

随机过程的定义及分类

一、简答题

1. 请给出随机过程的定义，一般通过什么工具或手段可以确定和研究随机过程？

解：设给定概率空间 (Ω, \mathcal{F}, P) 和指标集 T ，若对每个 $t \in T$ ，有定义在 (Ω, \mathcal{F}, P) 上的随机变量 $X_t(\omega), \omega \in \Omega$ 与之对应。称依赖于 t 的随机变量族 X_t 为随机过程(随机函数)，记为 $\{X_t(\omega), t \in T\}$ ，或记为 $X_t, t \in T$ 及 $X(t), t \in T$ 。

根据柯尔莫哥罗夫存在定理，我们可以通过随机过程的有限维分布函数族。
随机过程的均值函数、方差函数、自相关函数等数字特征研究确定一个随机过程。

2. 在你所学过的随机过程中，哪个（些）随机过程同时具有马尔可夫性，平稳性，均方遍历性？请简要说明理由。

随机过程的定义及分类

如何理解马氏过程的马氏性？马氏过程的分布有什么特点？

答：马氏性即知道“当前状态”的情况下，过去信息对推断将来的概率分布不起作用。马氏过程的有限维分布函数由转移分布函数与初始分布函数确定。

★ 1、请分别说明平稳随机过程均值的均方遍历性，齐次马尔可夫链的遍历性与状态的遍历性（遍历态）的含义。

解：平稳随机过程均值均方遍历的含义是指：可认为过程的一条样本函数就经历了状态空间的所有状态，故可用时间均值来代替统计均值；3

齐次马尔可夫链为遍历的是指：随着转移步数的无限增大，马氏链转移到状态空间各个状态的概率会逐步稳定于某个极限概率，且此极限概率与初始状态无关；2

遍历态则是指齐次马尔可夫链从该种状态出发，几乎一定會在有限步返回，且每一步均有返回的可能。
定义：正常返且常返周期为2

随机过程的定义及分类

2. 随机过程 $X(t) = X + Yt, -\infty < t < +\infty$, 其中 $X \sim B(1, 0.4), Y \sim U(0, 2\pi)$, 且相互独立, 请画出两条样本函数简图, 并给出均值函数 $m_X(t)$ 。

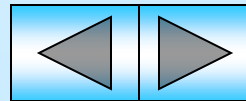
3. (张) 随机过程 $X(t) = \cos(t + A), -\infty < t < +\infty$, 其中 A 是随机变量, 其分布律为 $P\{A = i\} = \frac{1}{3} (i = 0, \frac{\pi}{2}, \pi)$, 求: (1) 画出样本函数简图; (2) 求均值函数 $m_X(t)$ 。

2. 随机过程 $X_t = At^2 + B, -\infty < t < +\infty$, 其中 $A \sim B(1, 0.4)$ (即 0-1 分布), $B \sim U(0, 2\pi)$ (即均匀分布), 且 A 与 B 相互独立, 请画出该随机过程 X_t 两条样本函数简图, 并求均值函数 $m_X(t)$ 和 $R_X(s, t)$ 。

$$m_X(t) = E(X_t) = E(At^2 + B) = E(A)t^2 + E(B) = 0.4t^2 + \pi$$

$$\begin{aligned} R_X(s, t) &= E(X_s X_t) = E((As^2 + B)(At^2 + B)) = E(A^2 s^2 t^2 + AB(s^2 + t^2) + B^2) \\ &= E(A^2) s^2 t^2 + E(AB)(s^2 + t^2) + E(B^2) \end{aligned}$$

$$= 0.16s^2 t^2 + 0.4\pi(s^2 + t^2) + \frac{4}{3}\pi^2$$



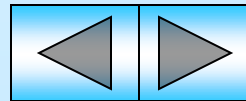
设随机过程 $X(t) = Y \cdot t + c, t \in (0, \infty), c$ 为常数, Y 服从 $[0, 1]$ 区间上的均匀分布。

- (1) 请画出 $X(t)$ 的任意三条样本函数;
 - (2) 求 $X(t)$ 的一维概率密度和一维分布函数;
 - (3) 求 $X(t)$ 的均值函数、相关函数和协方差函数。
- (2) 求 $X(t)$ 的一维特征函数

解: $X(t)$ 的一维概率密度为
$$f(x; t) = \begin{cases} \frac{1}{t} & c < x < t + c \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

$$X(t) \text{ 的一维特征函数为 } \varphi(u; t) = E(e^{i u X(t)}) = \int_c^{t+c} e^{i u x} \frac{1}{t} dx = \frac{e^{i u t} (e^{i u c} - 1)}{i u t}$$

$$X(t) \text{ 的一维分布函数为 } F(x; t) = \begin{cases} 0 & x < c \\ \frac{x - c}{t} & c \leq x < t + c \\ 1 & t + c \leq x \end{cases}$$



设随机过程 $X(t) = Y \cdot t + c, t \in (0, \infty), c$ 为常数, Y 服从 $[0, 1]$ 区间上的均匀分布。

- (1) 请画出 $X(t)$ 的任意三条样本函数;
- (2) 求 $X(t)$ 的一维概率密度和一维分布函数;
- (3) 求 $X(t)$ 的均值函数、相关函数和协方差函数。

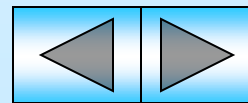
$X(t) = \xi t + W(t)$, 其中 $\xi \sim N(0, 1)$, $W(t)$ 是参数为 σ^2 的维纳过程且与 ξ 相互独立。

- (1) $X(t)$ 是正态过程吗?
- (2) $X(t)$ 是平稳独立增量过程吗?
- (3) 求 $R_X(s, t)$ 。
- (4) 求 $X(t)$ 的 n 维分布的协方差矩阵

(1) $X(t)$ 是正态过程。

分布, 或者 $X(t)$ 的任意

(2) 不是。由于

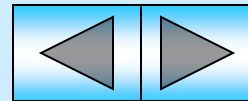


2. 设 $\{X(t), t \in (-\infty, \infty)\}$ 是一个零均值的平稳过程, 问 $X(t) + X(0), t \in (-\infty, \infty)$ 是否仍是平稳过程.

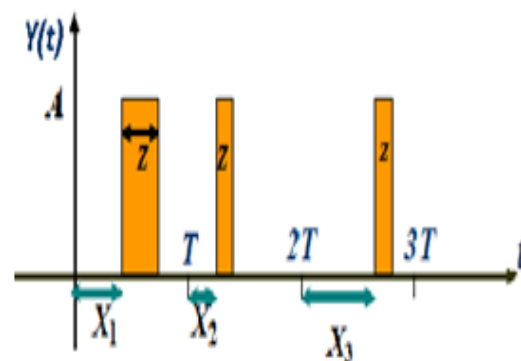
答: 当 $\{X(t), t \in (-\infty, \infty)\}$ 恒等于一个随机变量时, $X(t) + X(0), t \in (-\infty, \infty)$ 是平稳过程.

当 $\{X(t), t \in (-\infty, \infty)\}$ 不恒等于一个随机变量时, $X(t) + X(0), t \in (-\infty, \infty)$ 不是平稳过程.

2、设质点 M 在一直线上移动, 每单位时间移动一次, 且只能在整数点上移动, 每次移动一个单位, 质点 M 的移动是随机的。试建立描述这一随机现象的随机过程 (包括相应的参数空间与状态空间)。

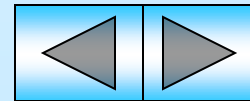


5. 一通讯系统, 每隔 T 秒输出一个脉冲宽度为 $Z \sim U(0, T/3)$, 幅度为 A 的脉冲。第 j 次脉冲开始时间为 $X_j, j=1, 2, 3 \dots$, X_j 相互独立同分布, $X_1 \sim U(0, 2T/3)$, X_j 与 Z 相互独立。其中一个样本函数如图, 这个通讯系统传输的信号称为脉冲位置调制信号 $Y(t)$ 。求 $Y(t)$ 的一维概率分布。



$$P\{Y(t) = A\} = P\{0 \leq X_1 \leq t, X_1 + Z \geq t\}$$

$$= \begin{cases} 0 \leq t \leq \frac{1}{3}T, & P\{0 \leq X_1 \leq t, X_1 + Z \geq t\} = \frac{6tT - 9t^2}{4T^2} \\ \frac{1}{3}T \leq X_1 \leq \frac{2}{3}T, & P\{t - Z \leq X_1 \leq t\} = \frac{1}{4} \\ \frac{2}{3}T \leq t \leq T, & P\{t - Z \leq X_1 \leq \frac{2}{3}T\} = \frac{9(T-t)^2}{4T^2} \end{cases}$$



随机过程的定义及分类

二、(10 分) 设 $\{X(n), n=1, 2, \dots, 100\}$ 是独立同分布的随机序列, 其中 $X(k)$ 的分布律为

$$P\{X(k)=1\}=P\{X(k)=-1\}=\frac{1}{2}, k=1, 2, \dots, 100, \text{ 设 } Y(n)=\sum_{k=n}^{100} X(k), \quad n=1, 2, \dots, 100.$$

(1) 求 $Y(n)$ 的特征函数 $\varphi_n(u)$; (2) 求 $Y(n)$ 的分布律; (3) 计算相关函数 $R_Y(m, n)$.

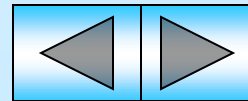
$$\left(\frac{1}{2}\right)^{101-n} \sum_{k=0}^{101-n} C_{101-n}^k e^{jt(2k+n-101)}.$$

$$P\{Y(n)=2k+n-101\}=C_{101-n}^k \left(\frac{1}{2}\right)^{101-n}$$

$$\text{即 } P\{Y(n)=j\}=C_{101-n}^{\frac{2k-(101-n)}{2}} \left(\frac{1}{2}\right)^{101-n},$$

其中 $j=-(101-n), -(101-n)+2, \dots, 101-n-2, 101-n$.

$$\sum_{i=\max(m,n)}^{100} E[X(i)^2] = 101 - \max(m, n)$$



随机过程的定义及分类

5. 设 $\{X(t), t \in T\}$ 为平稳独立增量过程, 其中 $T = [a, b]$, $P\{X(a) = 0\} = 1$. 已知 $X(t)$ 的分布函数为 $F(x; t)$, 试写出 $\{X(t_1), X(t_2), X(t_3)\}$ 的联合分布函数 $F(x_1, x_2, x_3; t_1, t_2, t_3)$.

解: 设 $a \leq t_1 < t_2 < t_3 \leq b$, $\{X(t_1), X(t_2), X(t_3)\}$ 的联合分布律为

$$p(x_1, x_2, x_3; t_1, t_2, t_3) = P\{X(t_1) = x_1, X(t_2) = x_2, X(t_3) = x_3\}$$

$$= P\{X(t_1) = x_1, X(t_2) - X(t_1) = x_2 - x_1, X(t_3) - X(t_2) = x_3 - x_2\}$$

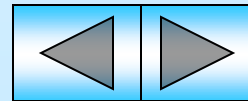
$$= P\{X(t_1) = x_1\}P\{X(t_2) - X(t_1) = x_2 - x_1\}P\{X(t_3) - X(t_2) = x_3 - x_2\}$$

$$= P\{X(t_1) = x_1\}P\{X(t_2 - t_1) = x_2 - x_1\}P\{X(t_3 - t_2) = x_3 - x_2\}$$

$$= p(x_1; t_1)p(x_2 - x_1; t_2 - t_1)p(x_3 - x_2; t_3 - t_2)$$

$$\begin{pmatrix} X(t_1) \\ X(t_2) \\ X(t_3) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X(t_1) - X(a) \\ X(t_2) - X(t_1) \\ X(t_3) - X(t_2) \end{pmatrix} \quad \begin{aligned} F(x_1, x_2, x_3; t_1, t_2, t_3) &= P\{X \leq \mathbf{x}^T\} \\ &= P\{Y \leq \mathbf{x}^T \mathbf{B}^{-1}\} \end{aligned}$$

9 $\mathbf{X} = \mathbf{B} \cdot \mathbf{Y}, \mathbf{x} = (x_1, x_2, x_3)$



随机过程的定义及分类

设某保险公司在 $[0, t]$ 这段时间内接到的索赔次数服从参数为 λ 的泊松过程 $\{N(t), t \geq 0\}$, 第 k 次索赔发生时的索赔额为 X_k , 有 X_1, X_2, \dots 相互独立同服从于区间 $[a, b]$ 上的均匀分布($0 < a < b$), 且与泊松过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 相互独立。

(1) 求该保险公司在 t 时刻之前需要支付的累计索赔的期望值;

(2) 由于资金具有时间价值, 如果无风险利率为 r , 那么在 0 时刻产生的索赔额大小为 x 的资金在 t 时刻的净现值为 xe^{-rt} 。求保险公司在 t 时刻之前需要支付的索赔的累计期望净现值。

解: 由题意, 保险公司在 t 时刻之前需要支付的累加索赔服从复合泊松分布 $\sum_{k=1}^{N(t)} X_k$ 。其数学期

望为 $E[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k] = E[N(t)]E[X_1] = \lambda t \frac{a+b}{2}$ 。

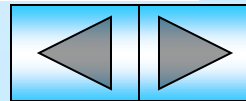
(2) 考虑资金的时间价值, 保险公司在 t 时刻之前需要支付的索赔的累加净现值为

$\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k}$, 其中 $W_k, k=1, 2, \dots$ 为第 k 次索赔发生的时刻。在 $N(t) = n$ 的条件下, W_1, W_2, \dots, W_n

可视为由相互独立在 $[0, t]$ 上均匀分布随机变量 U_1, U_2, \dots, U_n 构成的顺序统计量

$U_{(1)}, U_{(2)}, \dots, U_{(n)}$ 。据此, 由全数学期望公式我们有

$$E[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k}] = E[E[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k} | N(t)]]。$$



设某保险公司在 $[0, t]$ 这段时间内接到的索赔次数服从参数为 λ 的泊松过程 $\{N(t), t \geq 0\}$, 第 k 次索赔发生时的索赔额为 X_k , 有 X_1, X_2, \dots 相互独立同服从于区间 $[a, b]$ 上的均匀分布($0 < a < b$), 且与泊松过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 相互独立。

(1) 求该保险公司在 t 时刻之前需要支付的累计索赔的期望值;

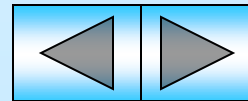
(2) 由于资金具有时间价值, 如果无风险利率为 r , 那么在 0 时刻产生的索赔额大小为 x 的资金在 t 时刻的净现值为 xe^{-rt} 。求保险公司在 t 时刻之前需要支付的索赔的累计期望净现值。

对任意正整数 n , 有

$$\begin{aligned} E\left[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k} \mid N(t) = n\right] &= E\left[\sum_{k=1}^n X_k e^{-rW_k} \mid N(t) = n\right] \\ &= E\left[\sum_{k=1}^n X_k e^{-rU_{(k)}}\right] \\ &= E[X_1] E\left[\sum_{k=1}^n e^{-rU_k}\right] \\ &= n E[X_1] E[e^{-rU_1}] = n \frac{a+b}{2} \frac{1-e^{-rt}}{rt}, \end{aligned}$$

则有

$$E\left[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k}\right] = \frac{a+b}{2} \frac{1-e^{-rt}}{rt} E[N(t)] = \frac{a+b}{2} \frac{1-e^{-rt}}{r} \lambda$$



三：设某保险公司在 $[0, t]$ 这段时间内接到的索赔次数服从参数为 λ 的泊松过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ ，第 k 次索赔发生时的索赔额为 X_k ，有 X_1, X_2, \dots 相互独立同服从于区间 $[a, b]$ 上的均匀分布($0 < a < b$)，且与泊松过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 相互独立。

(1) 求该保险公司在 t 时刻之前需要支付的累计索赔的期望值；

(2) 由于资金具有时间价值，如果无风险利率为 r ，那么在 0 时刻产生的索赔额大小为 x 的资金在 t 时刻的净现值为 xe^{-rt} 。求保险公司在 t 时刻之前需要支付的索赔的累计期望净现值。

解：由题意，保险公司在 t 时刻之前需要支付的累加索赔服从复合泊松分布 $\sum_{k=1}^{N(t)} X_k$ 。其数学期

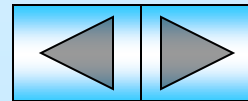
望为 $E[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k] = E[N(t)]E[X_1] = \lambda t \frac{a+b}{2}$ 。

(2) 考虑资金的时间价值，保险公司在 t 时刻之前需要支付的索赔的累加净现值为

$\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k}$ ，其中 $W_k, k = 1, 2, \dots$ 为第 k 次索赔发生的时刻。在 $N(t) = n$ 的条件下， W_1, W_2, \dots, W_n

可视为由相互独立在 $[0, t]$ 上均匀分布随机变量 U_1, U_2, \dots, U_n 构成的顺序统计量 $U_{(1)}, U_{(2)}, \dots, U_{(n)}$ 。据此，由全数学期望公式我们有

$$E[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k}] = E[E[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k} | N(t)]]$$



对任意正整数 n ，有

$$E\left[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k} \mid N(t) = n\right] = E\left[\sum_{k=1}^n X_k e^{-rW_k} \mid N(t) = n\right]$$

$$= E\left[\sum_{k=1}^n X_k e^{-rU_{(k)}}\right]$$

$$= E[X_1] E\left[\sum_{k=1}^n e^{-rU_k}\right] = n E[X_1] E[e^{-rU_1}] = n \frac{a+b}{2} \frac{1-e^{-rt}}{rt},$$

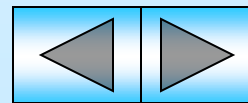
则有

$$E\left[\sum_{k=1}^{N(t)} X_k e^{-rW_k}\right] = \frac{a+b}{2} \frac{1-e^{-rt}}{rt} E[N(t)] = \frac{a+b}{2} \frac{1-e^{-rt}}{r} \lambda.$$

3. 根据统计数据，从成都双流机场乘飞机到国内、港澳、欧洲、美洲旅游的人数之比为 4:3:2:1；设每位游客到国内、港澳、欧洲、美洲所支付的平均旅游费用分别为 3000 元、6000 元、10000 元、15000 元。假设从成都双流机场乘飞机到这四个地区旅游的人数是一泊松过程，每天平均人数为 1000 人，求 1 周内从成都双流机场出发到国内、港澳、欧洲、美洲旅游的乘客总花费的数学期望和方差。

$$Y(t) = \sum_{i=0}^{N(t)} X_i$$

该过程是一个复合泊松过程，所以有



3、设顾客在 $[0, t)$ 时段内进入百货大楼的人数是一泊松过程，平均每 10 分钟进入 25 人。再设每位顾客购物的概率为 0.2，而每位顾客是否购物相互独立，且与进入大楼的顾客数相互独立。令 $Y(t)$ 表示 $[0, t)$ 内购物的顾客人数。

- (1) 试问 $\{Y(t), t \geq 0\}$ 是否为泊松过程，为什么？
- (2) 试求第 20 位购物顾客的等待时间不超过 20 分钟的概率；
- (3) 试求相邻两购物顾客的购物时间间隔的分布。

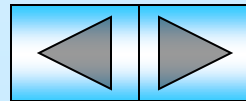
解：(1) 是， $Y(t) \sim N(0.5t), t \geq 0$

$$(2) \quad f_{\tau_{20}}(t) = \begin{cases} \frac{0.5(0.5t)^{19}}{19!} & t > 0 \\ 0 & t \leq 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} P\{\tau_{20} \leq 20\} &= P\{N(t) \geq 20\} = \sum_{n=20}^{+\infty} P\{N(t) = n\} \\ &= \sum_{n=20}^{+\infty} \frac{(0.5t)^n}{n!} e^{-0.5t} \end{aligned} \quad 0.5$$

(3) $T_n = \tau_n - \tau_{n-1}$ 服从参数为 0.5 的指数分布，即

$$f_{T_n}(t) = \begin{cases} 0.5e^{-0.5t} & t > 0 \\ 0 & t \leq 0 \end{cases}$$

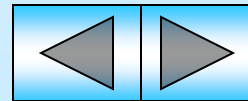


随机过程的定义及分类

4. $\{N(t), t \geq 0\}$ 为一个零初值且具有独立增量的计数过程，已知其一维分布为泊松分布 $N(t) \sim P(\lambda t)$ ，能否确定过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是泊松过程？如果不能的话还需在此基础上添加一个什么条件？

解：不能！泊松过程定义一个计数过程必需满足零初值、独立增量、增量 $N(t) - N(s) \sim P(\lambda(t-s))$ 。一维分布为泊松分布不能说明增量为泊松分布，需添加一条“平稳增量”。

这样 “ $N(t) \sim P(\lambda t)$ ” + “平稳增量” 等价于 “ $N(t) - N(s) \sim P(\lambda(t-s))$ ”。



随机过程的定义及分类

3. 设在 $[0, t)$ 时段内乘客到达某售票处的数目是强度为 $\lambda = 3$ (人/分) 的泊松过程, 试求:

(1) 在 4 分钟内有 8 位乘客到达售票处的概率 p_1 ;

(2) 在 4 分钟内有 8 位乘客到达的条件下, 前 2 分钟内有 3 个乘客到达的概率 p_2 ;

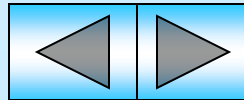
(3) 相邻两乘客到达售票处的平均时间间隔.

解: 记泊松过程为 $\{N(t), t \geq 0\}$.

$$(1) \quad p_1 = P\{N(4) = 8\} = \frac{(4 \times 3)^8}{8!} e^{-4 \times 3} = \frac{12^8}{8!} e^{-12}.$$

$$(2) \quad p_2 = P\{N(2) = 3 \mid N(4) = 8\} = C_8^3 \left(\frac{1}{2}\right)^3 \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{8-3} = 56 \times \left(\frac{1}{2}\right)^8 = \frac{7}{32}.$$

(3) 设 T 是两位顾客到达间隔时间, 因参数为 λ 的泊松过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 的间隔时间序列相互独立同服从参数为 λ 的指数分布, 故两位顾客到达的平均间隔时间 $E\{T\} = 1/\lambda = 1/3$ 分钟.



随机过程的定义及分类

四、(10 分) 设 $[0, t]$ 时间段内到达某商店的顾客数 $N(t)$ 是参数为 λ 的泊松过程, 每位顾客购买商品的概率为 p , 且与其他顾客是否购买商品无关, 与顾客人数无关。令 $Y(t)$ 表示 $[0, t]$ 内购物的顾客人数。

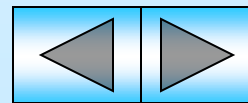
(1) 试确定 $\{Y(t), t \geq 0\}$ 是什么类型的随机过程? (2) 试求 $\{Y(t), t \geq 0\}$ 的一维、二维概率分布。

设在 $[0, t]$ 时段内乘客到达某售票处的数目是强度为 $\lambda = 2.5$ (人/分) 的泊松过程 $\{N(t), t \geq 0\}$, 试求

(1) 在 5 分钟内有 10 位乘客到达售票处的概率 p_1 ;

(2) 在第 5 分钟有 10 位顾客到达, 第 1 分钟内无顾客到达的概率 p_2 ;

(3) 在第 5 分钟有 10 位顾客到达, 第 1 分钟内有顾客到达的概率 p_3 。



四、(14 分) 设 X, Y_1, Y_2, \dots 为相互独立的随机变量序列, 其中 X 服从参数为 10 的泊松分布, Y_1, Y_2, \dots 同服从参数为 5 的指数分布. 令

$$X(t) = \sum_{k=1}^X I_{[0,t]}(Y_k), \quad t \in [0, +\infty)$$

其中示性函数定义为

$$I_{[s,t]}(Y_k) = \begin{cases} 1, & s \leq Y_k \leq t; \\ 0, & \text{否则} \end{cases}$$

试计算过程 $\{X(t)\}$ 的均值函数 $E\{X(t)\}$.

解. 由全期望公式有

$$E\{X(t)\} = E\{E[X(t)|X]\} = \sum_{n=0}^{\infty} \{E[X(t)|X=n]\} P\{X=n\},$$

因 X, Y_1, Y_2, \dots 为相互独立的随机变量序列, 所以有

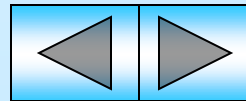
$$E\{X(t)|X=n\} = E\left\{\sum_{k=1}^n I_{[0,t]}(Y_k)\right\} = \sum_{k=1}^n E\{I_{[0,t]}(Y_k)\}$$

当 $t \geq 0$ 时, 有

$$P\{I_{[0,t]}(Y_k) = 1\} = P\{0 < Y_k \leq t\} = 1 - e^{-5t},$$

$$P\{I_{[0,t]}(Y_k) = 0\} = 1 - P\{I_{[0,t]}(Y_k) = 1\}$$

$$E\{I_{[0,t]}(Y_k)\} = 1 - e^{-5t}$$



故对 $n=1, 2, \dots$, 有 $\dots E\{X(t)|X=n\} = n(1 - e^{-5t})$,

从而有

$$\begin{aligned} E[X(t)] &= \sum_{n=0}^{\infty} \{E[X(t)|X=n]\}P\{X=n\} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{10^n}{n!} e^{-10} n(1 - e^{-5t}) \\ &= (1 - e^{-5t}) \sum_{n=1}^{\infty} \frac{10^n}{(n-1)!} e^{-10} = 10(1 - e^{-5t}) \end{aligned}$$

四、(10 分) 设 Y_1, Y_2, \dots 为相互独立的随机变量序列, 且都服从柯西分布, 其概率密度为 $f(y) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2}, y \in R$ 。 $X(t)$ 服从速率为 3 的的齐次泊松过程, 与 Y_1, Y_2, \dots 相互独立。

令 $Z(t) = \sum_{k=1}^{X(t)} I_{[0,t]}(Y_k), t \in [0, +\infty]$ 。其中示性函数定义为 $I_{[s,t]}(Y_k) = \begin{cases} 1, & s \leq Y_k \leq t; \\ 0, & \text{否则。} \end{cases}$

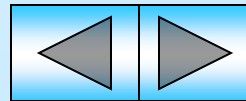
试计算随机过程 $\{Z(t)\}$ 的均值函数 $m_Z(t)$ 。

$$\text{解: } E(I_{[s,t]}(Y_k)) = P\{s \leq Y_k \leq t\} = \int_s^t \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2} dy = \frac{1}{\pi} (\arctan t - \arctan s)$$

由全期望公式有

$$m_Z(t) = E\{Z(t)\} = E\{E[X(t)|X(t)]\} = \sum_{n=0}^{\infty} \{E[Z(t)|X(t)=n]\}P\{X(t)=n\}$$

二、(10 分) 某大型系统在一个周期运行期间出现故障的总数 $X \sim P(\lambda)$, 一个故障致整个系统停止运行的概率为 $p(0 < p < 1)$ 。设系统在一个周期内停止运行的次数为 Y , 试写出 $E(Y|X)$ 的分布律。



随机过程的定义及分类

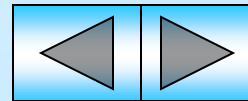
三、（10 分）设随机过程 $\{X(t), t \in T\}$ 的协方差函数为.

$$C_X(t_1, t_2) = t_1 t_2.$$

试求过程 $Y(s) = \int_0^s X(t)dt, s \in T$ 的协方差函数和方差函数.

$$\frac{1}{4} s_1^2 s_2^2.$$

方差函数为..... $D_Y(s) = C_Y(s, s) = \frac{1}{4} s^4.$



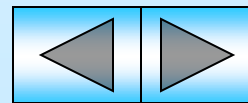
随机过程的定义及分类

五、（10 分）已知随机过程 $\{X(t), t \in R\}$ 的均值函数 $m_X(t) = 0$ ，看相关函数为

$$R_X(\tau) = \exp(-\tau^2), \text{ 若 } Y(t) = X(t) + \frac{dX(t)}{dt}, \text{ 求 } m_Y(t), R_Y(\tau),$$

$$\text{解: } m_Y(t) = E(Y(t)) = E\left(X(t) + \frac{dX(t)}{dt}\right) = m_X(t) + \frac{dm_X(t)}{dt} = 0$$

$$\begin{aligned} &= e^{-\tau^2} - \frac{dR_X(\tau)}{d\tau} + \frac{dR_X(\tau)}{d\tau} - \frac{d^2R_X(\tau)}{d\tau^2} \\ &= e^{-\tau^2} + 2e^{-\tau^2} - 4\tau^2 e^{-\tau^2} \\ &= (3 - 4\tau^2)e^{-\tau^2} \end{aligned}$$



设 X_n (n 为自然数) 是相互独立随机变量序列, 其分布律为

$$X_n \sim \begin{bmatrix} n & 0 \\ \frac{1}{n} & 1 - \frac{1}{n} \end{bmatrix}, \quad n = 1, 2, \dots$$

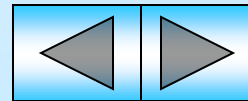
试问该随机变量序列是否依概率收敛? 是否均方收敛? 说明理由.

$E[|X_n|^2] = n^2 \cdot \frac{1}{n} = n < \infty$, 所以该序列为二阶矩随机变量序列.

由于

$$\|X_m - X_n\|^2 = E(X_m^2 - 2X_m X_n + X_n^2) = n - 2 \cdot 1 \cdot 1 + m = (n - m) - 2.$$

故 $\{X_n\}$ 不均方收敛。



随机过程的定义及分类

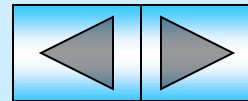
设 $\{W(t), t \geq 0\}$ 是标准维纳过程, 常数 $a > 0$, 令

$$X(t) = W(t+a) - W(a), t \geq 0,$$

当 $t \rightarrow +\infty$ 时, $\frac{X(t)}{t}$ 是否存在均方极限? 若存在, 请给出均方极限。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E \left(\frac{X(t)}{t} - 0 \right)^2 = \lim_{t \rightarrow \infty} E \left(\frac{W(t)}{t} - 0 \right)^2 = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} = 0.$$

设 $X(t)$ 是均方可导的实平稳正态过程, 求 $E[X(s)X'(t)]$.



随机过程的定义及分类

过程 $X(t) = \cos(\omega t + \Theta)$, $t \in (-\infty, +\infty)$, ω 是常数, Θ 服从 $[0, 2\pi]$ 上的均匀分布。

(1) 试求过程的均值函数和相关函数; (2) 判断过程是否均方连续, 是否均方可微。

$$= \frac{1}{2} \cos \omega \tau, \tau = t - s.$$

处连续, 故过程均方连续。

, 故过程均方可微。

随机过程的定义及分类

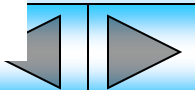
四、(15分) 设 $\{Y(t), t \in (-\infty, +\infty)\}$ 是实正交增量过程, $E[Y(t)] = 0$, 且 $E\{[Y(t) - Y(s)]^2\} = |t - s|$, $-\infty < s, t < +\infty$, 令 $X(t) = Y(t) - Y(t-1), t \in (-\infty, +\infty)$, 求其自相关函数和对应的谱密度函数。并判断随机过程 $\{Y(t), t \in R\}$ 是否是均值均方遍历的?

解: $\{X(t), t \in (-\infty, +\infty)\}$ 是平稳过程, 其自相关函数为

$$R_X(\tau) = \frac{1}{2}(|\tau - 1| + |\tau + 1| - 2|\tau|) \quad \begin{array}{l} |\tau| > 1: t-1 < t < t+\tau-1 < t+\tau \\ |\tau| < 1: t-1 < t+\tau-1 < t < t+\tau \end{array}$$
$$= \begin{cases} 1 - |\tau|, & |\tau| \leq 1 \\ 0, & |\tau| > 1 \end{cases}$$

其谱密度函数为

$$S_X(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-j\omega\tau} R_X(\tau) d\tau = \int_{-1}^1 (1 - |\tau|) e^{-j\omega\tau} d\tau$$
$$= \frac{4 \sin^2\left(\frac{\omega}{2}\right)}{\omega^2}$$
$$= \frac{2(1 - \cos \omega)}{\omega^2}$$



随机过程的定义及分类

(15 分) $X(t)$ 是一个平稳的零均值的正态随机过程, 其功率谱密度为

$$S_X(\omega) = \begin{cases} 1, & |\omega| \leq 5 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

(1) 求 $X(t)$ 的一维概率密度。

(2) 求 $X(t)$ 的二维联合概率密度, 当 t_1, t_2 是什么关系时 $X(t_1), X(t_2)$ 相互独立。

所以 $X(t)$ 的二维概率密度为

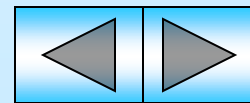
$$f_X(x_1, x_2; \tau) = \frac{1}{2\pi|C|^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} [x_1, x_2] C^{-1} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} \right\}$$

因为 $X(t_1), X(t_2)$ 相互独立等价于 $X(t_1), X(t_2)$ 互不相关。

因此 $C_{12} = C_{21} = 0$, 即 $\frac{\sin 5\tau}{\tau} = 0$ 。

所以 $5\tau = k\pi, (k = \pm 1, \pm 2, \dots)$, 即 t_1, t_2 应满足 $t_2 - t_1 = \frac{k\pi}{5}, (k = \pm 1, \pm 2, \dots)$ 的条件时

$X(t_1), X(t_2)$ 相互独立。



随机过程的定义及分类

三、(10 分) 设 $\{W(t), t \geq 0\}$ 为参数 σ^2 的维纳过程, \leftarrow

(1) 证明 $\{W(t), t \geq 0\}$ 的均方可积性。 \leftarrow

(2) 求其均方积分过程 $\{X(t) = \int_0^t W(s) ds, t \geq 0\}$ 的均值函数和方差函数。

(3) 写出 $X(t)$ 的一维概率密度。 \leftarrow

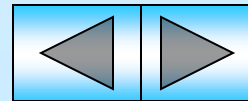
..

3. 试阐述随机过程 $\{X(t), t \in T\}$ 均方连续、均方可导、均方可积的充要条件, 这些条件成立的主要理论依据是什么? \leftarrow

平稳过程的? 并分别给出例子。

已知随机过程 $\{X(t), t \in T\}$ 的自相关函数 $R_X(\tau) = e^{-\tau^2}$, 试求 $\{X(t), t \in T\}$ 与其

导数过程的互相关函数 $R_{XX}(s, t)$ 。



五、(15 分) 已知随机相位正弦波 $X(t) = A\cos(\omega t + \Theta), t \in R$ (ω 为常数, $A \sim U(1,2)$, $\Theta \sim U(0,2\pi)$), 且 A 与 Θ 相互独立。

(1) 证明 $X(t)$ 是平稳过程;

(2) 讨论 $\{X(t), t \in R\}$ 的均方连续性, 均方可积性和均方可导性;

(3) 判断 $\{X(t), t \in R\}$ 均值的均方遍历性;

(4) 若 $X(t)$ 均方可导, 求导数过程 $\{X'(t), t \in R\}$ 的自相关函数及二者的互相关函数。

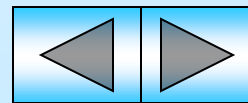
已知 $R_X(\tau) = \exp(-\tau^2)$, 若 $Y(t) = X(t) + \frac{dX(t)}{dt}$, 求 $R_Y(\tau)$.

$\{X(t), t \in T\}$ 为定义在概率空间 (Ω, F, P) 上的平稳过程, 请给出均值均方遍历的

数学定义, 并请阐述其工程意义。

1. 关于随机过程有三处出现“遍历性”概念, 请简述“平稳过程的均值均方遍历”、“马氏链具有遍历性”以及“遍历状态”的概念, 并至少阐述其中一种“遍历性”的工程意义。

并举例说明遍历过程的均值和自相关函数的估计。



随机过程的定义及分类

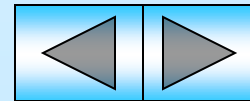
六：设 $\{W(t), t \geq 0\}$ 是标准维纳过程，常数 $a > 0$ ，令 $X(t) = W(t+a) - W(t), t \geq 0$ ，请证明下述结论：

- (1) $\{X(t), t \geq 0\}$ 是正态过程；
- (2) $\{X(t), t \geq 0\}$ 是宽平稳过程且是严平稳过程；
- (3) $\{X(t), t \geq 0\}$ 满足均方连续，均方可微，均方可积；
- (4) $\{X(t), t \geq 0\}$ 具有均方遍历性。

τ 在 $\tau = 0$ 处连续，故均方连续且均方可积；但

说明 $X(t)$ 均方不可微。

$\{X(t), t \geq 0\}$ 的均值具有均方遍历性。



随机过程的定义及分类

设 $\{W(t), t \geq 0\}$ 是 $\sigma^2 = 1$ 的维纳过程, 令 $X(t) = W(t+1) - W(t)$. (1) 证明 $\{X(t), t \geq 0\}$ 是宽平稳过程; (2) 判断过程 $\{X(t), t \geq 0\}$ 的均值是否具有均方遍历性.

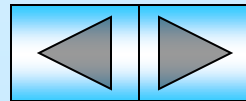
设 $\{W(t), t \geq 0\}$ 是 $\sigma^2 = 1$ 的维纳过程, 令 $X(t) = e^{-\frac{t}{2}} W(e^t)$ (称为 Ornstein-Uhlenbeck 过程). (1) 证明: $\{X(t), t \geq 0\}$ 是一个严平稳过程;

(2) 判断过程 $\{X(t), t \geq 0\}$ 的均方连续性, 均方可积性, 均方可导性.

设随机过程 $X(t) = \xi \cos(\beta t + \eta), t \in R$, 其中 $\xi \sim N(0, 1)$, $\eta \sim U(0, 2\pi)$, ξ 与 η

相互独立, β 为正常数. 试证: 随机过程 $\{X(t), t \in R\}$ 为平稳过程, 且具有关于均值的均方遍历性.

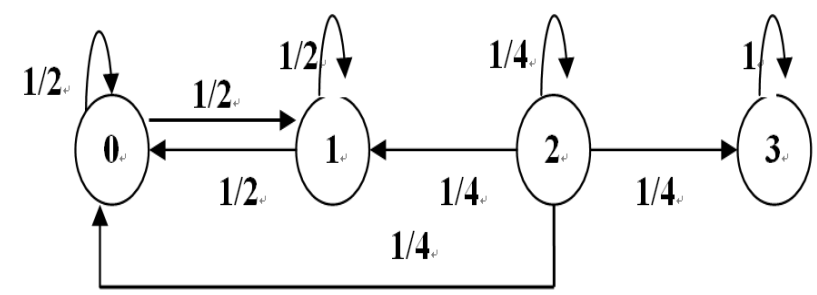
若 $\{X(t), t \geq 0\}$ 和 $\{Y(t), t \geq \tau_1\}$ 是联合平稳的平稳过程, 求互相关函数 $R_{XY}(\tau)$:



[5 分) 设有四个状态 $I=\{0,1,2,3\}$ 的马氏链, 它的一步转移概率矩阵。

$$P=\begin{bmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

解: (1) 状态转移图为

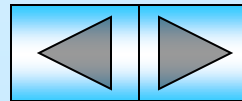


- (1) 画出状态转移图;
- (2) 对状态进行分类;
- (3) 对状态空间 I 进行分解。
- (4) 该马氏链是否有平稳分布? 如果有, 请求出其平稳分布。

0, 1 两个状态互通, 且它们不能到达其它状态, 它们构成一个闭集, 记 $C_2=\{0,1\}$, 且它们都是正常返非周期状态;

由于状态 2 可达 C_1, C_2 中的状态, 而 C_1, C_2 中的状态不可能达到它, 故状态 2 为非常返态, 记 $D=\{2\}$ 。 (3) 状态空间 I 可分解为: $E=D \cup C_1 \cup C_2$ 。

(4) 该马氏链的平稳分布为 $(k, k, 0, 1-2k)$, 其中 $0 \leq k \leq \frac{1}{2}$ 。



·设马氏链 $\{X(n), n \geq 0\}$ 的状态空间 $E = \{1, 2, 3\}$, 其一步转移概率矩阵为

$$P = \begin{pmatrix} 1/3 & 2/3 & 0 \\ 1/3 & 0 & 2/3 \\ 0 & 1/3 & 2/3 \end{pmatrix}.$$
 证明此链具有遍历性, 并求其平稳分布。(10 分)

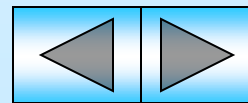
(1) 若当前状态为 1, 求第 3 步后的状态为 1 的概率;

证: 因 $P^2 = \begin{pmatrix} 1/3 & 2/9 & 4/9 \\ 1/9 & 4/9 & 4/9 \\ 1/9 & 2/9 & 2/3 \end{pmatrix}$, 故存在 $n=2$, 使得对任意 i, j , 有 $p_{ij}^2 > 0$, 因此该链具有遍历

设其平稳分布为 $\Pi = (\pi_1, \pi_2, \pi_3)$, 则由 $\Pi P = \Pi$, 以及 $\sum_{i=1}^3 \pi_i = 1$, 有

$$\begin{cases} \pi_1 = \frac{1}{3}\pi_1 + \frac{2}{3}\pi_2 \\ \pi_2 = \frac{2}{3}\pi_1 + \frac{1}{3}\pi_3 \\ \pi_3 = \frac{2}{3}\pi_2 + \frac{2}{3}\pi_3 \\ \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1 \end{cases}$$

计算可得平稳分布为 $(\pi_1, \pi_2, \pi_3) = (\frac{1}{7}, \frac{2}{7}, \frac{4}{7})$



设齐次马尔科夫链的状态空间为 $E=\{0,1,2\}$, 其一步转移概率矩阵为

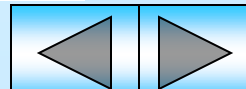
$$P = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1-p & p \\ 1-p & p & 0 \end{bmatrix}, \text{ 其中 } 0 < p < 1.$$

(1) 试讨论此马氏是否存在平稳分布, 存在则求出; (2) 讨论该齐次马尔科夫链是否是遍历的, 平稳分布是否为极限分布.

设齐次马氏链 $\{X_n, n=0,1,2,\dots\}$ 的状态空间 $E=\{1,2,3,4\}$, 状态转移矩阵

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 1 & 2 & 3 & 4 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1/4 & 3/4 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \\ 2/3 & 0 & 1/3 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

(1)画出状态转移图; (2)讨论各状态性质; (3)分解状态空间.



随机过程的定义及分类

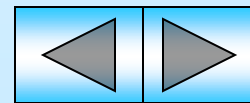
设齐次马尔科夫链的状态空间为 $E=\{0,1,2\}$, 其一步转移概率矩阵为

$$P = \begin{pmatrix} 0.5 & 0.4 & 0.1 \\ 0.3 & 0.4 & 0.3 \\ 0.2 & 0.3 & 0.5 \end{pmatrix}$$

是否存在极限分布? 若存在则求出, 并讨论该极限分布是否为平稳分布.

设马氏链 $\{X(n), n \geq 0\}$ 的状态空间 $E = \{1,2,3\}$, 其一步转移概率矩阵

$$P = \begin{pmatrix} 1/3 & 2/3 & 0 \\ 1/3 & 0 & 2/3 \\ 0 & 1/3 & 2/3 \end{pmatrix}.$$
 证明此链具有遍历性, 并求其平稳分布。(



随机过程的定义及分类

设齐次马氏链 $\{X_n, n=0,1,2,\dots\}$ 的状态空间 $E=\{0,1,2,3,4\}$, 状态转移矩阵 P

$$P = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{2}{3} & 0 & \frac{1}{3} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{3}{4} & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{bmatrix}$$

(1) 画出状态转移图; (2) 讨论各状态性质; (3) 分解状态空间.

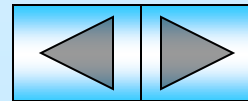
$$P = \begin{bmatrix} \frac{2}{5} & 0 & \frac{3}{5} \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & \frac{2}{3} & \frac{1}{3} \end{bmatrix}$$

求 $P\{X_0 = 1, X_1 = 1, X_2 = 2\}$;

$$P\{X_0 = 1, X_1 = 3, X_2 = 2\} = P\{X_0 = 1\}p_{13}p_{32} = \frac{1}{6} \cdot \frac{3}{5} \cdot \frac{2}{3} = \frac{1}{15}$$

求 $P\{X_2 = i\}, i = 0, 1, 2, \dots$

$$\pi(2) = \pi(0)P^2$$



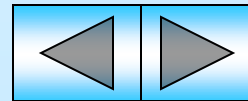
随机过程的定义及分类

设齐次马氏链 $\{X_n, n=0,1,2,\dots\}$ 的状态空间 $E=\{1,2,3,4\}$, 状态转移矩阵 μ

$$P = \begin{bmatrix} \frac{1}{4} & \frac{3}{4} & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \\ \frac{2}{3} & 0 & \frac{1}{3} & 0 \end{bmatrix} \mu$$

(1) 画出状态转移图; (2) 讨论各状态性质; (3) 分解状态空间.

在传送数字 0 和 1 的通信系统中, 每个传送数字必须经过若干级, 而每一级中数字正确传送的概率为 p ($0 < p < 1$), 设 $X(0)$ 表示进入系统的数字, $X(n)$ 表示离开系统第 n 级的数字. 已知 $\{X(n), n=1,2,\dots\}$ 是齐次马氏链. 试讨论经多级传送后, 数字传输的准确可靠程度如何? μ



随机过程的定义及分类

另解：设电容器上的电荷在 n 时刻以概率 p 增加一个单位量，增加到 N 次后则保持不变，其中 $N \sim P(\lambda)$ ，且与增加过程统计独立。 $Y(n)$ 是时刻 n 电容器上的电荷，证明：当 $n \rightarrow \infty$ 时，随机序列 $\{Y(n), n \geq 0\}$ 均方收敛。

设 n 时刻电荷为 $Y(n)$ ，有

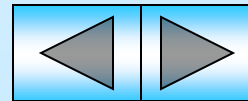
$$Y(n) = \begin{cases} \sum_{k=1}^n X(k), & n \leq N; \\ \sum_{k=1}^N X(k), & n > N. \end{cases}$$

其中 $X(k) \sim B(1, p)$, $k = 0, 1, 2, \dots$, 相互独立。需证明 $\{Y(n), n = 1, 2, \dots\}$ 是科西列，即

$$\lim_{\substack{n \rightarrow \infty \\ m \rightarrow \infty}} \|Y(n) - Y(m)\|^2 = \lim_{\substack{n \rightarrow \infty \\ m \rightarrow \infty}} E\{[Y(n) - Y(m)]^2\} = 0$$

不妨设 $n > m$ ，当 $N=r$ 时，
若 $n > m > r$ ，有

$$Y(n) - Y(m) = \sum_{k=0}^r X(k) - \sum_{k=0}^r X(k) = 0,$$



随机过程的定义及分类

若 $r > n > m$, 有 $Y(n) - Y(m) \sim B(n - m, p)$.

若 $n > r > m$, 有

$$Y(n) - Y(m) = \sum_{k=0}^r X(k) - \sum_{k=0}^m X(k) \sim B(r - m, p)$$

$$\Rightarrow E\{[Y(n) - Y(m)]^2 | N = r\}$$

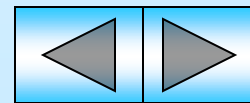
$$= \begin{cases} 0, & n > m > r; \\ (n - m)^2 p^2 + (n - m)p(1 - p), & r \geq n > m; \\ (r - m)^2 p^2 + (r - m)p(1 - p), & n \geq r > m. \end{cases} \begin{aligned} & \leq r(r - 1)p \\ & = (r - m)p[1 + (r - m - 1)p] \\ & \leq (r - 1)p \end{aligned}$$

\Rightarrow 对任意的 $N=r$, 取 $\min(n, m) > r$, 都有

$$E\{[Y(n) - Y(m)]^2 | N = r\} = 0,$$

$$\Rightarrow E\{[Y(n) - Y(m)]^2\} = E\{E\{[Y(n) - Y(m)]^2 | N\}\}$$

$$\dots\dots\dots = \sum_{r=0}^{\infty} E\{[Y(n) - Y(m)] | N = r\} P\{N = r\}$$



随机过程的定义及分类

$$E\{[Y(n) - Y(m)]^2\} = E\{E\{[Y(n) - Y(m)]^2 | N\}\}.$$

$$\dots\dots\dots = \sum_{r=0}^{\infty} E\{[Y(n) - Y(m)] | N = r\} P\{N = r\}$$

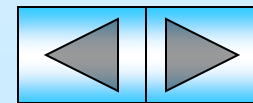
$$= \sum_{r=0}^m 0 \times P\{N = r\} + \sum_{r=m+1}^n [(r-m)^2 p^2 + (r-m)p(1-p)] P\{N = r\}$$

$$+ \sum_{r=n+1}^{\infty} [(n-m)^2 p^2 + (n-m)p(1-p)] P\{N = r\}.$$

$$\leq [(n-m)^2 p^2 + (n-m)p(1-p)] \sum_{r=m+1}^{\infty} P\{N = r\} |$$

$$\leq \sum_{r=m+1}^n \frac{\lambda^r}{r!} e^{-\lambda} r(r-1)p + \sum_{r=n+1}^{\infty} \frac{\lambda^r}{r!} e^{-\lambda} r(r-1)p$$

$$= e^{-\lambda} \lambda^2 p \sum_{r=m+1}^{\infty} \frac{\lambda^{r-2}}{(r-2)!} = e^{-\lambda} \lambda^2 p \sum_{r=m+1}^{\infty} \frac{\lambda^r}{r!} \xrightarrow{m,n \rightarrow 0} 0$$



随机过程的定义及分类

5、设电容器上的电荷在随机时间 N 以前是随参数 p ($0 < p < 1$) 的二项过程增加, 即 $\{\xi_n | \xi_n \sim B(n, p), n \text{ 为非负整数}\}$ 。在 N 以后, 电容器上有电荷保持常数。其中 N 是参数 λ 为泊松分布的随机变量, 且与二项过程相互独立。若 X_n 是电容器在时刻的电荷。试说明随机变量序列 $\{X_n | n \in Z, n \geq 0\}$ 是均方收敛的。

解: 题意有

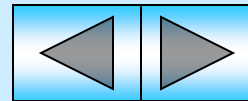
$$X_n = \begin{cases} \xi_n & n \leq N \\ C & n > N \end{cases}$$

其中是 C 为常数。则

$$\begin{aligned} E[(X_n - C)^2] &= E\{E[(X_n - C)^2 | N]\} \\ &= E[(\xi_n - C)^2 | N \geq n]P\{N \geq n\} + E[(C - C)^2 | N < n]P\{N < n\} \\ &= [np(1-p) + (np - C)^2] \sum_{i=n}^{+\infty} \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} \end{aligned}$$

$$\text{所以有 } \lim_{n \rightarrow \infty} E[(X_n - C)^2] = \lim_{n \rightarrow \infty} [np(1-p) + (np - C)^2] \sum_{i=n}^{+\infty} \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} = 0, \leq \lambda^2 \sum_{r=n}^{\infty} \frac{\lambda^{r-2}}{(r-2)!} e^{-\lambda} p \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

故随机变量序列 $\{X_n | n \in Z, n \geq 0\}$ 是均方收敛的。



随机过程的定义及分类

设 $N(t), t \geq 0$ 是参数为5 (个/分钟)的泊松过程, $X(t) = [N(t)]^3$. 试讨论随机过程 $X(t)$ 是否为马尔可夫过程, 是否是齐次的马尔可夫过程.

设 $\{X(t), t \in R\}$ 为一随机过程, 已知其有限维分布函数族为

$$\{F_{t_1, t_2, \dots, t_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) =$$

$$P\{X(t_1) \leq x_1, X(t_2) \leq x_2, \dots, X(t_n) \leq x_n\} | \forall n \geq 1, t_1, t_2, \dots, t_n \in R, x_1, x_2, \dots, x_n \in R\}.$$

对给定的实数 a , 定义随机过程 $Y(t) = \begin{cases} 1, & X(t) \leq a \\ 0, & X(t) > a \end{cases}$. 求

(1) $Y(t)$ 的均值函数、自相关函数;

(2) 现取 n 个时刻 $t_1 < t_2 < \dots < t_n$, 在这 n 个时刻观察随机过程 $Y(t)$, 求在 t_1 时刻观察到0, 后面 $n-1$ 个时刻都观察到1的概率.

设是 $\{W(t), t \geq 0\}$ 参数为4的维纳过程, 令

$$X(t) = \frac{1}{t} \int_0^t sW(s)ds.$$

求: $\{X(t), t \geq 0\}$ 的均值函数和协方差函数, 并讨论 $\mathbf{l} \cdot \mathbf{i} \cdot \mathbf{m}_{t \rightarrow 0} X(t)$ 的均方收敛性.

