ≥ 0 , 而 $X(t_1)-X(t_2)\geq 0$, 不一定成立。



泊松随机过程

6.4

$$P\{Y(t + \Delta t) - Y(t) = k\} = \frac{(\lambda_Y \Delta t)^k}{k!} e^{-\lambda_Y \Delta t}$$

$X(t)$ 第 k 个事件到达时间的概率密度函数:

$$f_{T_k}(\Delta t) = \lambda_X e^{-\lambda_X \Delta t} \frac{(\lambda_X \Delta t)^{k-1}}{(k-1)!}$$

$X(t)$ 不同事件到达时间间隔的概率密度函数:

$$f_T(\Delta t) = \lambda_X e^{-\lambda_X \Delta t}$$

所以:

$$P = \int_0^{\infty} (P\{Y(t + \Delta t) - Y(t) = k\}) f_T(\Delta t) d\Delta t$$



泊松随机过程

6.13: 服从 $\lambda=1/3$ 的泊松过程

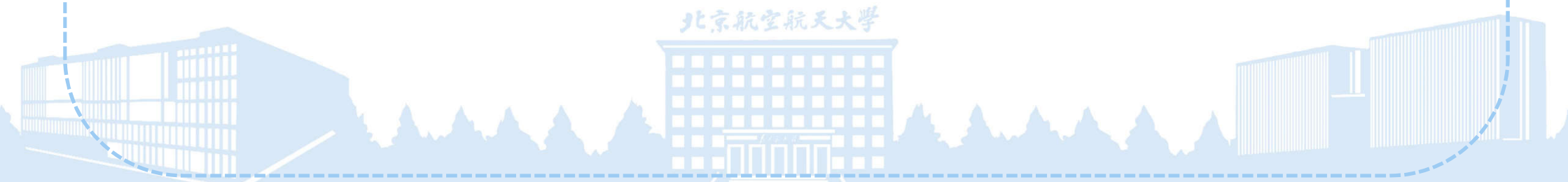
$$(1) \quad P[N(t) = k] = \frac{\left(\frac{1}{3}t\right)^k}{k!} e^{-\frac{1}{3}t} \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

$$(2) \quad E[N(t)] = \frac{1}{3}t$$

$$(3) \quad P\{Y(t) = k\} = \frac{\left(\frac{1}{9}t\right)^k}{k!} e^{-\frac{1}{9}t} \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

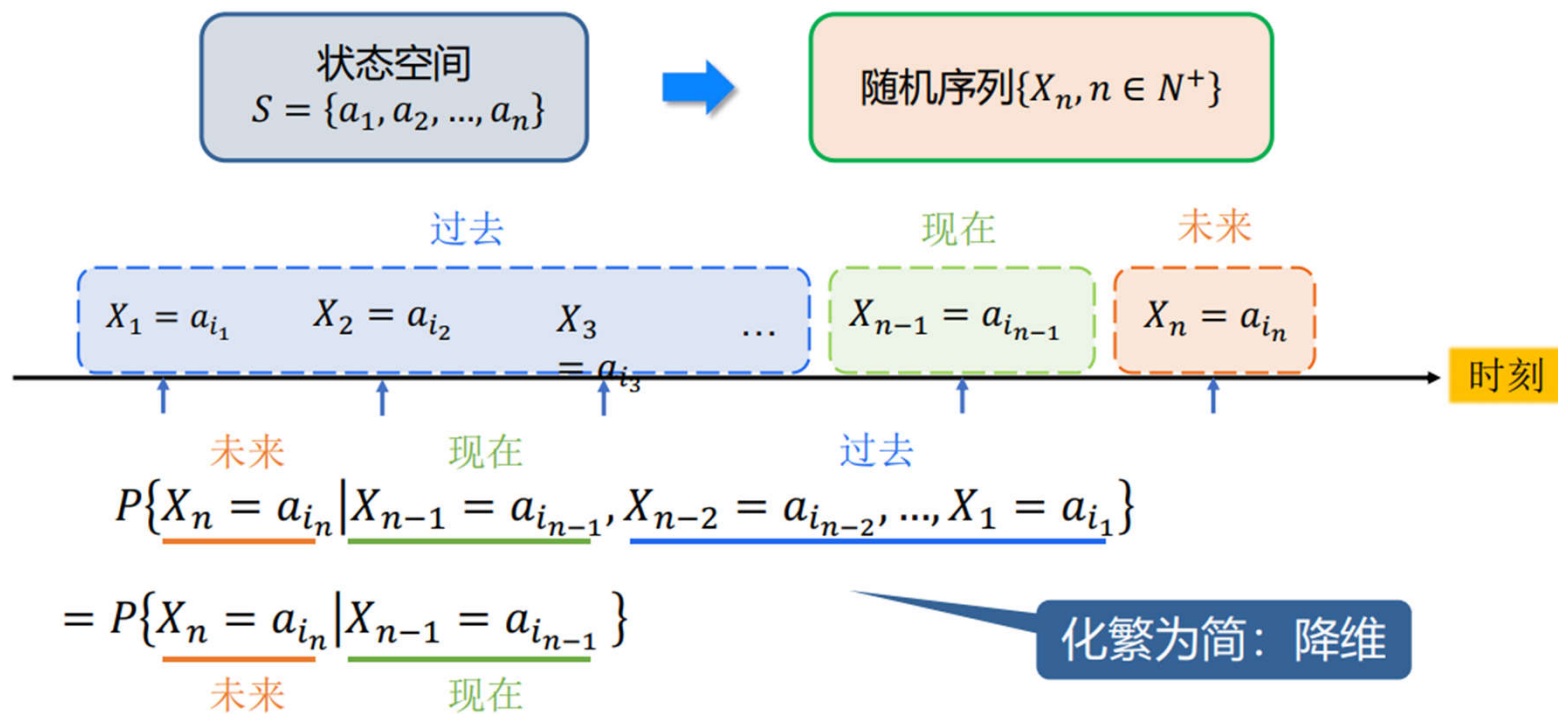
6.15: 服从 $\lambda=2$ 的泊松过程

北京航空航天大学





马尔可夫



未来时刻状态只与当前时刻状态有关，而与过去时刻状态无关



马尔可夫

▪ 马尔可夫链

设 $\{X_n, n \in N^+\}$ 为一随机序列，时间参数集 $N^+ = \{0, 1, 2, \dots\}$ ，其状态空间 $S = \{a_1, a_2, \dots, a_n\}$ ，若对所有的 $n \in N^+$ ，有

$$P\{X_n = a_{i_n} | X_{n-1} = a_{i_{n-1}}, X_{n-2} = a_{i_{n-2}}, \dots, X_1 = a_{i_1}\} =$$

$$P\{X_n = a_{i_n} | X_{n-1} = a_{i_{n-1}}\}$$

则称 $\{X_n, n \in N^+\}$ 为马尔可夫链。

马尔可夫过程

时间离散

状态离散

马尔可夫链



马尔可夫

转移概率

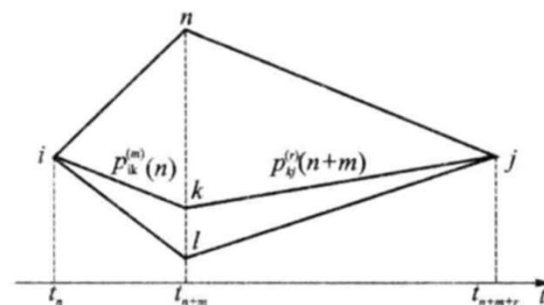
$$p_{ij}(m, n) = P\{X_n = a_j \mid X_m = a_i\} = P\{X_n = j \mid X_m = i\} \quad i, j \in S$$

齐次马尔可夫链：与时刻m无关

$$p_{ij}(m) = P\{X_{m+1} = j \mid X_m = i\} = p_{ij} \quad i, j \in S$$

转移矩阵

$$P = \{p_{ij}, i, j \in S\} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{N1} & p_{N2} & \cdots & p_{NM} \end{bmatrix}$$



C-K方程

$$p_{ij}^{(m+r)}(n) = \sum_{k \in S} p_{ik}^{(m)}(n) p_{kj}^{(r)}(n+m) \quad i, j \in S \quad P^{(m)} = \{p_{ij}^{(m)}, i, j \in S\}$$

$$P^{(m+r)} = P^{(m)} P^{(r)}$$



马尔可夫

首次进入时间和状态分类

$$T_{ij}(\omega) \triangleq \min\{n: X_0(\omega) = i, X_n(\omega) = j, n \geq 1\}$$

状态i迟早到状态j的概率

$$f_{ij} \triangleq \sum_{1 \leq n < \infty} f_{ij}^{(n)} = \sum_{1 \leq n < \infty} P\{T_{ij} = n \mid X_0 = i\} = P\{T_{ij} < \infty\}$$

$$f_{ij}^{(\infty)} = P\{T_{ij} = \infty\} = 1 - f_{ij}$$

$$p_{ij}^{(n)} = \sum_{v=1}^n f_{ij}^{(v)} p_{jj}^{(n-v)}$$



马尔可夫

状态可达、相通、常返、非常返

$f_{ii} = 1 \longrightarrow$ 状态*i*常返

$f_{ii} < 1 \longrightarrow$ 状态*i*非常返，滑过的

令条件数学期望：

$$\mu_{ij} \triangleq E\{T_{ij} | X_0 = i\} = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{ij}^{(n)}$$

μ_{ij} 是从状态*i* 出发，首次到达状态*j* 的平均转移步数（时间）。

定义：对于常返态 $i \in S$ ，若 $\mu_i < +\infty$ ，则称状态 *i* 是正常返的；否则，若

$\mu_i = \infty$ ，则称状态 *i* 是零常返的。

(1) 状态 $i \in S$ 是常返的 ($f_{ii} = 1$) $\Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} p_{ii}^{(n)} = \infty$ 。

(2) 状态 $i \in S$ 是非常返的 ($f_{ii} < 1$) $\Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} p_{ii}^{(n)} = \frac{1}{1 - f_{ii}} < \infty$ 。

(3) 如果 $j \in S$ 是非常返的，则对 $\forall i \in S$ ，有 $\sum_{n=0}^{\infty} p_{ij}^{(n)} < \infty$ ； $\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)} = 0$ 。

(4) 设 $i \leftrightarrow j$ ，则*i* 和 *j* 或者都是正常返的，或者都是非常返的，或者都是零常返的。

状态 $\left\{ \begin{array}{l} \text{非常返态} \\ \text{常返态} \left\{ \begin{array}{l} \text{零常返态} \\ \text{正常返态} \left\{ \begin{array}{l} \text{有周期} \\ \text{非周期（遍历态）} \end{array} \right. \end{array} \right. \end{array} \right.$



马尔可夫

遍历性：对一切状态，存在不依赖*i*的常数 π_j 使得：

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)} = \pi_j \quad \sum_j \pi_j = 1$$

平稳性：概率分布满足方程： $p_j = \sum_i p_i p_{ij}$

$$\pi = [\pi_1 \quad \pi_2 \quad \dots \quad \pi_n]$$

$$\mathbf{P} = [p_{ij}]_{N \times N}$$

$$\pi = \pi \mathbf{P}$$

马尔可夫过程



马尔可夫

7.1

$$\begin{aligned} & P\{Y_n = y_n \mid Y_{n-1} = y_{n-1}, \dots, Y_1 = y_1\} \\ &= \frac{P\{Y_n = y_n, Y_{n-1} = y_{n-1}, \dots, Y_1 = y_1\}}{P\{Y_{n-1} = y_{n-1}, \dots, Y_1 = y_1\}} \\ &= \frac{P\{X_n = y_n - y_{n-1}, \dots, X_1 = x_1\}}{P\{X_{n-1} = y_{n-1} - y_{n-2}, \dots, X_1 = x_1\}} \\ &= P\{X_n = y_n - y_{n-1}\} \\ &= P\{Y_n = y_n \mid Y_{n-1} = y_{n-1}\} \end{aligned}$$

7.4

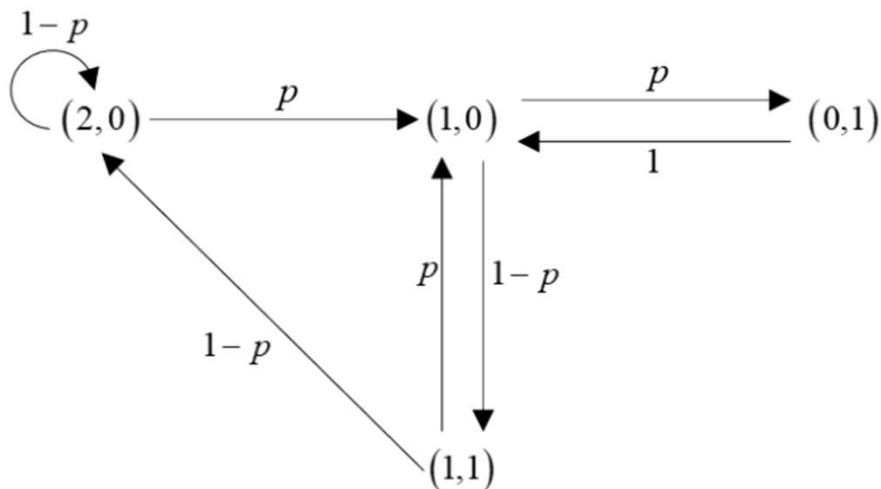
$$P = \begin{bmatrix} 0 & p & 0 & 0 & q \\ q & 0 & p & 0 & 0 \\ . & . & . & . & . \\ p & 0 & 0 & q & 0 \end{bmatrix}$$

北京航空航天大学



马尔可夫

7.9



$i \backslash j$	(2,0)	(1,0)	(1,1)	(0,1)
(2,0)	$1-p$	p	0	0
(1,0)	0	0	$1-p$	p
(1,1)	$1-p$	p	0	0
(0,1)	0	1	0	0

$$p_j = \sum_i p_i p_{ij} \quad \sum_j p_j = 1$$