

第一章习题解答

1. 设随机变量 X 服从几何分布, 即: $P(X=k)=pq^k, k=0,1,2,\dots$ 。求 X 的特征函数, EX 及 DX 。其中 $0<p<1, q=1-p$ 是已知参数。

$$\begin{aligned}\text{解 } \because f_X(t) &= E(e^{jtx}) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{jtk} pq^k \\ &= p \sum_{k=0}^{\infty} (q^k e^{jtk}) \\ &= p \sum_{k=0}^{\infty} (qe^{jt})^k = \frac{p}{1-qe^{jt}}\end{aligned}$$

$$\text{又} \because E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} kpq^k = p \sum_{k=0}^{\infty} kq^k = p \frac{q}{p^2} = \frac{q}{p}$$

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{q}{p^2}$$

$$(\text{其中 } \sum_{n=0}^{\infty} nx^n = \sum_{n=0}^{\infty} (n+1)x^n - \sum_{n=0}^{\infty} x^n)$$

$$\text{令 } S(x) = \sum_{n=0}^{\infty} (n+1)x^n$$

$$\text{则 } \int_0^x S(t)dt = \sum_{k=0}^{\infty} \int_0^x (n+1)t^n dt = \sum_{n=0}^{\infty} x^{n+1} = \frac{x}{1-x}$$

$$\therefore S(x) = \frac{d}{dx} \int_0^x S(t)dt = \frac{1}{(1-x)^2}$$

$$\therefore \sum_{n=0}^{\infty} nx^n = \frac{1}{(1-x)^2} - \frac{1}{1-x} = \frac{x}{(1-x)^2}$$

$$\text{同理 } \sum_{k=0}^{\infty} k^2 x^k = \sum_{k=0}^{\infty} (k+1)x^k - 2\sum_{k=0}^{\infty} kx^k - \sum_{k=0}^{\infty} x^k$$

$$\text{令 } S(x) = \sum_{k=0}^{\infty} (k+1)^2 x^k \quad \text{则}$$

$$\int_0^x S(t)dt = \sum_{k=0}^{\infty} (k+1)^2 t^k dt = \sum_{k=0}^{\infty} (k+1)x^{k+1} = \sum_{k=1}^{\infty} kx^k \quad \square$$

2、(1) 求参数为 (p, b) 的 Γ 分布的特征函数，其概率密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{b^p}{\Gamma(p)} x^{p-1} e^{-bx}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad b > 0, p > 0$$

(2) 其期望和方差；

(3) 证明对具有相同的参数的 b 的 Γ 分布，关于参数 p 具有可加性。

解 (1) 设 X 服从 $\Gamma(p, b)$ 分布，则

$$\begin{aligned} f_X(t) &= \int_0^{\infty} e^{jtx} \frac{b^p}{\Gamma(p)} x^{p-1} e^{-bx} dx \\ &= \frac{b^p}{\Gamma(p)} \int_0^{\infty} x^{p-1} e^{(jt-b)x} dx \end{aligned}$$

$$\frac{-u(jt-b)x}{\Gamma(p)} \frac{b^p}{\Gamma(p)} \int_0^{\infty} \frac{e^{-u} u^{p-1}}{(b-jt)^p} du = \frac{b^p}{(b-jt)^p} = \frac{1}{(1-\frac{jt}{b})^p}$$

$$(\because \Gamma(p) = \int_0^{\infty} e^{-x} x^{p-1} dx)$$

$$(2) \therefore E(X) = \frac{1}{j} f_X'(0) = \frac{p}{b}$$

$$E(X^2) = \frac{1}{j^2} f_X''(0) = \frac{p(p+1)}{b^2}$$

$$\therefore D(X) = E(X^2) - E^2(X) = \frac{p}{b^2}$$

(4) 若 $X_i \sim \Gamma(p_i, b) \quad i=1, 2$ 则

$$f_{X_1+X_2}(t) = f_{X_1}(t) f_{X_2}(t) = \left(1 - \frac{jt}{b}\right)^{-(p_1+p_2)}$$

$$\therefore Y = X_1 + X_2 \sim \Gamma(p_1 + p_2, b)$$

同理可得: $f_{\sum X_i}(t) = \left(\frac{b}{b-jt}\right)^{\sum P_i}$ □

3、设 X 是一随机变量, $F(x)$ 是其分布函数, 且是严格单调的, 求以下随机变量的特征函数。

(1) $Y = aF(X) + b, (a \neq 0, b \text{ 是常数})$;

(2) $Z = \ln F(X)$, 并求 $E(Z^k)$ (k 是常数)。

解 (1) $\because P\{F(x) < y\} = P\{x < F^{-1}(y)\} = F[F^{-1}(y)] = y$ ($0 \leq y \leq 1$)

$$\therefore F(y) = \begin{cases} 0 & y < 0 \\ y & 0 \leq y \leq 1 \\ 1 & y > 1 \end{cases}$$

$\therefore F(x)$ 在区间 $[0, 1]$ 上服从均匀分布

$$\therefore F(x) \text{ 的特征函数为 } f_X(t) = \int_0^1 e^{jtx} dx = \frac{e^{jtx}}{jt} \Big|_0^1 = \frac{1}{jt} (e^{jt} - 1)$$

$$f_Y(t) = e^{jbt} f_X(at) = e^{jbt} (e^{jta} - 1) \frac{1}{jat}$$

(2) $\because f_Z(t) = E(e^{jtz}) = E[e^{jt \ln F(x)}]$

$$= \int_0^1 e^{jt \ln y} \cdot 1 dy$$

$$= \int_0^1 y^{jt} dy = \frac{1}{1+jt}$$

$$\therefore f_Z'(t) = (-1) \cdot j \cdot (1+jt)^{-2}$$

$$f_Z''(t) = (-1)(-2) \cdot j^2 \cdot (1+jt)^{-3}$$

⋮

$$f_Z^{(k)}(t) = (-1)^k k! j^k \cdot (1+jt)^{-(k+1)}$$

$$\therefore E(Z^k) = \frac{1}{j^k} f_Z^{(k)}(0) = (-1)^k k!$$

4、设 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立，且有相同的几何分布，试求 $\sum_{k=1}^n X_k$ 的分布。

$$\text{解 } f_{\sum_{k=1}^n X_k}(t) = E(e^{jt \sum_{k=1}^n X_k})$$

$$= \prod_{k=1}^n E(e^{jtx_k})$$

$$= \prod_{k=1}^n \frac{p}{1-qe^{jt}}$$

$$= p^n (1-qe^{jt})^n$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} C_n^k p^n (-q)^k e^{jtk}$$

$$\therefore P\{\sum_{k=1}^n X_k = n+k\} = C_n^k p^n (-q)^k$$

5、试证函数 $f(t) = \frac{e^{jt}(1-e^{jnt})}{n(1-e^{jt})}$ 为一特征函数，并求它所对应的随机变量的分布。

$$\text{证 (1) } \lim_{t \rightarrow 0^+} f(t) = \lim_{t \rightarrow 0^+} \frac{e^{jt}(1-e^{jnt})}{n(1-e^{jt})} = \frac{1}{n} \lim_{t \rightarrow 0^+} \frac{e^{jt}(1-e^{jt})}{1-e^{jt}} = 1$$

$$\lim_{t \rightarrow 0^-} f(t) = \lim_{t \rightarrow 0^-} \frac{e^{jt}(1-e^{jnt})}{n(1-e^{jt})} = \frac{1}{n} \lim_{t \rightarrow 0^-} e^{jt} \lim_{t \rightarrow 0^-} \frac{(1-e^{jt})}{1-e^{jt}} = 1$$

$$\therefore f(0) = 1$$

$$\because \lim_{t \rightarrow 0} f(t) = 1 \therefore f(t) \text{ 为连续函数}$$

$$\begin{aligned}
\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n f(t_i - t_k) \lambda_i \overline{\lambda_k} &= \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n \frac{e^{jt_i} \{1 - (\frac{e^{jt_i}}{e^{jt_k}})^n\}}{n(1 - \frac{e^{jt_i}}{e^{jt_k}})} \lambda_i \overline{\lambda_k} \\
&= \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n \frac{e^{jt_i} \{1 - (\frac{e^{jt_i}}{e^{jt_k}})(1 + \frac{e^{jt_i}}{e^{jt_k}} + \cdots)\}}{n(1 - \frac{e^{jt_i}}{e^{jt_k}})} \lambda_i \overline{\lambda_k} \\
&= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n [e^{j(t_i - t_k)}]^l \lambda_i \overline{\lambda_k} \\
&= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \frac{e^{jlt_i}}{e^{jlt_k}} \lambda_i \overline{\lambda_k} \\
&= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n e^{jlt_i} \lambda_i \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n e^{-jlt_k} \overline{\lambda_k} \\
\therefore \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n f(t_i - t_k) \lambda_i \overline{\lambda_k} &\geq 0
\end{aligned}$$

\therefore 非负定

$$\begin{aligned}
(2) \quad \because f(t) &= \frac{e^{jt}(1 - e^{jnt})}{n(1 - e^{jt})} \\
&= \frac{e^{jt}(1 - e^{jt})(1 + e^{jt} + e^{2jt} + \cdots + e^{(n-1)jt})}{n(1 - e^{jt})} \\
&= \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n e^{jtk}
\end{aligned}$$

$$\therefore P\{x_k \leq k\} = \frac{1}{n} \quad (k = 0, 2, \cdots, n)$$

6、证函数 $f(t) = \frac{1}{1+t^2}$ 为一特征函数，并求它所对应的随机变量的分布。

解 (1) $\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n f(t_i - t_k) \lambda_i \overline{\lambda_k}$

$$= \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n \frac{\lambda_i \bar{\lambda}_k}{1 + (t_i - t_k)^2} \geq \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n \frac{\lambda_i \bar{\lambda}_k}{1 + M^2} \geq 0 \quad (M = \max_{1 \leq i, j \leq n} |t_i - t_k|)$$

且 $f(t)$ 连续 $f(0)=1$ $\therefore f(t)$ 为特征函数

$$(2) \therefore f(t) = \frac{1}{1+t^2} = \frac{1}{1-(jt)^2} = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{1-jt} + \frac{1}{1+jt} \right]$$

$$= \frac{1}{2} \left[\int_0^{\infty} e^{(jt+1)x} dx - \int_0^{\infty} e^{-(jt-1)x} dx \right]$$

$$= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{jtx - |x|} dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} e^{jtx} \frac{1}{2} e^{-|x|} dx$$

$$\therefore P(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|} \quad \square$$

7、设 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立同服从正态分布 $N(\alpha, \sigma^2)$ ，试求 n 维随机向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布，并求出其均值向量和协方差矩阵，再求 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 的率密度函数。

$$\text{解 } \therefore P(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n P_{x_i}(x_i)$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} \sigma^n} \exp \left\{ -\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - a)^2}{2\sigma^2} \right\}$$

又 $\therefore X_i$ 的特征函数为: $f_{X_i}(t) = \exp \{ jat - \frac{1}{2} \sigma^2 t^2 \}$

$$f_{X_1, X_2, \dots, X_n}(t_1, t_2, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n f(t_i) = \exp \left\{ \sum_{i=1}^n (jat_i - \frac{1}{2} \sigma^2 t_i^2) \right\}$$

\therefore 均值向量为 $\vec{\alpha} = \{\alpha, \alpha, \dots, \alpha\}$

\therefore 协方差矩阵为 $B = \text{diag}(\sigma^2, \sigma^2, \dots, \sigma^2)$

又

$$\therefore f_{\bar{X}}(t) = f\left(\frac{t}{n}, \frac{t}{n}, \dots, \frac{t}{n}\right) = \prod_{i=1}^n f\left(\frac{t}{n}\right) = \exp\left\{jat - \frac{1}{2n}\sigma^2 t^2\right\}$$

8、设 X, Y 相互独立，且 (1) 分别具有参数为 (m, p) 及 (n, p) 分布；(2) 分别服从参数为 $(p_1, b), (p_2, b)$ 的 Γ 分布。求 $X+Y$ 的分布。

$$\begin{aligned} \text{解 (1)} \quad f_X(t) &= \sum_k e^{jtx_k} P_k = \sum_{x=0}^n e^{-jtx} C_n^x p^x q^{n-x} \\ &= \sum_{x=0}^n (pe^{-jt})^x C_n^x q^{n-x} \\ &= q^n \sum_{x=0}^n \left(\frac{p}{q} e^{-jt}\right)^x C_n^x \\ &= q^n (1 + \frac{p}{q} e^{-jt})^n \\ &= (q + pe^{-jt})^n \end{aligned}$$

$$\text{则 } f_{X,Y}(t_1, t_2) = (pe^{jt_1} + q)^m (pe^{jt_2} + q)^n$$

$$\therefore f_{X+Y}(t) = f_X(t) f_Y(t) = (pe^{jt} + q)^{m+n}$$

$$\therefore X+Y \sim b(m+n, p)$$

(2)

$$\therefore f_X(t) = \left(1 - \frac{jt}{b}\right)^{-p_1}$$

$$\therefore f_{X+Y}(t) = \left(1 - \frac{jt}{b}\right)^{-(p_1+p_2)}$$

$$\therefore X+Y \sim \Gamma(p_1+p_2, b)$$

9、已知随机向量 (X, Y) 的概率密度函数为

$$p(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{4}[1 + xy(x^2 - y^2)], & -1 < x, y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求其特征函数。

$$\text{解} \quad f(t_1, t_2) = E\{e^{j(t_1 x + t_2 y)}\}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 e^{j(x+t_2y)} \cdot \frac{1}{4}(1+x^3y-xy^3)dy \\
&= \frac{1}{2} \int_{-1}^1 e^{jt_1x} dx \int_0^1 [\cos t_2y + j(x^3y-xy^3)\sin t_2y]dy \\
&= \frac{1}{t_1t_2} \sin t_1 \sin t_2
\end{aligned}$$

10、已知四维随机向量 (X_1, X_2, X_3, X_4) 服从正态分布，均值向量为0，协方差矩阵为 $B=(\sigma_{kl})_{4 \times 4}$ ，求 $E(X_1X_2X_3X_4)$ 。

$$\text{解 } \because E(X_1, \dots, X_4) = (j)^{-4} \left[\frac{\partial^4 f(t_1, \dots, t_4)}{\partial t_1 \partial t_2 \partial t_3 \partial t_4} \right] \Big|_{t_1=\dots=t_4=0}$$

$$\text{又} \because f(t_1, \dots, t_4) = \exp[-\frac{1}{2} t^T B t]$$

$$= \exp\{-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^4 \sum_{l=1}^4 \sigma_k \sigma_l t_k t_l\}$$

$$\text{其中 } B = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_{44} \end{pmatrix} \quad \sigma_{kl} = \text{cov}(X_k, X_l) \quad (k, l = 1, 2, 3, 4)$$

$$\therefore E(X_1X_2X_3X_4) = \sigma_{12}\sigma_{34} - \sigma_{13}\sigma_{24} + \sigma_{14}\sigma_{23}$$

11、设 X_1, X_2 和 X_3 相互独立，且都服从 $N(0, 1)$ ，试求随机变量 $Y_1 = X_1 + X_2$ 和 $Y_2 = X_1 + X_3$ 组成的随机向量 (Y_1, Y_2) 的特征函数。

$$\begin{aligned}
\text{解 } \because f_{X_1, X_2, X_3}(t_1, t_2, t_3) &= \exp\{j \sum_{k=1}^3 t_k x_k\} \\
&= \prod_{k=1}^3 e^{jt_k x_k} = \exp\{-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 t_k^2\} \\
&= f_{X_1, X_2, X_3}(u_1 + u_2, u_3, u_4) \\
&= \exp\{\frac{1}{2} [(u_1 + u_2)^2 + u_3^2 + u_4^2]\}
\end{aligned}$$

12、设 X_1, X_2 和 X_3 相互独立，都服正态分布 $N(0, \sigma^2)$ ，试求：

(1) 随机向量 (X_1, X_2, X_3) 的特征函数。

(2) 设 $S_1 = X_1, S_2 = X_1 + X_2, S_3 = X_1 + X_2 + X_3$, 求随机向量 (S_1, S_2, S_3) 的特征函数。

(3) $Y_1 = X_2 - X_1$ 和 $Y_2 = X_3 - X_2$ 组成的随机向量 (Y_1, Y_2) 的特征函数。

$$\text{解 (1)} \quad f_{X_1, X_2, X_3}(t_1 + t_2 + t_3, t_2 + t_3, t_3) = \exp\left\{-\frac{1}{2}[(t_1 + t_2 + t_3)^2 + (t_2 + t_3) + t_3^2]\sigma^2\right\}$$

$$(2) \quad \because f_{S_1, S_2, S_3}(t_1, t_2, t_3) = E\{\exp[j(t_1 S_1 + t_2 S_2 + t_3 S_3)]\}$$

$$= E\{\exp[j((t_1 + t_2 + t_3)x_1 + (t_2 + t_3)x_2 + t_3 x_3)]\}$$

$$= f_{X_1, X_2, X_3}(t_1 + t_2 + t_3, t_2 + t_3, t_3)$$

$$= \exp\left\{-\frac{1}{2}[(t_1 + t_2 + t_3)^2 + (t_2 + t_3) + t_3^2]\sigma^2\right\}$$

$$(3) \quad \therefore f_{Y_1, Y_2}(t_1, t_2) = E\{e^{j(t_1 Y_1 + t_2 Y_2)}\}$$

$$= E\{\exp[j(-t_1 x_1 + (t_1 - t_2)x_2 + t_2 x_3)]\}$$

$$= \exp[-\frac{1}{2}(t_1^2 + (t_1 - t_2)^2 + t_2^2)\sigma^2]$$

13、设 (X_1, X_2, X_3) 服从三维正态分布 $N(0, B)$, 其中协方差矩阵为 $B = (\delta_{ij})_{3 \times 3}$, 且 $\delta_{11} = \delta_{22} = \delta_{33} = \sigma^2$. 试求。

$$\text{解} \because E[(X_1^2 - \sigma^2)(X_2^2 - \sigma^2)(X_3^2 - \sigma^2)]$$

$$= E[X_1^2 X_2^2 X_3^2] - E[X_1^2 X_2^2 + X_1^2 X_3^2 + X_2^2 X_3^2] + 3\sigma^4 E[X_1^2] - \sigma^6$$

$$\text{又} \because f(t) = \exp\{-\frac{1}{2}tBt'\}$$

$$\therefore \frac{\partial^4 f}{\partial t_1^2 \partial t_2^2} \Big|_{t_1=t_2=t_3=0} = \sigma^4 + 2b_{12}^2$$

$$\text{同理可得} \quad E(X_1^2 X_3^2) = \sigma^4 + 2b_{13}^2$$

$$E(X_2^2 X_3^2) = \sigma^4 + 2b_{23}^2$$

$$E(X_1^2 X_2^2 X_3^2) = \sigma^6 + 2\sigma^2 b_{12}^2 + 2\sigma^2 b_{13}^2 + 8b_{12}b_{23}b_{13}$$

$$\therefore E[(X_1^2 - \sigma^2)(X_2^2 - \sigma^2)(X_3^2 - \sigma^2)] = 0$$

14、设 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立同服从分布 $N(0, \sigma^2)$. 试求 $Y_n = \exp(-\sum_{i=1}^n X_i^2)$ 的期望。

解: $\because X_k \sim N(0, \sigma^2) \quad (k = 1, \dots, n)$

令 $X = (x_1, x_2, \dots, x_n) \quad t = (t_1, t_2, \dots, t_n)$

则

$$f_X(t) = \exp\left\{-\frac{1}{2}t \operatorname{diag}(\sigma^2, \sigma^2, \dots, \sigma^2)t'\right\} = \exp\left\{-\frac{1}{2}\sigma^2 \sum_{k=1}^n t_k^2\right\}$$

$$\therefore E(Y_n) = E\left\{\exp\left(-\sum_{k=1}^n t_k^2\right)\right\}$$

$$= \prod_{k=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{t_k^2}{2\sigma^2}} dt_k$$

$$= \prod_{k=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \left(\frac{1}{2\sigma^2} + 1\right)^{-\frac{1}{2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-y_k^2} dy_k$$

$$= \prod_{k=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \left(\frac{1}{2\sigma^2} + 1\right)^{-\frac{1}{2}} \sqrt{\pi}$$

$$= (1 + 2\sigma^2)^{-\frac{n}{2}}$$

15、设 X, Y 相互独立同分布的 $N(0,1)$ 随机变量, 讨论 $U = X^2 + Y^2$ 和 $V = \frac{X}{Y}$ 的独立性。

解 $\because \begin{cases} Z_1 = X^2 + Y^2 \\ Z_2 = \frac{X}{Y} \end{cases}$

$$\therefore \text{有} \begin{cases} z_1 = x^2 + y^2 \\ z_2 = \frac{x}{y} \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} x = \frac{-\sqrt{z_1 z_2}}{\sqrt{1+z_2^2}} \\ y = \frac{-\sqrt{z_1}}{\sqrt{1+z_2^2}} \end{cases} \quad \text{或} \quad \begin{cases} x = \frac{\sqrt{z_1 z_2}}{\sqrt{1+z_2^2}} \\ y = \frac{\sqrt{z_1}}{\sqrt{1+z_2^2}} \end{cases}$$

$$\text{则 } J^{-1} = \begin{vmatrix} 2x & 2y \\ \frac{1}{y} & \frac{-x}{y} \end{vmatrix} = -2 \frac{x^2}{y^2} - 2 = -2(z_2^2 + 1)$$

$$\text{又 } R_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2+y^2}{2}} \quad (x,y) \in R^2$$

$$\therefore P_{Z_1, Z_2}(z_1, z_2) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z_1}{2}} \left[-\frac{1}{2} \frac{1}{(1+z_2^2)}\right] \quad (z_1 > 0, z_2 \in R)$$

$$P_{Z_1}(z_1) = \frac{1}{2} e^{-\frac{z_1}{2}} \quad (z_1 > 0)$$

$$P_{Z_2}(z_2) = \frac{1}{2\pi} \cdot \frac{1}{1+z_2^2} \quad z_2 \in R$$

$\therefore Z_1$ 服从指数分布, Z_2 服从柯西分布, 且

对 $\forall (z_1, z_2) \in R^2$, 有

$$P_{Z_1, Z_2}(z_1, z_2) = P_{Z_1}(z_1) \cdot p_{Z_2}(z_2)$$

$\therefore Z_1, Z_2$ 相互独立。

16、设 X, Y 相互独立同服从参数为 1 的指数分布的随机变量, 讨论

$U = X + Y$ 和 $V = \frac{X}{X+Y}$ 的独立性。

$$\text{解 (1)} \quad \because P_X(x) = \begin{cases} e^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

$$P_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} e^{-(x+y)} & x \geq 0, y \geq 0 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$(2) \quad P_{U \square V}(u, v) = e^{-[u(1-v)+uv]} \square u = \begin{cases} ue^{-u} & 0 \leq u, 0 \leq v < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$(3) \quad P_U(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} P_{U \square V}(u, v) dv = \begin{cases} 0 & u < 0 \\ ue^{-u} & u \geq 0 \end{cases}$$

$$P_V(v) = \begin{cases} 0 & v < 0 \text{ 或 } v \geq 1 \\ \int_0^{+\infty} ue^{-u} du = 1 & 0 \leq v < 1 \end{cases}$$

$\therefore P_{U \square V}(u, v) = P_U(u) \square P_V(v)$ 对 $\forall (u, v) \in R^2$ 均成立

$\therefore U, V$ 相互独立

17、设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度函数分别如下, 试求 $E(X|Y=y)$

$$(1) \quad p(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{y} e^{-y-\frac{x}{y}}, & x > 0, y > 0 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$(2) \quad p(x, y) = \begin{cases} \lambda^2 e^{-\lambda x}, & 0 < y < x \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$\text{证} \quad (1) \quad \because E\{X|Y=y\} = \int_{-\infty}^{+\infty} x P_{X|Y}(x|y) dx$$

$$= \frac{\int_0^{+\infty} x \cdot \frac{1}{y} e^{-y-\frac{x}{y}} dx}{\int_0^{+\infty} \frac{1}{y} e^{-y-\frac{x}{y}} dx} = y$$

$$(2) \quad E(X|Y=y) = \frac{\int_y^{+\infty} x \lambda^2 e^{-\lambda x} dx}{\int_y^{+\infty} \lambda^2 e^{-\lambda x} dx} = \frac{1+\lambda y}{\lambda}$$

18、设 X 、 Y 是两个相互独立同分布的随机变量， X 服从区间 $[0, 1]$ 上的均匀分布， Y 服从参数为 λ 的指数分布。试求 (1) X 与 $X+Y$ 的联合概率密度；(2) $D(X|Y=y)$ 。

$$\text{解} \quad \because P_X(x) = \begin{cases} 1 & x \in (0, 1) \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$P_Y(y) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda y} & y \geq 0 \\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

$$\therefore P_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda y} & 0 \leq x \leq 1 \quad y \geq 0 \\ 0 & \text{其它} \quad y < 0 \end{cases}$$

$$\text{令} \begin{cases} U = X \\ V = X + Y \end{cases} \quad \text{则 } J = 1 \neq 0 \quad \begin{cases} x = u \\ y = v - u \end{cases}$$

$$\therefore P_{X,X+Y}(u, v) = P_{X,Y}(u, v-u) |J| = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda(v-u)} & 0 \leq u \leq 1 \quad v \geq u \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$$(2) \quad D(X|Y=y) = D(x) = \frac{1}{3} - \frac{1}{4} = \frac{1}{12}$$

19、设 $X_n, n=0, \pm 1, \pm 2, \dots$ 是一列随机变量，且 $X_n = \begin{pmatrix} -n & 0 & n \\ \frac{1}{n^k} & 1 - \frac{2}{n^k} & \frac{1}{n^k} \end{pmatrix}$ ，其中 k 是正常数。试证：

(1) 当 $k > 1$ 时， X_n 几乎收敛于 0。

(2) 当 $k > 2$ 时， X_n 均方收敛于 0；

(3) 当 $k \leq 2$ 时， X_n 不均方收敛于 0。

证 令 $X = 0$

P_k	$\frac{1}{n^k}$	$1 - \frac{2}{n^k}$	$\frac{1}{n^k}$
X_n	$-n$	0	n

P_k	$1 - \frac{2}{n^k}$	$\frac{2}{n^k}$
X_n^2	0	n^2

$$\therefore P\{\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = 0\} = 1 \quad (\because \text{当 } k > 1, \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{2}{n^k} = 0) \quad X_n \text{ 几乎肯定}$$

收敛于 0

$$E\{|X_n - X|^2\} = E\{X_n^2\} = 2n^{2-k}$$

$$\text{当 } k > 2 \text{ 时, } \lim_{n \rightarrow \infty} E\{|X_n - X|^2\} = \lim_{n \rightarrow \infty} 2n^{2-k} = 0$$

$\therefore X_n$ 均方收敛于 0

$$\text{当 } k \leq 2 \text{ 时, } \lim_{n \rightarrow \infty} E\{|X_n - X|^2\} \neq 0$$

即 X_n 不均方收敛于 0。

20、设 $X_n \xrightarrow{P} a, Y_n \xrightarrow{P} b$, 试证 $X_n \pm Y_n \xrightarrow{P} a \pm b$.

证 $\forall \varepsilon > 0$

$$\begin{aligned} \{|(x_n \pm y_n) - (a \pm b)| \geq \varepsilon\} &= \{|(x_n - a) \pm (y_n - b)| \geq \varepsilon\} \\ &\subset \{|x_n - a| \geq \frac{\varepsilon}{2}\} \cup \{|y_n - b| \geq \frac{\varepsilon}{2}\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \therefore 0 \leq P\{|(x_n \pm y_n) - (a \pm b)| \geq \varepsilon\} \\ \leq P\{|x_n - a| \geq \frac{\varepsilon}{2}\} + P\{|y_n - b| \geq \frac{\varepsilon}{2}\} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty) \end{aligned}$$

$$\therefore x_n \pm y_n \xrightarrow{P} a \pm b$$

第二章习题解答

1. 设 $X(i=1,2,\dots)$ 是独立的随机变量列, 且有相同的两点分布 $\begin{pmatrix} -1 & 1 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$, 令

$Y(0) = 0, Y(n) = \sum_{i=1}^n X_i$, 试求:

- (1) 随机过程 $\{Y(n), n=0,1,2,\dots\}$ 的一个样本函数;
- (2) $P\{Y(1)=k\}$ 及 $P\{Y(n)=k\}$ 之值;
- (3) $P\{Y(n)=k\}$;
- (4) 均值函数;
- (5) 协方差函数;

解: (1) 当 $X_i = 1$ 时, $(i=1,2,\dots)$, $y(n) = n$

$$(2) P\{y(1)=k\} = P\{X_1=k\} = \begin{cases} \frac{1}{2} & k = -1 \text{ 或 } 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

$X_1 + X_2$	2	0	-2
P_k	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

$$p\{Y(2)=k\}=P\{X_1+X_2=k\}=\begin{cases} \frac{1}{4} & k=2 \\ \frac{1}{2} & k=0 \\ \frac{1}{4} & k=-2 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

当 n 为奇数时

$Y(n)$	$-n$	$-n+2$	\cdots	-1	1	\cdots	$n-2$	n
P_k	$\frac{C_n^0}{2^n}$	$\frac{C_n^1}{2^n}$		$\frac{C_n^{\frac{n-1}{2}}}{2^n}$	$\frac{C_n^{\frac{n+1}{2}}}{2^n}$		$\frac{C_n^{n-1}}{2^n}$	$\frac{C_n^n}{2^n}$

当 n 为偶数时

$Y(n)$	$-n$	$-n+2$	\cdots	-2	0	2	\cdots	$n-2$	n
P_k	$\frac{C_n^0}{2^n}$	$\frac{C_n^1}{2^n}$		$\frac{C_n^{\frac{n}{2}-1}}{2^n}$	$\frac{C_n^{\frac{n}{2}}}{2^n}$	$\frac{C_n^{\frac{n}{2}+1}}{2^n}$		$\frac{C_n^{n-1}}{2^n}$	$\frac{C_n^n}{2^n}$

$$(4) \quad E[Y(n)] = E\left[\sum_{i=1}^n x_i\right] = \sum_{i=1}^n E(x_i)$$

$$\text{而 } E(x_i) = 0$$

$$\therefore E[Y(n)] = 0$$

$$(5) \quad \text{Cov}[Y(n), Y(m)] = E\left\{\sum_{i=1}^n x_i \sum_{j=1}^m x_j\right\}$$

$$\underline{\text{若 } m \leq n} \quad E\left\{\sum_{k=1}^n x_k^2\right\} = \sum_{k=1}^n E\{x_k^2\} = m$$

$$\therefore \text{若 } n < m, \text{ 则有 } \text{Cov}[Y(n), Y(m)] = n$$

$$\text{即有 } \text{Cov}[Y(n), Y(m)] = \min(n, m)$$

2. 设 $X(t) = A \cos \omega t - B \sin \omega t$ ，其中 A 、 B 是相互独立且有相同的 $N(0, \sigma^2)$ 分布的随机变量， ω 是常数， $t \in (-\infty, +\infty)$ ，试求：

- (1) $X(t)$ 的一个样本函数；
- (2) $X(t)$ 的一维概率密度函数；
- (3) 均值函数和协方差函数。

解：(1) 当 $A=B=1$ 时， $X(t) = \cos \omega t - \sin \omega t$

$$(2) \because X(t) = (A, B) \begin{pmatrix} \cos \omega t \\ -\sin \omega t \end{pmatrix} \quad (A, B) \sim N(0, B_1) \quad B_1 = \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{pmatrix}$$

$$\therefore X(t) \sim N(0, \sigma^2) \quad \therefore p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} \quad x \in (-\infty, +\infty)$$

$$(3) E[X(t)] = 0$$

$$\begin{aligned} \text{cov}[X(s), X(t)] &= E\{(A \cos \omega s - B \sin \omega s)(A \cos \omega t - B \sin \omega t)\} \\ &= \sigma^2 \cos \omega(s-t) \end{aligned}$$

3. 设随机过程 $X(t) = \sum_{k=1}^n (Y_k \cos \omega_k t + Z_k \sin \omega_k t)$, $t \geq 0$ 。其中 $Y_1, Y_2, \dots, Y_n, Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ 是相互独立的随机变量，且 $Y_k, Z_k \sim N(0, \sigma_k^2)$, $k=1, 2, \dots, n$ 。

- (1) 求 $\{X(t)\}$ 的均值函数和相关函数；
- (2) 证明 $\{X(t)\}$ 是正态过程。

$$\text{解：(1) } E[X(t)] = \sum_{k=1}^n [E(Y_k) \cos \omega_k t + E(Z_k) \sin \omega_k t] = 0$$

$$R_X(s, t) = E[X(s)X(t)]$$

$$\begin{aligned} &= E\left\{\left[\sum_{k=1}^n (Y_k \cos \omega_k s + Z_k \sin \omega_k s)\right]\left[\sum_{k=1}^n (Y_k \cos \omega_k t + Z_k \sin \omega_k t)\right]\right\} \\ &= E\left[\sum_{k=1}^n (Y_k^2 \cos \omega_k s \cos \omega_k t + Z_k^2 \sin \omega_k s \sin \omega_k t)\right] \\ &= \sigma^2 \sum_{k=1}^n \cos \omega_k(s-t) \end{aligned}$$

$$(2) (X(t_1), X(t_2), \dots, X(t_n)) = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n, Z_1, Z_2, \dots, Z_n)A$$

$$(Y_1, Y_2, \dots, Y_n, Z_1, Z_2, \dots, Z_n) \sim N(0, B)$$

$$\text{其中 } A = \begin{pmatrix} \cos \omega_1 t_1 & \cos \omega_1 t_2 & \cdots & \cos \omega_1 t_n \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \cos \omega_n t_1 & \cos \omega_n t_2 & \cdots & \cos \omega_n t_n \\ \sin \omega_1 t_1 & \sin \omega_1 t_2 & \cdots & \sin \omega_1 t_n \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sin \omega_n t_1 & \sin \omega_n t_2 & \cdots & \sin \omega_n t_n \end{pmatrix}, \quad B = \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_k^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_k^2)$$

由 n 维正态分布的线性性质得

$$(X(t_1), X(t_2), \dots, X(t_n)) \sim N(0, A'BA)$$

因此 X(t) 是正态过程。

4. 设 $\{W(t), t \geq 0\}$ 是参数为 σ^2 的 Wiener 过程，求下列过程的均值函数和相关函数：

$$(1) X(t) = W^2(t), t \geq 0;$$

$$(2) X(t) = tW\left(\frac{1}{t}\right), t > 0$$

$$(3) X(t) = c^{-1}W(c^2t), t \geq 0$$

$$(4) X(t) = W(t) - tW(t), 0 \leq t \leq 1$$

解：(1) $m_X(t) = E[X(t)] = E[W^2(t)] = \sigma^2 t$

$$R_X(s, t) = E[W^2(s)W^2(t)] = E[W^2(s)] \cdot E[W^2(t)] + 2\{E[W(s) \cdot W(t)]\}^2$$

$$= \sigma^4 st + 2\sigma^4 \min^2(s, t)$$

$$(2) m_X(t) = E\left[tW\left(\frac{1}{t}\right)\right] = 0$$

$$R_X(s, t) = E\left[sW\left(\frac{1}{s}\right) \cdot tW\left(\frac{1}{t}\right)\right] = stE\left[W\left(\frac{1}{s}\right) \cdot W\left(\frac{1}{t}\right)\right]$$

$$= st\sigma^2 \min\left(\frac{1}{s}, \frac{1}{t}\right)$$

$$= \sigma^2 \min(s, t)$$

$$(3) m_X(t) = E[X(t)] = E[c^{-1}W(c^2t)] = c^{-1}E[W(c^2t)] = 0$$

$$R_X(s, t) = E[X(s) \cdot X(t)] = E[c^{-1}W(c^2s) \cdot c^{-1}W(c^2t)]$$

$$= c^{-2}E[W(c^2s) \cdot W(c^2t)]$$

$$= c^{-2} \cdot \sigma^2 \cdot c^2 \min(s, t)$$

$$= \sigma^2 \min(s, t)$$

$$(4) \quad m_X(t) = E[X(t)] = E[W(t) - tW(t)] = 0$$

$$R_X(s, t) = E[X(s)X(t)]$$

$$= E\{[W(s) - sW(s)][W(t) - tW(t)]\}$$

$$= (1-s)(1-t)E[W(s)W(t)]$$

$$= (1-s)(1-t)\sigma^2 \min(s, t)$$

5. 设到达某商店的顾客组成强度为 λ 的 Poisson 流, 每个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, 若 $\{Y(t), t \geq 0\}$ 是购买商品的顾客流, 证明 $\{Y(t), t \geq 0\}$ 是强度为 λp 的 Poisson 流。

证: 令 X_n 表示“第 n 个顾客购买商品”, 则 $P(X_n = 1) = p, P(X_n = 0) = 1 - p = q$ 且

$Y(t) = \sum_{n=1}^{N(t)} X_n$ 。其中 $N(t)$ 为 $[0, t]$ 时间段内到达商店的顾客人数, 则 $Y(t)$ 的特征函数

为

$$f_{Y(t)}(u) = E\{\exp[juY(t)]\}$$

$$= E\{\exp[ju \sum_{n=1}^{N(t)} X_n]\}$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} E\{\exp[ju \sum_{k=1}^{N(t)} X_k] | N(t) = n\} \cdot P\{N(t) = n\}$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} [pe^{ju} + q]^n \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t}$$

$$= e^{p\lambda t(e^{ju} - 1)}$$

$\therefore \{Y(t), t \geq 0\}$ 是强度为 λp 的 Poisson 流。

6. 在题 5 中, 进一步设 $\{Z(t), t \geq 0\}$ 是不购买商品的顾客流, 试证明 $\{Y(t), t \geq 0\}$ 与 $\{Z(t), t \geq 0\}$ 是强度分别为 λp 和 $\lambda(1-p)$ 的相互独立的 Poisson 流。

证: (1) $\because N(t) = Z(t) + Y(t)$

$$\therefore f_{Z(t)}(u) = E\{\exp[ju(N - \sum_{i=1}^{N(t)} X_i)]\}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{n=0}^{\infty} E\{\exp[ju(n - \sum_{i=1}^n X_i)]\} \cdot \frac{(\lambda t)^n}{n!} e^{-\lambda t} \\
&= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} [\lambda t e^{ju} (pe^{ju} + q)]^n e^{-\lambda t} \\
&= e^{\lambda t(p+qe^{ju}) - \lambda t} \\
&= e^{\lambda t(1-p)(e^{ju}-1)}
\end{aligned}$$

$$\because f_N(u) = E\{\exp[juN(t)]\}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} e^{juk} \cdot \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \\
&= e^{\lambda t(e^{ju}-1)}
\end{aligned}$$

$$\therefore f_N(u) = f_Y(u) \cdot f_Z(u)$$

$\therefore \{Z(t), t \geq 0\}$ 与 $\{Y(t), t \geq 0\}$ 独立且强度为 $\lambda(1-p)$ 的 Poisson 流。

7. 设 $\{N_1(t), t \geq 0\}$ 和 $\{N_2(t), t \geq 0\}$ 分别是强度为 λ_1 和 λ_2 的独立 Poisson 流。试证明：

(1) $\{N_1(t) + N_2(t), t \geq 0\}$ 是强度为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的 Poisson 流；

(2) 在 $\{N_1(t), t \geq 0\}$ 的任一到达时间间隔内， $\{N_2(t), t \geq 0\}$ 恰有 k 个时间发生的概率为

$$p_k = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \cdot \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2}\right)^k, k = 0, 1, 2, \dots$$

$$\text{证：(1) } \because f_{N_1(t)+N_2(t)}(t) = E\{e^{ju(N_1+N_2)}\}$$

$$\begin{aligned}
&= E\{e^{juN_1}\} \cdot E\{e^{juN_2}\} \\
&= e^{\lambda_1(e^{ju}-1)} \cdot e^{\lambda_2(e^{ju}-1)} \\
&= e^{(\lambda_1+\lambda_2)(e^{ju}-1)}
\end{aligned}$$

$\therefore \{N(t), t \geq 0\}$ 是强度为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的 Poisson 流。

(2) 令 T 表示过程 $\{N_1(t) + N_2(t), t \geq 0\}$ 任两质点到达的时间间隔。 A 表示 $\{N_2(t), t \geq 0\}$ 恰有 1 个事件发生在 $\{N_1(t), t \geq 0\}$ 的任一到达时间间隔内，则

$$P(A) = P\{T_2 < T_1\} = \int_0^\infty \lambda_2 e^{-\lambda_2 x} dx \int_x^\infty \lambda_1 e^{-\lambda_1 y} dy$$

8. 设 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是 Poisson 过程, τ_n 和 T_n 分别是 $\{N(t), t \geq 0\}$ 的第 n 个事件的到达时间和点间间隔。试证明:

$$(1) \quad E(\tau_n) = nE(T_n), n=1, 2, \dots;$$

$$(2) \quad D(\tau_n) = nD(T_n), n=1, 2, \dots。$$

$$\text{证: } \because E(T_n) = \frac{1}{\lambda}, E(\tau_n) = \frac{n}{\lambda}, D(T_n) = \frac{1}{\lambda^2}, D(\tau_n) = \frac{n}{\lambda^2}$$

$$\therefore E(\tau_n) = nE(T_n), n=1, 2, \dots \quad D(\tau_n) = nD(T_n), n=1, 2, \dots$$

9. 设某电报局接收的电报数 $N(t)$ 组成 Poisson 流, 平均每小时接到 3 次电报, 求:

(1) 一上午 (8 点到 12 点) 没有接到电报的概率;

(2) 下午第一个电报的到达时间的分布。

解:

10. 设 $\{N_1(t), t \geq 0\}$ 和 $\{N_2(t), t \geq 0\}$ 分别是强度为 λ_1 和 λ_2 的独立 Poisson 过程, 令 $X(t) = N_1(t) + N_2(t), t \geq 0$, 求 $\{X(t), t \geq 0\}$ 的均值函数与相关函数。

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

$$R_X(s, t) = E[X(s)X(t)] = E\{[N_1(s) + N_2(s)][N_1(t) + N_2(t)]\}$$

$$E[N_1(s)N_1(t) + N_1(s)N_2(t) + N_2(s)N_1(t) + N_2(s)N_2(t)]$$

$$= \lambda_1^2 st + \lambda_1 \min(s, t) + 2st\lambda_1\lambda_2 + \lambda_2^2 st + \lambda_2 \min(s, t)$$

$$= (\lambda_1 + \lambda_2)^2 st + (\lambda_1 + \lambda_2) \min(s, t)$$

11. 设 $\{X(t), t \geq 0\}$ 是强度为 λ 的 Poisson 过程, T 是服从参数为 γ 的指数分布的随机变量, 且与 $\{X(t)\}$ 独立, 求 $[0, T]$ 内事件数 N 的分布律。

解: 由 $[0, T]$ 内 N 的分布律为:

$$P(N(T) = k) = \int_0^\infty \frac{(\lambda x)^k}{k!} e^{-\lambda x} p_T(x) dx$$

$$\begin{aligned}
&= \gamma \int_0^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} x^k e^{-(\lambda+\gamma)x} dx \\
&= \frac{\gamma \lambda^k}{k!} \cdot \frac{k!}{(\lambda+\gamma)^{k+1}} \quad k=0,1,\dots \\
&= \frac{\lambda^k \gamma}{(\lambda+\gamma)^{k+1}}
\end{aligned}$$

第三章习题解答

1. 证明 Poisson 随机变量序列的均方极限是 Poisson 随机变量。

证: 令 $\{X_n, n \in N\}$ 是 Poisson 随机变量序列, 则对 $\forall n \in N \quad p\{X_n = k\} = \frac{\lambda_n^k}{k!} e^{-\lambda_n} \quad k=0,1,\dots$

又 $\because \lim_{n \rightarrow \infty} E\{|X_n|^2\} = \lim_{n \rightarrow \infty} (\lambda + \lambda^2) = \lambda + \lambda^2 = E\{|X|^2\}$, 其中 X 为 Poisson 随机变量。

2. 设 $X_n, n=1,2,\dots$, 是独立同分布的随机变量序列, 均值为 μ , 方差为 1, 定义

$Y_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, 证明 $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = \mu$ 。

$$\begin{aligned}
\text{证: } \because \left\| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu \right\|^2 &= \left\| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n [X_k - E(X_k)] \right\|^2 \\
&= E \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n [X_k - E(X_k)] \right|^2 \right\} \\
&= \frac{1}{n^2} E \left\{ \sum_{k=1}^n [X_k - E(X_k)] \sum_{l=1}^n [X_l - E(X_l)] \right\} \\
&= \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \text{cov}(X_k, X_l) \\
&= \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n D(X_k) \quad (X_n \text{ 的独立性}) \\
&= \frac{1}{n} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty)
\end{aligned}$$

$$\therefore \lim_{n \rightarrow \infty} Y_n = \mu。$$

3. 研究下列随机过程的均方连续性、均方可导性和均方可积性。

(1) $X(t) = At + B$, 其中 A 、 B 是相互独立的二阶矩随机变量, 均值为 a 、 b , 方差为 σ_1^2 、 σ_2^2 ;

(2) $X(t) = At^2 + Bt + C$, 其中 A 、 B 、 C 是相互独立的二阶矩随机变量, 均值为 a 、

b、c, 方差为 σ_1^2 、 σ_2^2 、 σ_3^2 ;

(3) $\{N(t), t \geq 0\}$ 是 Poisson 过程;

(4) $\{W(t), t \geq 0\}$ 是 Wiener 过程。

解: (1) $\because E[X(t)] = E[At + B] = ta + b$

$$\begin{aligned} R_X(s, t) &= E\{\overline{X(s)X(t)}\} = E\{(\overline{As + B})(\overline{At + B})\} \\ &= stE(A^2) + sE(\overline{AB}) + tE(\overline{AB}) + E(\overline{BB}) \\ &= st(\sigma_1^2 + a^2) + sab + tab + \sigma_2^2 + b^2 \end{aligned}$$

是关于 s, t 的多项式函数

\therefore 存在任意阶的偏导数

\therefore 过程是均方连续, 均方可导, 均方可积。

$$(2) \because E[X(T)] = E[At^2 + Bt + C] = at^2 + bt + c$$

$$\begin{aligned} R_X(s, t) &= E\{X(s)X(t)\} \\ &= E\{(As^2 + Bs + C)(At^2 + Bt + C)\} \\ &= s^2t^2(a^2 + \sigma_1^2) + s^2tab + s^2ac + st^2ab + st(b^2 + \sigma_2^2) + t^2ac + tbc + c^2 + \sigma_3^2 \end{aligned}$$

(3) 由 $R_N(s, t) = \lambda^2 st + \lambda \min(s, t)$ 知 Poisson 过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 是均方连续, 均方可积的。

$$\begin{aligned} \because \lim_{\Delta s \rightarrow 0^+} \frac{R_N(t + \Delta s, t) - R_N(t, t)}{\Delta s} &= \lim_{\Delta s \rightarrow 0} \frac{\lambda^2(t + \Delta s)t + \lambda t - (\lambda^2 t^2 + \lambda t)}{\Delta s} = \lambda^2 t \\ \lim_{\Delta s \rightarrow 0^-} \frac{R_N(t + \Delta s, t) - R_N(t, t)}{\Delta s} &= \lambda^2 t + \lambda \end{aligned}$$

$\therefore R_N'(t, t)$ 不存在, 即均方不可导。

(4) 由 $R_W(s, t) = \sigma^2 \min(s, t)$ 知 Wiener 过程 $\{W(t), t \geq 0\}$ 是均方连续, 均方可积的。

$$\begin{aligned} \because \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{R_W(t + \Delta t, t) - R_W(t, t)}{\Delta t} &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{0}{\Delta t} = 0 \\ \lim_{\Delta t \rightarrow 0^-} \frac{R_W(t + \Delta t, t) - R_W(t, t)}{\Delta t} &= \sigma^2 \end{aligned}$$

$\therefore R_W''(t, t)$ 不存在, 即均方不可导。

4. 试研究上题中过程的均方可导性，当均方可导时，试求均方导数过程的均值函数和相关函数。

解：（1）均方可导

$$m_{X'}(t) = a$$

$$R_{X'}(s, t) = R_{st}''(s, t) = \sigma_1^2 + a^2$$

$$\text{又} \because R_X(s, t) = st(\sigma_1^2 + a^2) + ab(s+t) + \sigma_2^2 + b^2$$

$$\begin{aligned} & \lim_{\substack{\Delta t \rightarrow 0 \\ \Delta s \rightarrow 0}} \frac{1}{\Delta t \Delta s} \{R_X(s + \Delta s, t + \Delta t) - R_X(s + \Delta s, t) - R_X(s, t + \Delta t) + R_X(s, t)\} \\ &= \lim_{\substack{\Delta t \rightarrow 0 \\ \Delta s \rightarrow 0}} \frac{1}{\Delta t \Delta s} \{(s + \Delta s)(t + \Delta t)(\sigma_1^2 + a^2) + ab(s + \Delta s)(t + \Delta t) + \sigma_2^2 + b^2 \\ & \quad - [(s + \Delta s)t(\sigma_1^2 + a^2) + ab(s + \Delta s + t) + \sigma_2^2 + b^2] \\ & \quad - [s(t + \Delta t)(\sigma_1^2 + a^2) + ab(s + t + \Delta t) + \sigma_2^2 + b^2] \\ & \quad + [st(\sigma_1^2 + a^2) + ab(s + t) + \sigma_2^2 + b^2]\} \\ &= \lim_{\substack{\Delta t \rightarrow 0 \\ \Delta s \rightarrow 0}} \frac{1}{\Delta t \Delta s} \{(\sigma_1^2 + a^2)\Delta s \Delta t\} = \sigma_1^2 + a^2 < \infty \end{aligned}$$

$\therefore X_t$ 均方可微。

（2）均方可导，且

$$E[X'(t)] = m_{X'}(t) = 2at + b$$

$$\begin{aligned} R_{X'}(s, t) &= R_{ts}''(s, t) = [(a + \sigma_1^2)s^2 \cdot 2t + abs^2 + abs \cdot 2t + (b^2 + \sigma_2^2)s + ac \cdot 2 + bc + 0]'_s \\ &= 4(a^2 + \sigma_1^2)st + 2abs + 2abt + b^2 + \sigma_2^2 + 0 \\ &= 4(a^2 + \sigma_1^2)st + 2ab(s + t) + b^2 + \sigma_2^2 \end{aligned}$$

（3）Poisson 过程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 均方不可导。

（4）Wiener 过程 $\{W(t), t \geq 0\}$ 均方不可导。

5. 求下列随机过程的均值函数和相关函数，从而判断其均方连续性和均方可微性。

（1） $X(t) = \cos(\omega t + \Theta)$ ，其中 ω 是常数， θ 服从 $[0, 2\pi]$ 上的均匀分布；

（2） $X(t) = tW\left(\frac{1}{t}\right), t > 0$ ，其中 $W(t)$ 参数为 1 的 Wiener 过程；

(3) $X(t) = W^2(t), t \geq 0$, 其中 $W(t)$ 参数为 σ^2 的 Wiener 过程。

解: (1) $E\{X(t)\} = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \cos(\omega t + \theta) d\theta = \frac{1}{2\pi} \sin(\omega t + \theta) \Big|_0^{2\pi} = 0$ 。

$$\begin{aligned} R_X(s, t) &= E\{X(s)X(t)\} = E\{\cos(\omega s + \Theta)\cos(\omega t + \Theta)\} \\ &= \frac{1}{4\pi} \int_0^{2\pi} [\cos((t+s)\omega + 2\theta) + \cos((t-s)\omega)] d\theta \\ &= \frac{1}{2} \cos \omega(t-s) \end{aligned}$$

(2) $E\{X(t)\} = E\{tW(\frac{1}{t})\} = 0$

$$\begin{aligned} \text{当 } s < t, \quad R_X(s, t) &= E\{tsW(\frac{1}{s})W(\frac{1}{t})\} = stE\{[W(\frac{1}{s}) - W(\frac{1}{t}) + W(\frac{1}{t})]W(\frac{1}{t})\} \\ &= stE\{W^2(\frac{1}{t})\} = st \cdot \min(\frac{1}{s}, \frac{1}{t}) = s \end{aligned}$$

$\therefore R_X(s, t) = \min(s, t) = \min(s, t)$

\therefore 均方连续, 但均方不可微, 均方可积。

(3) $E\{X(t)\} = E\{W^2(t)\} = \sigma^2 t$

$$R_X(s, t) = E\{W^2(s)W^2(t)\} = \begin{cases} \sigma^4 s(t+2s) & s < t \\ \sigma^4 t(s+2t) & s \geq t \end{cases}$$

\therefore 均方连续, 但均方不可微, 均方可积。

6. 均值函数为 $m_X(t) = 5 \sin t$ 、相关函数为 $R_X(s, t) = 3e^{-0.5(t-s)^2}$ 的随机过程 $X(t)$ 输入微分电路, 该电路输出随机过程 $Y(t) = X'(t)$, 试求 $Y(t)$ 的均值函数和相关函数、 $X(t)$ 和 $Y(t)$ 的互相关函数。

解: $E[Y(t)] = E[X'(t)] = m_{X'}(t) = (5 \sin t)'_t = 5 \cos t$

$$R_Y(s, t) = E[Y(s)Y(t)] = E[X'(s)X'(t)]$$

$$= \frac{\partial^2}{\partial s \partial t} R_X(s, t) = (3e^{-0.5(t-s)^2} \cdot (t-s))'_t = 3[1 - (t-s)^2] \cdot e^{-0.5(t-s)^2}$$

$$R_{XY}(s, t) = E[X(s)Y(t)] = E[X(s)X'(t)] = -3(t-s)e^{-0.5(t-s)^2}$$

7. 试求第 3 题中可积过程的如下积分:

$$Y(t) = \frac{1}{t} \int_0^t X(u) du$$

$$Z(t) = \frac{1}{L} \int_t^{t+L} X(u) du$$

的均值函数和相关函数。

$$\text{解: (1)} \quad \because Y(t) = \frac{1}{t} \int_0^t (Au + B) du = \frac{1}{t} \left(\frac{Au^2}{2} + Bu \right) \Big|_0^t = \frac{1}{2} At + B$$

$$\therefore E[Y(t)] = \frac{at}{2} + b$$

$$\begin{aligned} R_Y(s, t) &= E\left\{ \left(\frac{1}{2} As + B \right) \left(\frac{1}{2} At + B \right) \right\} = E\left\{ \frac{1}{4} A^2 st + \frac{AB}{2} s + \frac{AB}{2} t + B^2 \right\} \\ &= \frac{st}{4} (\sigma_1^2 + a^2) + (\sigma_2^2 + b^2) + \frac{1}{2} ab(s+t) \end{aligned}$$

$$\text{又} \because Z(t) = \frac{1}{L} \int_t^{t+L} (Au + B) du = \frac{1}{L} \left(\frac{Au^2}{2} + Bu \right) \Big|_t^{t+L} = At + AL + B$$

$$\therefore E[Z(t)] = a(t+L) + b$$

$$R_Z(s, t) = E\{[A(s+L) + B][A(t+L) + B]\}$$

$$= (s+L)(t+L)(\sigma_1^2 + a^2) + (\sigma_2^2 + b^2) + ab(s+L) + ab(t+L)$$

$$(2) \quad \because Y(t) = \frac{1}{t} \int_0^t (Au^2 + Bu + C) du = \frac{1}{t} \left(\frac{Au^3}{3} + \frac{Bu^2}{2} + Cu \right) \Big|_0^t = \frac{At^2}{3} + \frac{Bt}{2} + C$$

$$\therefore E[Y(t)] = \frac{at^2}{3} + \frac{bt}{2} + c$$

$$R_Y(s, t) = E\left\{ \left(\frac{As^2}{3} + \frac{Bt}{2} + C \right) \left(\frac{At^2}{3} + \frac{Bt}{2} + C \right) \right\}$$

$$\begin{aligned} &= E\left\{ \left(\frac{ts}{3} \right)^2 A^2 + \frac{1}{6} (t^2 s + ts^2) AB + \frac{1}{3} (t^2 + s^2) AC + \frac{st}{4} B^2 + \frac{1}{2} (t+s) BC + C^2 \right\} \\ &= \left(\frac{ts}{3} \right)^2 (\sigma_1^2 + a^2) + \frac{abts}{6} (t+s) + \frac{ac}{3} (t^2 + s^2) + \frac{st}{4} (\sigma_2^2 + b^2) + \frac{bc}{2} (t+s) + \sigma_3^2 + c^2 \end{aligned}$$

$$Z(t) = \frac{1}{L} \int_t^{t+L} (Au^2 + Bu + C) du = \frac{1}{L} \left(\frac{A}{3} u^3 + \frac{B}{2} u^2 + Cu \right) \Big|_t^{t+L}$$

$$= A(t^2 + tL + \frac{L^2}{3}) + B(t + \frac{L}{2}) + C$$

$$E[Z(t)] = a(t^2 + tL + \frac{L^2}{3}) + b(t + \frac{L}{2}) + c$$

$$\begin{aligned}
R_Z(s, t) &= E\left\{ \left[A\left(s^2 + sL + \frac{L^2}{3}\right) + B\left(s + \frac{L}{2}\right) + C \right] \left[A\left(t^2 + tL + \frac{L^2}{3}\right) + B\left(t + \frac{L}{2}\right) + C \right] \right\} \\
&= (\sigma_1^2 + a^2)\left(s^2 + sL + \frac{L^2}{3}\right)\left(t^2 + tL + \frac{L^2}{3}\right) + (\sigma_2^2 + b^2)\left(s + \frac{L}{2}\right)\left(t + \frac{L}{2}\right) \\
&\quad + (\sigma_3^2 + c^2)ab\left[\left(s^2 + sL + \frac{L^2}{3}\right) + \left(t^2 + tL + \frac{L^2}{3}\right) + \left(s + \frac{L}{2}\right)\left(t + \frac{L}{2}\right)\right] \\
&\quad + ac\left[\left(s^2 + sL + \frac{L^2}{3}\right) + \left(t^2 + tL + \frac{L^2}{3}\right) + bc\left[\left(s + \frac{L}{2}\right) + \left(t + \frac{L}{2}\right)\right]\right]
\end{aligned}$$

$$(3) Y(t) = \frac{1}{t} \int_0^t N(u) du \quad Z(t) = \frac{1}{L} \int_t^{t+L} N(u) du$$

$$E[Y(t)] = \frac{1}{t} E\left[\int_0^t N(u) du\right] = \frac{1}{t} \int_0^t \lambda u du = \frac{\lambda u^2}{2t} \Big|_0^t = \frac{\lambda t}{2}$$

$$\begin{aligned}
\text{当 } s < t \text{ 时} \quad R_Y(s, t) &= E\left[Y(s)Y(t)\right] = \frac{1}{ts} \int_0^s \int_0^t E\{N(u)N(v)\} dudv \\
&= \frac{1}{ts} \int_0^s \int_0^t R_N(u, v) dudv = \frac{1}{ts} \int_0^s \int_0^t [\lambda uv + \min(u, v)] dudv \\
&= \frac{\lambda^2 st}{4} + \frac{\lambda s}{6t} (3t - s)
\end{aligned}$$

$$\therefore R_Y(s, t) = \begin{cases} \frac{\lambda^2 st}{4} + \frac{\lambda s}{6t} (3t - s) & s < t \\ \frac{\lambda^2 st}{4} + \frac{\lambda t}{6s} (3s - t) & s \geq t \end{cases}$$

$$E[Z(t)] = \frac{1}{L} E\left[\int_t^{t+L} N(u) du\right] = \frac{1}{L} \int_t^{t+L} \lambda u du = \frac{\lambda}{2} (2t + L)$$

当 $0 < t - s \leq L$

$$\begin{aligned}
R_Z(s, t) &= E\left[Z(s)Z(t)\right] = \frac{1}{L^2} E\left[\int_s^{s+L} \int_t^{t+L} N(u)N(v) dudv\right] \\
&= \frac{1}{L^2} \int_s^{s+L} \int_t^{t+L} [\lambda uv + \min(u, v)] dudv \\
&= \left(s + \frac{L}{2}\right)\left(t + \frac{L}{2}\right) + \frac{(s-t)^2}{L} + \frac{1}{2} + \frac{1}{6L^2} [3(s+L)^2 - 2(s-L)^3 - t^3]
\end{aligned}$$

当 $-L < t - s < 0$ 时

$$R_Z(s, t) = \left(s - \frac{L}{2}\right)\left(t - \frac{L}{2}\right) + \frac{(s-t)^2}{L} + \frac{1}{2} + \frac{1}{6L^2} [3(s-L)^2 - 2(s+L)^3 - t^3]$$

$$(4) Y(t) = \frac{1}{t} \int_0^t W(u) du \quad Z(t) = \frac{1}{L} \int_t^{t+L} W(u) du$$

$$E[Y(t)] = \frac{1}{t} \int_0^t E[W(u)] du = 0 \quad E[Z(t)] = 0$$

$$R_Y(s, t) = \frac{1}{ts} \int_0^s \int_0^t R_W(u, v) du dv = \frac{\sigma^2}{ts} \int_0^s \int_0^t \min(u, v) du dv$$

$$= \begin{cases} \int_0^s du \int_0^u v dv + \int_0^s u du \int_u^t dv \\ \int_0^t dv \int_0^v u du + \int_0^t v dv \int_v^s du \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \frac{\sigma^2 s}{6t} (3t - s) & s < t \\ \frac{\sigma^2 t}{6s} (3s - t) & s \geq t \end{cases}$$

$$R_Z(s, t) = \frac{1}{L^2} \int_s^{s+L} \int_t^{t+L} R_W(u, v) du dv = \frac{\sigma^2}{L^2} \int_s^{s+L} \int_t^{t+L} \min(u, v) du dv$$

$$= \begin{cases} \frac{\sigma^2}{L^2} [\int_t^{s+L} du \int_t^u v dv + \int_s^{s+L} u du \int_t^{t+L} v dv - \int_t^{s+L} du \int_t^u v dv] (0 < t - s \leq L) \\ \frac{\sigma^2}{L^2} (0 \leq s - t \leq L) \\ \frac{\sigma^2}{L^2} \int_s^{s+L} u du = \sigma^2 (s + \frac{L}{2}) (s + L < t) \\ \frac{\sigma^2}{L^2} \int_s^{s+L} du \int_t^{t+L} v dv = \sigma^2 (t + \frac{L}{2}) (t - s < -L) \end{cases}$$

8. 设随机过程 $X(t) = Ve^{3t} \cos 2t$ ，其中 V 是均值为 5、方差为 1 的随机变量，试求随机过程 $Y(t) = \int_0^t X(s) ds$ 的均值函数、相关函数、协方差函数与方差函数。

$$\text{解: } E[Y(t)] = \int_0^t 5e^{3s} \cos 2s ds = \frac{5e^{3t}}{13} (2 \sin 2t + 3 \cos 2t - 3)$$

$$\begin{aligned} R_Y(s, t) &= \int_0^s \int_0^t E(v^2) e^{(u+v)} \cos 2u \cdot \cos 2v du dv \\ &= 26 \int_0^s e^{3u} \cos 2u du \int_0^t e^{3v} \cos 2v dv \\ &= 26 \left[\frac{e^{3s}}{13} (2 \sin 2s + 3 \cos 2s - 3) \cdot \frac{e^{3t}}{13} (2 \sin 2t + 3 \cos 2t - 3) \right] \\ &= \frac{2e^{3(s+t)}}{13} (2 \sin 2s + 3 \cos 2s - 3)(2 \sin 2t + 3 \cos 2t - 3) \end{aligned}$$

$$COV_Y(s, t) = R_Y(s, t) - m_Y(s) \cdot m_Y(t)$$

$$= \frac{2e^{3(s+t)}}{13} (2 \sin 2s + 3 \cos 2s - 3)(2 \sin 2t + 3 \cos 2t - 3)$$

$$D[Y(t)] = R_Y(t, t) - [m_Y(t)]^2$$

$$\begin{aligned} &= \frac{2}{13} e^{6t} (2 \sin 2t + 3 \cos 2t - 3)^2 - \frac{25}{13^2} e^{6t} (2 \sin 2t + 3 \cos 2t - 3)^2 \\ &= \frac{e^{6t}}{169} (2 \sin 2t + 3 \cos 2t - 3)^2 \end{aligned}$$

9. 设 $\{W(t), t \geq 0\}$ 是参数为 σ^2 的 Wiener 过程, 求下列随机过程的均值函数和相关函数。

$$(1) \quad X(t) = \int_0^t W(s) ds, t \geq 0;$$

$$(2) \quad X(t) = \int_0^t s W(s) ds, t \geq 0;$$

$$(3) \quad X(t) = \int_t^{t+1} [W(s) - W(t)] ds, t \geq 0$$

解: (1) $E[X(t)] = \int_0^t E[W(s)] ds = 0$

$$\begin{aligned} R_X(s, t) &= \int_0^s \int_0^t \min(u, v) du dv \\ &= \begin{cases} \sigma^2 \left[\int_0^s du \int_0^u v dv + \int_0^s u du \int_u^t dv \right] = \frac{\sigma^2 s^2}{6} (3t - s) & s < t \\ \frac{\sigma^2 t^2}{6} (3s - t) & s \geq t \end{cases} \end{aligned}$$

$$(2) \quad E[X(t)] = 0$$

$$\begin{aligned} R_X(s, t) &= \int_0^s \int_0^t uv \min(u, v) du dv \\ &= \begin{cases} \sigma^2 \int_0^s u du \int_0^u v^2 dv + \int_0^s u^2 du \int_u^t v dv = \sigma^2 \left(\frac{s^5}{15} + \frac{t^2 s^3}{6} - \frac{s^5}{10} \right) = \frac{\sigma^2 s^3}{30} (5t^2 - s^2) & s < t \\ \frac{\sigma^2 t^3}{30} (5s^2 - t^2) & s \geq t \end{cases} \end{aligned}$$

$$(3) \quad E[X(t)] = 0$$

$$\begin{aligned} R_X(s, t) &= \int_s^{s+1} \int_t^{t+1} E\{[W(u) - W(s)][W(v) - W(t)]\} du dv \\ &= \begin{cases} 0 & 1 + s < t \text{ 或 } s > t + 1 \\ \int_t^{t+1} \int_s^{s+1} \sigma^2 \min(u - s, v - t) du dv & s < t < s + 1 \\ \int_s^{s+1} \int_t^{t+1} \sigma^2 \min(u - s, v - t) du dv & t < s < t + 1 \end{cases} \end{aligned}$$

$$= \begin{cases} 0 & 1+s < t \text{ 或 } s > t+1 \\ \sigma^2 \left[\frac{(s+1)^3}{6} - \frac{t(s+1)^2}{2} + \frac{t^2(s+1)}{2} - \frac{t^3}{6} \right] & s < t < s+1 \\ \sigma^2 \left[\frac{(t+1)^3}{6} - \frac{s(t+1)^2}{2} + \frac{s^2(t+1)}{2} - \frac{s^3}{6} \right] & t < s < t+1 \end{cases}$$

10. 求一阶线性随机微分方程 $\begin{cases} X'(t) + aX(t) = 0 \\ X(0) = X_0 \end{cases} (a > 0)$ 的解及解的均值函数、相关

函数及解的一维概率密度函数，其中 X_0 是均值为 0、方差为 σ^2 的正态随机变量。

解：(1) $\because \int \frac{dx}{x} = -\int a dt$

$\therefore \ln x = -at + \ln c \Rightarrow X(t) = ce^{-at} \Rightarrow X(0) = c$

$\therefore X(t) = X_0 e^{-at}$ 解过程为： $\{X_0 e^{-at}, t \geq 0\}$

(2) $E[X(t)] = E[X_0 e^{-at}] = 0$

$R_X(s, t) = E\{X_0 e^{-a(s+t)}\} = \sigma^2 e^{-a(s+t)}$

$F_X(x) = P\{X \geq x\} = P\{X_0 e^{-at} \leq x\} = P\{X_0 \leq x e^{at}\} = F_{X_0}(x e^{at})$

$P_X(x) = F'_X(x) = e^{at} F'_{X_0}(x e^{at}) = \frac{e^{at}}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2 e^{2at}}{2\sigma^2}}$

11. 求一阶线性随机微分方程的解及解的均值函数、相关函数。

(1) $\begin{cases} Y'(t) = X(t), t \in [a, b] \\ Y(a) = Y_0 \end{cases} (a > 0)$ ，其中 $X(t)$ 是一已知的二阶均方连续过程， Y_0 是与

$X(t)$ 独立的均值为 m 、方差为 σ^2 的随机变量。

(2) $\begin{cases} Y'(t) + aY(t) = X(t), t \geq 0 \\ Y(0) = 0 \end{cases} (a > 0)$ ，其中 $X(t)$ 是一已知的均值函数为 $m_X(t) = \sin t$ 、

相关函数为 $R_X(s, t) = e^{-\lambda|t-s|} (\lambda > 0)$ 的二阶均方连续过程。

解：(1) $\int_{Y_0}^Y Y'(t) dt = \int_a^t X(u) du$

$Y(t) - Y_0 = \int_a^t X(u) du$

$\therefore Y(t) = Y_0 + \int_a^t X(u) du$

即方程的解为: $Y(t) = \{Y_0 + \int_a^t X(u)du, t \in [a, b]\}$

$$E[Y(t)] = E[Y_0 + \int_a^t X(u)du] = E[Y_0] + E[\int_a^t X(u)du] = m + \int_a^t m_X(u)du$$

(2) 均方解为: $Y(t) = \int_0^t X(s)e^{-a(t-s)}ds$

$$\therefore E[Y(t)] = \int_0^t m_X(s)e^{-a(t-s)}ds = \int_0^t \sin s \cdot e^{-a(t-s)}ds = \frac{1}{1+a^2}(e^{-at} - \cos t + a \sin t)$$

$$R_Y(s, t) = \int_0^s \int_0^t e^{-\lambda|u-v|} \cdot e^{-a(s+t-u-v)}dudv$$

(当 $t < s$ 时)

$$\begin{aligned} &= \int_0^t dv \int_0^v e^{-\lambda(v-u)} \cdot e^{-a(s+t-u-v)}du + \int_0^t dv \int_v^s e^{-\lambda(v-u)} \cdot e^{-a(s+t-u-v)}du \\ &= e^{-a(s+t)} \int_0^t e^{(a-\lambda)v} dv \int_0^v e^{(a+\lambda)u} du + e^{-a(s+t)} \int_0^t e^{(a+\lambda)v} dv \int_v^s e^{(a-\lambda)u} du \\ &= \frac{e^{-a(s+t)}}{a+\lambda} \int_0^t e^{(a-\lambda)v} [e^{(a+\lambda)v} - 1]dv + \frac{e^{-a(s+t)}}{a-\lambda} \int_0^t e^{(a+\lambda)v} [e^{(a-\lambda)s} - e^{(a-\lambda)v}]dv \\ &= \frac{e^{-a(s+t)}}{a+\lambda} [\frac{1}{2a}(e^{2at} - 1) - \frac{1}{a-\lambda}(e^{(a-\lambda)t} - 1)] + \frac{e^{-a(s+t)}}{a-\lambda} [\frac{e^{(a-\lambda)s}}{a+\lambda}(e^{(a+\lambda)t} - 1) - \frac{1}{2a}(e^{2at} - 1)] \\ &= \frac{1}{a^2 - \lambda^2} [e^{-\lambda(s-t)} - \frac{\lambda}{a}e^{-(s-t)} + (1 + \frac{\lambda}{a})e^{-a(s+t)} - e^{-(\lambda t + as)} - e^{-(at + \lambda s)}] \end{aligned}$$

第四章习题解答

1. 随机过程 $X(t) = A \cos(\omega t + \Theta)$, 其中 A 具有 Rayleigh 分布, 即其概率密度函数为

$$P(x) = \begin{cases} \frac{x}{\sigma^2} \exp(-\frac{x^2}{2\sigma^2}), & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad (\sigma > 0)$$

式中 Θ 服从区间 $[0, 2\pi]$ 上的均匀分布, 且 A 、 Θ 相互独立, 试研究 X 是否为平稳过程。

解: $\because E[X(t)] = E(A)E[\cos(\omega t + \Theta)]$

$$\begin{aligned} &= \int_0^{+\infty} \frac{x^2}{\sigma^2} \exp(-\frac{x^2}{2\sigma^2})dx \cdot \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \cos[\omega t + \theta]d\theta \\ &= 0 \end{aligned}$$

$$R_X(s, t) = E\{A \cos(\omega s + \Theta) \cdot \cos(\omega t + \Theta)\}$$

$$= E(A^2)E[\cos(\omega s + \Theta) \cdot \cos(\omega t + \Theta)]$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{x^3}{\sigma^2} \exp(-\frac{x^2}{2\sigma^2}) dx \cdot \frac{1}{4\pi} \int_0^{2\pi} \{\cos[2\theta + \omega(t+s)] + \cos(t-s)\} d\theta$$

$$= 2\sigma^2 \cdot \frac{2\pi}{4\pi} \cos \omega(t-s)$$

$$= \sigma^2 \cos \omega(t-s)$$

$\therefore \{X(t), t \in T\}$ 是平稳过程.

2、 X 是一平稳过程，且满足 $R_X(\tau) = R_X(\tau+T)$ ，称 X 为周期平稳过程， T 为其周期，试求 X 的相关函数也是以 T 为周期的周期函数。

解： \because 是平稳过程，

$$\therefore E(X) = m, R_X(s, t) = R(\tau), (\tau = t - s, s < t)$$

$$\text{又} \because R_X(\tau+T) = E\{\overline{X(s)}X(t+T)\} = E\{\overline{X(s)}X(t)\} = R_X(\tau)$$

$\therefore R_X(\tau)$ 以 T 为周期.

3、设 X, Y 是两个相互独立的实平稳过程，试证明 $Z(t) = X(t) + Y(t)$ 也是平稳过程。

$$\text{解} \because E[Z(t)] = E[X(t) + Y(t)] = E[X(t)] + E[Y(t)] = m_X + m_Y$$

$$R_Z(s, t) = E\{Z(s)Z(t)\}$$

$$= E\{[X(s) + Y(s)][X(t) + Y(t)]\}$$

$$= E\{X(s)X(t) + X(s)Y(t) + Y(s)X(t) + Y(s)Y(t)\}$$

$$= R_X(\tau) + 2m_X m_Y + R_Y(\tau)$$

$\therefore Z(t)$ 也是平稳过程

4、设 $X(t)$ 是 n 阶均方可微的平稳过程，证明 $\{X^{(n)}(t), -\infty < t < +\infty\}$ 是平稳过程，且

$$R_{X^{(n)}}(\tau) = (-1)^n R_X^{(2n)}(\tau)$$

$$\text{解:} \because E\{X^{(n)}(t)\} = (m_X)_t^{(n)} = 0$$

$$R_{st}''(s, t) = \frac{\partial^2}{\partial s \partial t} R_X(s, t) = \frac{\partial}{\partial t} [-R_X'(\tau)] = -R_X''(\tau)$$

利用归纳法可得

$$R_X^{(n)}(\tau) = (-1)^{(n)} R_X^{(2n)}(\tau)$$

$\therefore \{X^{(n)}(t), t \in R\}$ 平稳过程

5、设 $\{X(n)\}$ 是一均值为 0 的平稳时间序列，证明：

(1) $Z(n) = AX(n) + BX(n-m)$ 仍是一平稳时间序列；

(2) 若数列 $\{A_k\}$ 绝对收敛，即 $\sum_{k=-\infty}^{\infty} |A_k| < +\infty$ ，则 $Z(n) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} A_k X(n-k)$ 仍是一平稳时间

序列；

(3) 若 $\{X(n)\}$ 是一白噪声，试求 $Z(n) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} A_k X(n-k)$ 的相关函数及其谱函数。

解 (1) $\because E[Z(n)] = E\{AX(n) + BX(n-m)\}$

$$= AE\{X(n)\} + BE\{X(n-m)\}$$

$$= 0$$

$$R_Z(s, t) = E\{\overline{Z(s)}Z(t)\}$$

$$= E\{\overline{[AX(s) + BX(s-m)]}[AX(t) + BX(t-m)]\}$$

$$= E\{|A|^2 \overline{X(s)}X(t) + \overline{AB} \overline{X(s)}X(t-m) + \overline{BA} \overline{X(s-m)}X(t) + |B|^2 \overline{X(s-m)}X(t-m)\}$$

$$= |A|^2 R_X(t-s) + \overline{AB} R_X(t-m-s) + \overline{BA} R_X(t+m-s) + |B|^2 R_X(t-s)$$

$\therefore Z(n)$ 是一平稳时间序列

$$(2) \because E[Z(n)] = E\left\{\sum_{k=-\infty}^{+\infty} A_k X(n-k)\right\} = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} A_k E[X(n-k)] = 0$$

$$R_Z(s, t) = E\left\{\overline{\sum_{k_1=-\infty}^{+\infty} A_{k_1} X(s-k_1)} \cdot \sum_{k_2=-\infty}^{+\infty} A_{k_2} X(t-k_2)\right\}$$

$$= \sum_{k_1=-\infty}^{+\infty} \sum_{k_2=-\infty}^{+\infty} \overline{A_{k_1}} A_{k_2} R_X(t-s-k_2+k_1)$$

$$(\text{又} \because |R_Z(s, t)| \leq \sum_{k_1=-\infty}^{+\infty} |A_{k_1}| \sum_{k_2=-\infty}^{+\infty} |A_{k_2}| < \infty)$$

$\therefore Z(n)$ 仍是一平稳时间序列

$$(3) \because R_Z(s, t) = R_Z(\tau) = \sum_{k_1=-\infty}^{+\infty} \sum_{k_2=-\infty}^{+\infty} \overline{A_{k_1}} A_{k_2} R_X(\tau - k_2 + k_1)$$

$$= \sum_{k_1=-\infty}^{+\infty} \sum_{k_2=-\infty}^{+\infty} \overline{A_{k_1}} A_{k_2} N_0 \delta(\tau - k_2 + k_1)$$

$$\begin{aligned} S_Z(\omega) &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-j\omega\tau} \cdot R_Z(\tau) d\tau \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-j\omega\tau} \cdot \sum_{k_1=-\infty}^{\infty} \sum_{k_2=-\infty}^{\infty} \overline{A_{k_1}} A_{k_2} N_0 \delta(\tau - k_2 + k_1) d\tau \\ &= \sum_{k_1=-\infty}^{\infty} \sum_{k_2=-\infty}^{\infty} \overline{A_{k_1}} A_{k_2} N_0 \int_{-\infty}^{\infty} e^{-j\omega\tau} \delta(\tau - k_2 + k_1) d\tau \\ &= \sum_{k_1=-\infty}^{\infty} \sum_{k_2=-\infty}^{\infty} \overline{A_{k_1}} A_{k_2} N_0 e^{j\omega(k_1 - k_2)} \end{aligned}$$

(注：白噪声过程 X 的谱密度为 $S_X(\omega) = N_0$ (常数), $\omega \in R$, 相关函数 $R_X(\tau) = N_0 \delta(\tau)$,

其中

$$\delta(x) = \begin{cases} 0, & x \neq 0 \\ \infty, & x = 0 \end{cases}$$

6、设 $X(t)$ 是雷达在 t 时的发射信号，遇目标返回接收的微弱信号是 $aX(n-\tau)$, $a \ll 1$, τ_1 是信号返回时间，由于接收到的信号总是伴有噪声的，记噪声为 $N(t)$, 于是接收机收到的全信号为： $Y(t) = aX(t-\tau_1) + N(t)$, 若 X 、 Y 是平稳相关的平稳过程，试求 $R_{XY}(\tau)$ ；进而，若 $N(t)$ 的均值为 0，且与 $X(t)$ 相互独立，试求 $R_{XY}(\tau)$ 。

$$\begin{aligned} \text{解：(1) } R_{XY}(\tau) &= E\{X(s)Y(s+\tau)\} \\ &= E\{X(s)[aX(s+\tau-\tau_1) + N(s+\tau)]\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= E\{\alpha X(s) \cdot X(s+\tau-\tau_1) + X(s)N(s+\tau)\} \\
&= \alpha R_X(\tau-\tau_1) + E\{X(s)N(s+\tau)\}
\end{aligned}$$

$$(2) \quad R_{XY}(\tau) = \alpha R_X(\tau - \tau_1)$$

7 设 $E\{\overline{X(t)}X'(t+\tau)\}$ 和 $E\{\overline{X'(t)}X(t+\tau)\}$, 其中 Θ 是服从区间 $[0, 2\pi]$ 上均匀分布的随机变量, 试证:

(1) $\{X_n, n=0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ 是一平稳时间序列;

(2) $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 不是平稳过程。

$$\text{解: (1) } \because E(X_n) = E(\sin \Theta n) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \sin(\theta n) d\theta = \frac{-1}{2\pi n} \cos \theta n \Big|_0^{2\pi} = 0$$

$$R_X(n, m) = E\{X_n, X_m\} = E\{\sin \Theta n \cdot \sin \Theta m\}$$

$$= \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \sin \theta n \cdot \sin \theta m d\theta$$

$$= \frac{1}{4\pi} \int_0^{2\pi} [\cos(m-n)\theta - \cos(m+n)\theta] d\theta$$

$$= \frac{\sin(m-n)\theta}{4\pi(m-n)} - \frac{\sin(m+n)\theta}{2\pi(m+n)} \Big|_0^{2\pi} = 0$$

$\therefore \{X_n\}$ 是一平稳时间序列

$$(2) \quad E[X(t)] = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \sin t\theta d\theta = \frac{-1}{2\pi t} \cos \theta \Big|_0^{2\pi} = \frac{1}{2\pi t} (1 - \cos 2\pi t)$$

$$R_X(s, t) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \sin s\theta \cdot \sin t\theta d\theta$$

$$= \frac{1}{4\pi} \int_0^{2\pi} [\cos(t-s)\theta - \cos(t+s)\theta] d\theta$$

$$= \frac{1}{4\pi} \left[\frac{1}{t-s} \sin(t-s)\theta \Big|_0^{2\pi} - \frac{1}{t+s} \sin(t+s)\theta \Big|_0^{2\pi} \right]$$

$$= \frac{1}{4\pi} \left[\frac{1}{t-s} \sin 2\pi(t-s) - \frac{1}{t+s} \sin 2\pi(t+s) \right]$$

$\therefore \{X(t), t \in R\}$ 不是平稳过程

8、设 $\{X(t), -\infty < t < +\infty$ 为零均值的正交增量过程， $E|X(t) - X(s)|^2 = |t - s|$ ，试证 $Y(t) = X(t) - X(t-1)$ 是一平稳过程。

解： $\because E\{Y(t)\} = E\{X(t) - X(t-1)\} = E\{X(t)\} - E\{X(t-1)\} = 0$

$$\begin{aligned} R_Y(s, t) &= E\{\overline{Y(t)}Y(s)\} \\ &= E\{\overline{[X(s) - X(s-1)]}[X(t) - X(t-1)]\} \\ &= E\{\overline{X(s)}X(t)\} - E\{\overline{X(s)}X(t-1)\} - E\{\overline{X(s-1)}X(t)\} + E\{\overline{X(s-1)}X(t-1)\} \\ &= \frac{1}{2}E\{\overline{X^2(s)} + X^2(t) - [\overline{X(s)} - X(t)]^2\} - \frac{1}{2}E\{\overline{X^2(s)} + X^2(t-1) - [\overline{X(s)} - X(t-1)]^2\} \\ &\quad - \frac{1}{2}E\{\overline{X^2(s-1)} + X^2(t) - [\overline{X(s-1)} - X(t)]^2\} + \frac{1}{2}E\{\overline{X^2(s-1)} + X^2(t-1) - [\overline{X(s-1)} - X(t-1)]^2\} \\ &= \frac{1}{2}\{E|\overline{X(s)} - X(t-1)|^2 - E|\overline{X(s)} - X(t)|^2 + E|\overline{X(s-1)} - X(t)|^2 - E|\overline{X(s-1)} - X(t-1)|^2\} \\ &= \frac{1}{2}\{|s-t+1| - 2|s-t| + |s-t-1|\} \end{aligned}$$

$\therefore Y(t)$ 是一平稳过程。

9、设 $\{X(t), t \geq 0\}$ 是一平稳过程，均值 $m_X = 0$ ，相关函数为 $R_X(\tau)$ ，若

$$(1) R_X(\tau) = e^{-a|\tau|}, a > 0$$

$$(2) R_X(\tau) = \begin{cases} 1 - |\tau|, & |\tau| \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

令 $Y(t) = \frac{1}{T} \int_0^t X(s) ds$ ， T 是固定的正数，分别计算 $\{Y(t), t \geq 0\}$ 的相关函数。

$$\text{解： (1) } R_Y(s, t) = E\{\overline{Y(s)}Y(t)\} = E\left\{\frac{1}{T^2} \int_0^s \overline{X(u)} du \cdot \int_0^t X(v) dv\right\}$$

$$= \frac{1}{T^2} \int_0^s \int_0^t e^{-\alpha|u-v|} du dv$$

$$\text{当 } s < t \text{ 时, } R_Y(s, t) = \frac{1}{T^2} \int_0^s du \int_0^u e^{-\alpha(u-v)} dv + \frac{1}{T^2} \int_0^s du \int_u^t e^{-\alpha(v-u)} dv$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{aT^2} \int_0^s (1 - e^{-au}) du + \frac{1}{aT^2} \int_0^s (1 - e^{-a(t-u)}) du \\
&= \frac{1}{aT^2} \left[\left(u + \frac{1}{a} e^{-au} \right) \Big|_0^s + \left[\frac{1}{aT^2} \left(u - \frac{1}{a} e^{a(u-t)} \right) \Big|_0^s \right] \right] \\
&= \frac{1}{aT^2} \left[2s + \frac{1}{a} e^{-as} - \frac{1}{a} e^{-a(s-t)} - \frac{1}{a} + \frac{1}{a} e^{-at} \right] \\
&= \frac{1}{a^2 T^2} [2as + e^{-as} + e^{-at} - e^{-a(s-t)} - 1]
\end{aligned}$$

$$\therefore R_Y(s, t) = \frac{1}{a^2 T^2} [2a \min(s, t) + e^{-as} + e^{-at} - e^{-a|t-s|} - 1]$$

$$(2) \quad R_Y(s, t) = \frac{1}{T^2} \int_0^s \int_0^t (1 - |u - v|) du dv$$

当 $0 < t < 1 < s$ 时

$$\begin{aligned}
R_Y(s, t) &= \frac{1}{T^2} \int_0^t dv \int_0^v (1 - v + u) du + \frac{1}{T^2} \int_0^t dv \int_v^1 (1 - u + v) du + \frac{1}{T^2} \int_1^s du \int_0^t dv \\
&= \frac{1}{T^2} \int_0^t (v - v^2 + \frac{v^2}{2}) dv + \frac{1}{T^2} \int_0^t \left[(1 + v)u - \frac{u^2}{2} \right] \Big|_0^1 du + \frac{1}{T^2} (s - 1)t \\
&= \frac{1}{T^2} \left(\frac{1}{2} v^2 - \frac{1}{6} v^3 \right) \Big|_0^t + \frac{1}{2T^2} \int_0^t (2v - v^2 - 1) dv + \frac{1}{T^2} (s - 1)t \\
&= \frac{t^2}{6T^2} (3 - t) + \frac{t}{6T^2} (-t^2 + t - 1) + \frac{1}{T^2} (s - 1)t
\end{aligned}$$

当 $0 < s < 1 < t$ 时

$$\begin{aligned}
R_Y(s, t) &= \frac{1}{T^2} \left\{ \int_0^s du \int_0^u (1 - u + v) dv + \int_0^s du \int_u^t (1 - v + u) dv \right\} \\
&= \frac{1}{T^2} \left\{ \int_0^s \left(u - \frac{u^2}{2} \right) du + \int_0^s \left[u(t - 1) + t - \frac{t^2}{2} - \frac{u^2}{2} \right] du \right\} \\
&= \frac{1}{T^2} \left\{ \left(\frac{s^2}{2} - \frac{s^3}{3} \right) + \frac{s}{2} (t - 1) + \frac{st}{2} (1 - t) - \frac{s^3}{6} \right\} \\
&= \frac{s}{2T^2} [s(1 - s) - (1 - t)^2]
\end{aligned}$$

当 $0 < t < 1 < s$ 时

$$R_Y(s, t) = \frac{t}{2T^2} [t(1 - t) - (1 - s)^2] = \frac{1}{2T^2} [t^2(1 - t) - t(1 - s)^2]$$

当 $1 < s < t$ 时

$$R_Y(s, t) = \frac{1}{T^2} \left\{ \int_0^1 du \int_0^1 dv + \int_1^s du \int_0^u (1 - u + v) dv + \int_1^s du \int_u^t (1 - v + u) dv + \int_0^1 du \int_1^t (1 - v + u) dv \right\}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{T^2} \left\{ 1 + \int_1^s 2udu + \int_1^s \left[t - \frac{t^2}{2} + u(t-1) - \frac{u^2}{2} \right] du + \int_0^1 \left[\left(-\frac{t^2}{2} + t - \frac{1}{2} \right) + u(t-1) \right] du \right\} \\
&= \frac{1}{T^2} \left\{ 1 + \frac{s^2}{2} - \frac{1}{2} - \frac{1}{2}(t-1)^2(s-1) + \frac{1}{2}(s-1) + \frac{t}{2}(s^2-1) - \frac{s^3-1}{6} - \frac{1}{2}(t-1)^2 + \frac{1}{2}(t+s) \right\} \\
&= \frac{1}{T^2} \left\{ \frac{1}{2}(s^2-1)(1+t) - \frac{1}{6}(s^3-1) + \frac{1}{2}(s+t) - \frac{1}{2}(t-1)^2 \right\}
\end{aligned}$$

当 $1 < t < s$ 时

$$R_Y(s, t) = \frac{1}{6T^2} [3(s^2-1)(1+t) + 3(s+t) - 3s(t-1)^2 - (s^3-1)]$$

10、设平稳过程 $\{X(t), t \geq 0\}$ 的相关函数为 $R_X(\tau) = \frac{1}{\beta} e^{-\beta|\tau|} - \frac{1}{\alpha} e^{-\alpha|\tau|}$, 这里 $\alpha \geq \beta > 0$ 为常数。

(1) 判断 X 是否均方可导, 说明理由;

(2) 计算 $E\{\overline{X(t)}X'(t+\tau)\}$ 和 $E\{\overline{X'(t)}X(t+\tau)\}$

$$\begin{aligned}
\text{解 (1)} \quad &\because \lim_{\tau \rightarrow 0^+} \frac{R_X(\tau) - R_X(0)}{\tau} = \lim_{\tau \rightarrow 0^+} \frac{\frac{1}{\beta} e^{-\beta\tau} - \frac{1}{\alpha} e^{-\alpha\tau} - \left(\frac{1}{\beta} - \frac{1}{\alpha}\right)}{\tau} \\
&= \lim_{\tau \rightarrow 0^+} (-e^{-\beta\tau} + e^{-\alpha\tau}) \\
&= 0
\end{aligned}$$

$$\lim_{\tau \rightarrow 0^-} \frac{R_X(\tau) - R_X(0)}{\tau} = 0$$

$\therefore R_X(\tau)$ 在 $\tau=0$ 处可导

$$\text{当 } \tau > 0 \text{ 时, } R_X(\tau) = \frac{1}{\beta} e^{-\beta\tau} - \frac{1}{\alpha} e^{-\alpha\tau}$$

$$\therefore R_X'(\tau) = -e^{-\beta\tau} + e^{-\alpha\tau}$$

$$\text{当 } \tau < 0 \text{ 时, } R_X'(\tau) = e^{\beta\tau} - e^{\alpha\tau}$$

$$\therefore R_X'(\tau) = \begin{cases} -e^{-\beta\tau} + e^{-\alpha\tau}, & \tau \geq 0 \\ e^{\beta\tau} - e^{\alpha\tau}, & \tau < 0 \end{cases}$$

$$\text{又} \because \lim_{\tau \rightarrow 0^+} \frac{R'_X(\tau) - R'_X(0)}{\tau} = \lim_{\tau \rightarrow 0^+} \frac{-e^{-\beta\tau} + e^{-\alpha\tau}}{\tau} = \lim_{\tau \rightarrow 0^+} (-\alpha e^{-\alpha\tau} + \beta e^{-\beta\tau}) = -\alpha + \beta$$

$$\lim_{\tau \rightarrow 0^-} \frac{R'_X(\tau) - R'_X(0)}{\tau} = -\alpha + \beta$$

$\therefore R_X(\tau)$ 在 $\tau=0$ 处存在二阶可导数

故 $X(t)$ 在 $\tau=0$ 处存在二阶可导数

由归纳可知 $X(t)$ 在 $\tau=0$ 处存在 n 阶可导.

$$(2) \quad E\{X(t)X'(t+\tau)\} = R'(\tau) = \begin{cases} -e^{-\beta\tau} + e^{-\alpha\tau}, & \tau > 0 \\ e^{\beta\tau} - e^{\alpha\tau}, & \tau < 0 \end{cases}$$

$$E\{X'(t)X'(t+\tau)\} = -R''(\tau) = \begin{cases} -\beta e^{-\beta\tau} + \alpha e^{-\alpha\tau}, & \tau > 0 \\ -\beta e^{\beta\tau} + \alpha e^{\alpha\tau}, & \tau < 0 \end{cases}$$

11、过程 $\{Y(t), t \in (-\infty, +\infty)\}$ 的相关函数为 $R_Y(\tau) = e^{-|\tau|}$ ，对满足随机微分方程 $X'(t) + X(t) = Y(t)$ 的宽平稳过程解 $\{X(t), t \in (-\infty, +\infty)\}$ 。

(1) 求 X 的均值函数，自相关函数和功率谱函数；

(2) 求 X 与 Y 的互相关函数和互功率谱函数。

解：(1) 令 $Y(t) = e^{j\omega t}$ ，则 $X(t) = H(\omega)Y(t)$ ，代入 $X'(t) + X(t) = Y(t)$ ，有

$$H(\omega) \cdot j\omega e^{j\omega t} + H(\omega) e^{j\omega t} = e^{j\omega t} \Rightarrow H(\omega) = \frac{1}{j\omega + 1}$$

$$h(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{jt\omega} \frac{1}{j\omega + 1} d\omega = e^{-|t|}$$

$$\therefore m_X(t) = m_Y \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-|t|} dt = 2m_Y$$

$$\text{又 } S_X(\omega) = |H(\omega)|^2 S_Y(\omega)$$

$\therefore Y$ 是平稳过程

$$\therefore S_Y(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} R_Y(\tau) e^{j\omega\tau} d\tau = \frac{2}{1 + \omega^2}$$

$$\therefore S_X(\omega) = \frac{2}{(1+\omega)^2}$$

又 $\because X$ 平稳

$$\therefore R_X(\tau) = F^{-1}[S_X(\omega)] = F^{-1}\left[\frac{2}{(1+\omega^2)^2}\right]$$

$$= \frac{1}{2} e^{-|\tau|} \cdot e^{-|\tau|}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{2} e^{2\tau}, \tau \leq 0 \\ \frac{1}{2} e^{-2\tau}, \tau > 0 \end{cases}$$

$$(2) \quad S_{XY}(\tau) = H(\omega) S_X(\omega) = \frac{1}{1+j\omega} \cdot \frac{2}{1+\omega^2} = \frac{2}{(1+j\omega)(1+\omega^2)}$$

$$\therefore R_{XY}(\tau) = h(\tau) * R_Y(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} h(t) R_Y(\tau-t) dt = \int_0^{\infty} e^{-t} e^{-|t-\tau|} dt$$

$$\text{当 } \tau \geq 0 \text{ 时, } R_{XY}(\tau) = \int_0^{\tau} e^{-t} e^{\tau-t} dt + \int_{\tau}^{+\infty} e^{-t} e^{-(\tau-t)} dt = \left(\tau + \frac{1}{2}\right) e^{-\tau}$$

$$\text{当 } \tau < 0 \text{ 时, } R_{XY}(\tau) = \frac{1}{2} e^{-\tau}$$

$$\therefore R_{XY}(\tau) = \begin{cases} \left(\tau + \frac{1}{2}\right) e^{-\tau}, \tau \geq 0 \\ \frac{1}{2} e^{-\tau}, \tau < 0 \end{cases}$$

12、设 $\{X(t), t \geq 0\}$ 是均值为 0 的平稳的正态过程，且二阶均方可导。求证：对任意 $t > 0$ ， $X(t)$ 与 $X'(t)$ 相互独立，但 $X(t)$ 与 $X''(t)$ 不相互独立，并求 $R_{XX''}(t, t+\tau)$ 。

证：(1) 由定理 3.6.3 (P_{66}) 知， $X'(t)$ 也是正态过程

由定理 4.2.3 知， $X'(t)$ 也是平稳过程

又 $\because E[X(t)] = 0, E\{X'(t)\} = 0$

$$E\{X(t)X'(t)\} = \frac{\partial}{\partial t} \{E[X(s)X(t)]\} \Big|_{s=t} = \frac{\partial}{\partial t} R(t-s) \Big|_{t=s} = R'(0)$$

又 $\because X(t)$ 实平稳过程, $\therefore R(\tau)$ 为偶函数

$$\therefore R'(\tau) = -R'(-\tau), \therefore R'(0) = -R'(0), \therefore R'(0) = 0$$

$$\therefore E\{X(t)X'(t)\} = 0$$

则 $X(t), X'(t)$ 不相关, 由正态变量的性质知

$X(t)$ 与 $X'(t)$ 独立

(2) 易知 $\{X''(t), t \geq 0\}$ 也是正态平稳过程

$$E\{X''(t)\} = \frac{d}{dt} E\{X'(t)\} = 0$$

$$E\{X(t)X''(t)\} = \frac{\partial}{\partial t} E\{X(s)X'(t)\} \Big|_{t=s} = R''(0)$$

$$\text{又} \because D[X'(t)] = -R''(0) > 0$$

$$\therefore R''(0) \neq 0$$

$\therefore X(t)$ 与 $X''(t)$ 不独立

$$R_{XX''}(t, t+\tau) = E\{X(t)X''(t+\tau)\} = R''(\tau)$$

13、设 $\{X(t), t \geq 0\}$ 是均方可导实平稳的正态过程, 相关函数为 $R(\tau)$, 求其导数过程 $\{X'(t), t \geq 0\}$ 的一维、二维概率密度函数。

解: 由定理 3.6.3 (P_{66}) 知 $\{X'(t), t \geq 0\}$ 仍为正态过程, 而且

$$E\{X'(t)\} = 0, \quad E\{X'(s)X'(t)\} = -R''(\tau)$$

$$\therefore X'(t) \text{ 的一维概率密度函数为: } P(x) = \frac{1}{2\pi\sqrt{-R''(0)}} \exp\left\{-\frac{x^2}{2R''(0)}\right\}, x \in R$$

$$\therefore X'(t) \text{ 的二维概率密度函数为: } P(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi|B|^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2}XB^{-1}X'\right\}$$

$$\text{其中 } X = (x_1, x_2), B = \begin{pmatrix} -R''(0) & -R''(\tau) \\ -R''(\tau) & -R''(0) \end{pmatrix}$$

14. 已知平稳过程的相关函数

$$(1) \quad R_X(\tau) = \sigma^2 e^{-\alpha|\tau|} \cos \beta \tau, (\alpha > 0)$$

$$(2) \quad R_X(\omega) = \sigma^2 e^{-|\tau|} (1 + \alpha|\tau|), (\alpha > 0)$$

$$(3) \quad R_X(\omega) = \sigma^2 e^{-|\tau|} [\cos \beta \tau + \frac{\alpha}{\beta} \sin \beta |\tau|], (\alpha > 0) \text{ 求谱密度。}$$

$$\begin{aligned} \text{解: } S_X(\omega) &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} \cdot \sigma^2 e^{-\alpha|\tau|} \cos \beta \tau d\tau \\ &= 2\sigma^2 \int_0^{+\infty} e^{-\alpha\tau} \cos(\omega\tau) \cdot \cos(\beta\tau) d\tau \\ &= \sigma^2 \int_0^{+\infty} e^{-\alpha\tau} [\cos(\omega + \beta)\tau + \cos(\beta - \omega)\tau] d\tau \\ &= \sigma^2 \left\{ \frac{e^{-\alpha\tau}[(\omega + \beta)\sin(\omega + \beta)\tau - \alpha\cos(\omega + \beta)\tau]}{\alpha^2 + (\omega + \beta)^2} \Big|_0^{+\infty} + \frac{e^{-\alpha\tau}[(\beta - \omega)\sin(\beta - \omega)\tau - \alpha\cos(\beta - \omega)\tau]}{\alpha^2 + (\beta - \omega)^2} \Big|_0^{+\infty} \right\} \\ &= \sigma^2 \alpha \left(\frac{1}{\alpha^2 + (\omega + \beta)^2} + \frac{1}{\alpha^2 + (\beta - \omega)^2} \right) \end{aligned}$$

(或 由 傅 氏 变 换 可 得

$$S_X(\omega) = F[R_X(\tau)] = F[\sigma^2 e^{-\alpha|\tau|} \cos \beta \tau] = \sigma^2 \left(\frac{\alpha}{\alpha^2 + (\omega + \beta)^2} + \frac{\alpha}{\alpha^2 + (\beta - \omega)^2} \right)$$

$$\begin{aligned} (2) \quad S_X(\omega) &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} R_X(\tau) d\tau \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} \sigma^2 e^{-\alpha|\tau|} (1 + \alpha|\tau|) d\tau \\ &= \int_0^{+\infty} e^{-j\omega\tau} \sigma^2 e^{-\alpha\tau} (1 + \alpha\tau) d\tau + \int_{-\infty}^0 e^{-j\omega\tau} \sigma^2 e^{\alpha\tau} (1 - \alpha\tau) d\tau \\ &= \sigma^2 \left(\frac{1}{\alpha - j\omega} + \frac{\alpha}{(\alpha - j\omega)^2} + \frac{1}{\alpha + j\omega} + \frac{\alpha}{(\alpha + j\omega)^2} \right) \\ &= \frac{4\alpha^3 \sigma^2}{(\alpha^2 + \omega^2)^2} \end{aligned}$$

$$(3) \quad S_X(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} R_X(\tau) d\tau$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} \sigma^2 e^{-\alpha|\tau|} \left[\cos \beta\tau + \frac{\alpha}{\beta} e^{-\alpha|\tau|} \sin \beta|\tau| \right] d\tau \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} \sigma^2 e^{-\alpha|\tau|} \cos \beta\tau d\tau + \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} \sigma^2 \frac{\alpha}{\beta} e^{-\alpha|\tau|} \sin \beta|\tau| d\tau \\
&= F[\sigma^2 e^{-\alpha|\tau|} \cos \beta\tau] + \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} \sigma^2 \frac{\alpha}{\beta} e^{-\alpha|\tau|} \sin \beta|\tau| d\tau \\
&= \sigma^2 \alpha \left(\frac{1}{\alpha^2 + (\omega + \beta)^2} + \frac{1}{\alpha^2 (\beta - \omega)^2} \right) + 2 \frac{\alpha \sigma^2}{\beta} \int_0^{+\infty} \cos(\omega\tau) e^{-\alpha\tau} \sin \beta\tau d\tau \\
&= \sigma^2 \left\{ \left(\frac{\alpha}{\alpha^2 + (\omega + \beta)^2} + \frac{\alpha}{\alpha^2 + (\beta - \omega)^2} \right) + \frac{\alpha^2}{\beta} \left[\frac{\omega + \beta}{\alpha^2 + (\omega + \beta)^2} + \frac{\omega - \beta}{\alpha^2 + (\omega - \beta)^2} \right] \right\}
\end{aligned}$$

15、已知平稳过程（参数连续）谱密度

$$(1) S_X(\omega) = \begin{cases} \alpha, & |\omega| \leq b \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$(2) S_X(\omega) = \begin{cases} b^2, & a \leq |\omega| \leq 2a \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (a > 0)$$

$$(3) S_X(\omega) = \sum_{k=1}^n \frac{\sigma_k^2}{\omega^2 + \omega_k^2}, (\omega_k, \sigma_k \text{ 为正数})$$

求相关函数和平均功率。

$$\text{解 } \because R_X(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{j\omega\tau} S_X(\omega) d\omega, \quad \text{平均功率 } R_X(0) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} S_X(\omega) d\omega$$

$$(1) R_X(\tau) = \frac{\alpha}{2\pi} \int_{-b}^{+b} e^{j\omega\tau} d\omega = \frac{\alpha e^{j\omega\tau}}{2\pi j\tau} \Big|_{-b}^{+b} = \frac{\alpha}{2\pi j} (e^{jb\tau} - e^{-jb\tau}) = \frac{\alpha \sin b\tau}{\pi\tau}$$

$$\therefore R_X(0) = \lim_{\tau \rightarrow 0} \frac{\alpha \sin b\tau}{\pi\tau} = \frac{\alpha b}{\pi}$$

$$(2) R_X(\tau) = \frac{b^2}{2\pi} \left[\int_{\alpha}^{2\alpha} e^{j\omega\tau} d\omega - \int_{-2\alpha}^{-\alpha} e^{j\omega\tau} d\omega \right]$$

$$= \frac{b^2}{\pi\tau} (\sin 2\alpha\tau - \sin \alpha\tau)$$

$$\therefore R_X(0) = \lim_{\tau \rightarrow 0} \frac{b^2}{\pi\tau} (\sin 2\alpha\tau - \sin \alpha\tau) = \frac{b^2\alpha}{\pi}$$

$$(3) \quad R_X(\tau) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=1}^n \sigma_k^2 \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{j\omega\tau}}{\omega^2 + \omega_k^2} d\omega = \sum_{k=1}^n \sigma_k^2 \frac{e^{-\omega_k|\tau|}}{2\omega_k}$$

$$R_X(0) = \lim_{\tau \rightarrow 0} \sum_{k=1}^n \sigma_k^2 \frac{e^{-\omega_k|\tau|}}{2\omega_k} = \sum_{k=1}^n \frac{\sigma_k^2}{2\omega_k}$$

16、设 X, Y 是两平稳相关过程, 且 $E[X(t)] = E[Y(t)] = 0, R_X(\tau) = R_Y(\tau), R_{XY}(\tau) = -R_{XY}(-\tau)$, 试证 $Z(t) = X(t)\cos\omega_0 t + Y(t)\sin\omega_0 t$, 也是平稳过程。又若 X, Y 的谱密度函数存在, 试用 X, Y 的谱密度及互谱密度表出 Z 的谱密度。

$$\text{证: } \because E\{Z(t)\} = E\{X(t)\cos\omega_0 t + Y(t)\sin\omega_0 t\}$$

$$= E[X(t)]\cos\omega_0 t + E[Y(t)]\sin\omega_0 t$$

$$= 0$$

$$E\{\overline{Z(s)}Z(t)\} = E\{\overline{[X(s)\cos\omega_0 s + Y(s)\sin\omega_0 s]}[X(t)\cos\omega_0 t + Y(t)\sin\omega_0 t]\}$$

$$= E\{\overline{X(s)}X(t)\cos\omega_0 s \cdot \cos\omega_0 t + \overline{X(s)}Y(t)\cos\omega_0 s \cdot \sin\omega_0 t\}$$

$$+ E\{\overline{Y(s)}X(t)\sin\omega_0 s \cdot \cos\omega_0 t + \overline{Y(s)}Y(t)\sin\omega_0 s \cdot \sin\omega_0 t\}$$

$$= R_X(\tau) \cdot \cos\omega_0(t-s) + R_{XY}(\tau) \sin\omega_0(t-s)$$

其中 $R_{XY}(\tau) = \overline{R_{XY}(-\tau)} = -\overline{R_{XY}(\tau)}$ X, Y 实过程 $-R_{XY}(\tau)$

$\therefore Z(t)$ 是平稳过程

$$\text{又 } \because S_X(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{j\omega\tau} [R_X(\tau) \cdot \cos\omega_0\tau + R_{XY}(\tau) \sin\omega_0\tau] d\tau$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{j\omega\tau} \frac{e^{j\omega_0\tau} + e^{-j\omega_0\tau}}{2} R_X(\tau) d\tau$$

$$= \frac{1}{2} [S_X(\omega + \omega_0) + S_X(\omega - \omega_0)] + \frac{j}{2} [S_{XY}(\omega + \omega_0) + S_{XY}(\omega - \omega_0)]$$

17、设 $X(t) = \cos(\omega t + \Theta)$, 其中 $\omega > 0$ 为常数, Θ 是特征函数为 $f(t)$ 的实随机变量,

证明 X 为平稳过程充要条件为 $f(1) = f(2)$ 。

$$\text{证: } \because f_{\Theta}(t) = E\{e^{jt\Theta}\} = E\{\cos t\Theta\} + jE\{\sin t\Theta\}$$

$$\text{又} \because E\{X(t)\} = E\{\cos \Theta\} \cos \omega t - E\{\sin \Theta\} \sin \omega t$$

$$R_X(t, t+\tau) = \frac{1}{2} E\{\cos \omega \frac{1}{2} \cos \omega \tau\} + \frac{1}{2} E\{\cos 2\Theta\} \cdot \cos(2\omega t - \omega \tau) - \sin(2\omega t + \omega \tau) \cdot E\{\sin 2\Theta\}$$

$$\therefore X(t) \text{ 平稳} \Leftrightarrow E\{X(t)\} = \text{常数}, R_X(t, t+\tau) \text{ 与 } t \text{ 无关} \Leftrightarrow$$

$$E\{\cos \Theta\} = E\{\sin \Theta\} = 0, E\{\cos 2\Theta\} = E\{\sin 2\Theta\} = 0 \Leftrightarrow f(1) = f(2) = 0$$

18、设 X 为平稳正态过程， $E[X(t)] = 0$ ， $R(\tau)$ 是其相关函数，试证 $Y(t) = \text{sgn}[X(t)]$ 是

一平稳过程，且其标准相关函数为 $\rho_Y(\tau) = \frac{R_Y(\tau)}{R_Y(0)} = \frac{2}{\pi} \arcsin \frac{R(\tau)}{R(0)}$

证：易证 Y 也是一平稳过程。

$$R_Y(\tau) = E\{Y(t)Y(t+\tau)\} = P\{X(t)X(t+\tau) > 0\} - P\{X(t)X(t+\tau) \leq 0\} \text{ 对于二维正态分布}$$

X, Y ，若它们均值为 0，相关函数 r ，则有结论

$$P\{XY > 0\} = \frac{1}{2} - \frac{\varphi}{\pi}, \quad P\{XY < 0\} = \frac{1}{2} + \frac{\varphi}{\pi}, \quad \text{其中 } \sin \varphi = r, \quad |\varphi| \leq \frac{\pi}{2}, r = \frac{R_X(\tau)}{R_X(0)},$$

$$\text{所以 } \rho_Y(\tau) = \frac{1}{2} + \frac{\varphi}{\pi} - \left(\frac{1}{2} - \frac{\varphi}{\pi}\right) = \frac{2\varphi}{\pi} = \frac{2}{\pi} \arcsin \frac{R_X(\tau)}{R_X(0)}$$

19、设 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 是平稳过程， $S(\omega)$ 为其谱密度函数。试证：对任意的 $h > 0, Y(t) = X(t+h) - X(t)$ 是平稳过程（即平稳过程具有平稳增量），并求 Y 的谱函数。

$$\text{证 } \because E\{Y(t)\} = E\{X(t+h) - X(t)\} = E\{X(t+h)\} - E\{X(t)\} = 0$$

$$E\{\overline{Y(t)}Y(t+\tau)\} = E\{\overline{[X(t+h) - X(t)]}[X(t+\tau+h) - X(t+\tau)]\}$$

$$= E\{\overline{X(t+h)}X(t+\tau+h) - \overline{X(t+h)}X(t+\tau) - \overline{X(t)}X(t+\tau+h) + \overline{X(t)}X(t+\tau)\}$$

$$= R(\tau) - R(\tau - h) - R(\tau + h) + R(\tau)$$

$\therefore Y(t)$ 是平稳过程

$$\begin{aligned} \text{又 } \because S_Y(\omega) &= \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} R_Y(\tau) d\tau \\ &= 2 \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} R(\tau) d\tau - \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} R(\tau - h) d\tau - \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega\tau} R(\tau + h) d\tau \\ &= 2S_X(\omega) - \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega u} R(u) du - \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega(v-h)} R(v) dv \\ &= 2S_X(\omega) - e^{-j\omega h} S_X(\omega) - e^{j\omega h} S_X(\omega) \\ &= 2S_X(\omega)(1 - \cos \omega h) \end{aligned}$$

$$\therefore F_Y(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} 2S_X(\omega)(1 - \cos \omega h) d\omega$$

20、设 $\{X(t) \mid -\infty < t < +\infty\}$ 是均值为 0，相关函数为 $R_X(\tau)$ 实正态平稳过程，证明 $X^2(t)$ 也是平稳过程，并求其均值及相关函数。

证：令 $Y(t) = X^2(t) - R_X(0)$ 则

$$E\{Y(t)\} = E\{X^2(t) - R_X(0)\} = E\{X^2(t)\} - R_X(0) = 0 \quad (E\{X(t)\} = R_X(0))$$

$$\because E\{Y(t)Y(t+\tau)\} = E\{[X^2(t) - R_X(0)][X^2(t+\tau) - R_X(0)]\}$$

$$= E\{X^2(t)X^2(t+\tau) - X^2(t)R_X(0) - X^2(t+\tau)R_X(0) + R_X^2(0)\}$$

$$= E\{X^2(t)X^2(t+\tau)\} - 2E\{X^2(t)\}R_X(0) + R_X^2(0)$$

$$= E\{X^2(t)\}E\{X^2(t+\tau)\} + 2E^2\{X(t)X(t+\tau)\} - 2E\{X^2(t)\}R_X(0) + R_X^2(0)$$

$$= R_X^2(0) + 2R_X^2(\tau) - 2R_X^2(0) + R_X^2(0)$$

$$= 2R_X^2(\tau)$$

$X^2(t)$ 也是平稳过程

21. 设二阶矩过程 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的均值函数为 $E[X(t)] = \alpha + \beta t$ ，相关函数为 $R(s, t) = e^{-\lambda|t-s|}$ ，其中 $\alpha, \beta, \lambda > 0$ 都为常数。证明 $Y(t) = X(t+1) - X(t)$ 是一平稳过程，并求其均值及相关函数。

$$\text{证: } E\{Y(t)\} = E\{X(t+1) - X(t)\} = \alpha + \beta(t+1) - (\alpha + \beta t) = \beta$$

$$E\{\overline{Y(t)Y(t+\tau)}\} = E\{\overline{[X(t+1) - X(t)][X(t+\tau+1) - X(t+\tau)]}\}$$

$$= E\{\overline{X(t+1)X(t+\tau+1)} - \overline{X(t+1)X(t+\tau)} - \overline{X(t)X(t+\tau+1)} - \overline{X(t)X(t+\tau)}\}$$

$$= e^{-\lambda|\tau|} - e^{-\lambda|\tau-1|} - e^{-\lambda|\tau+1|} + e^{-\lambda|\tau|}$$

$$= 2e^{-\lambda|\tau|} - e^{-\lambda|\tau-1|} - e^{-\lambda|\tau+1|}$$

$\therefore Y(t)$ 是一平稳过程

22、设 $\{X(n), n=0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ 是白噪声序列，试证明

$$Y(n) = \frac{1}{m}[X(n) + X(n-1) + \dots + X(n-m+1)]$$

是平稳时间序列，并求其相关函数及谱密度。

$$\text{证: } E\{Y(n)\} = E\left\{\frac{1}{m} \sum_{k=0}^{m-1} X(n+k)\right\} = \frac{1}{m} \sum_{k=0}^{m-1} E\{X(n+k)\} = 0$$

$$E\{Y(n)Y(m)\} = E\left\{\left[\frac{1}{l} \sum_{k=0}^{l-1} X(n+k)\right]\left[\frac{1}{i} \sum_{k'=0}^{i-1} X(m+k')\right]\right\}$$

$$= \frac{1}{li} \sum_{k=0}^{i-1} \sigma^2 \delta[(n-m) + (k-k')]$$

$$= \frac{1}{li} \sum_{k=0}^{i-1} \sigma^2 \delta[(n-m) + (k-k')]$$

$\therefore Y(n)$ 是平稳时间序列。

$$S_Y(\omega) = \sum_{\tau=0}^{\infty} e^{-j\omega\tau} R_Y(\tau) = \frac{1}{l-i} \sum_{\tau=0}^{\infty} e^{-j\omega\tau} \sum_{k=0}^{i-1} \sigma^2 \delta[\tau + (k-k')]$$

$$= \frac{1}{l-i} \sum_{k=0}^{i-1} \sum_{\tau=0}^{\infty} e^{-j\omega\tau} \sigma^2 \delta[\tau + (k - k')]]$$

23、设 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 为均方连续的平稳过程，具有谱密度 $S(\omega)$ ，试证 对每个 $\Delta > 0, \{X(n\Delta), n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ 是平稳序列，并用 $S(\omega)$ 表出 $\{X(n\Delta), n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ 的谱密度。

证：令 $\Delta = t_2 - t_1$ ，（其中 $t_2, t_1 \in R$, 且 $t_2 > t_1$ ）

$$\text{则 } E\{X(n\Delta)\} = E\{X[n(t_2 - t_1)]\} = m_X$$

$$E\{\overline{X(n\Delta)}X(m\Delta)\} = R_X[(m-n)\Delta]$$

$\therefore X(n\Delta)$ 平稳序列

$$\begin{aligned} S_{X(m\Delta)}(\omega) &= \sum_{m=-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega m\Delta} R_X(m\Delta) \\ &= \sum_{m=-\infty}^{+\infty} e^{-j\omega m\Delta} \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{j\omega m\Delta} S(\omega) d\omega \\ &= \frac{1}{2\pi} \sum_{m=-\infty}^{\infty} \int_{-\pi}^{\pi} \exp\{j\omega(\Delta m - m)\} \cdot S_X(\omega) d\omega \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} S_X(\omega) \left(\sum_{m=0}^{\infty} e^{-j\omega m(1-\Delta)} \right) d\omega \end{aligned}$$

24. 设 ξ, η 是两个相互独立的实随机变量， $E\xi = 0, D\xi = 1, \eta$ 的分布函数是 $F(x)$ ，试证明： $Z(t) = \xi e^{j\eta t}$ 为平稳过程，且其谱函数就是 $F(\omega)$ 。

$$\text{证：} \because E\{Z(t)\} = E\{\xi e^{j\eta t}\} = E\{\xi\} \cdot E\{e^{j\eta t}\} = 0$$

$$E\{\overline{Z(t)}Z(t+\tau)\} = E\{\xi^2 e^{-j\eta t} \cdot e^{j\eta(t+\tau)}\} = E\{e^{j\eta\tau}\} = \int_{-\infty}^{\infty} e^{j\tau x} dF(x)$$

$$\therefore Z(t) \text{ 为平稳过程，且 } R_Z(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{j\tau\omega} dF(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{j\tau\omega} d[2\pi F(\omega)]$$

$\therefore Z(t)$ 的谱函数为 $2\pi F(\omega)$ 。

25. 设 $\{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 是均方可导的平稳过程， $S(\omega)$ 是其谱密度，试证：（1）

$$Y(t) = \int_{-\infty}^t e^{-\beta(t-s)} X(s) ds, (\beta > 0, \text{常数})$$

$$(2) \quad Z(t) = \int e^{-\alpha(t-s)} \frac{\sin \omega(t-s)}{\omega} X(s) ds, (\alpha > 0, \omega > 0 \text{ 均为常数})$$

均为平稳过程，并求它们的谱密度。

$$\text{证: (1) } E[Y(t)] = \int_{-\infty}^t e^{-\beta(t-s)} E[X(s)] ds = \frac{m_X}{\beta}$$

$$\begin{aligned} E\{\overline{Y(t)Y(t+\tau)}\} &= E\left\{\int_{-\infty}^t \overline{e^{-\beta(t-s)}} \overline{X(s)} ds\right\} \int_{-\infty}^{t+\tau} e^{-\beta(t+\tau-u)} X(u) du \\ &= \int_{-\infty}^t \int_{-\infty}^{t+\tau} e^{-\beta(s-u+\tau)} R(u-s) du ds \\ &\stackrel{w=u-s, v=u+s}{=} \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} dw \int_{2(t+\tau)+w}^{2t-w} e^{-\beta(\tau-w)} R(w) dw dv \\ &= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\beta(\tau-w)} R_X(w) (-2w-2\tau) dw \\ &= - \int_{-\infty}^{\infty} e^{\beta(w-\tau)} R_X(w) \cdot (w+\tau) dw \\ &= R_Y(\tau) \end{aligned}$$

$\therefore Y(t)$ 为平稳过程。

$$\begin{aligned} S_Y(\omega) &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-j\tau\omega} R_Y(\tau) d\tau \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-j\tau\omega} \left[\int_{-\infty}^{\infty} e^{\beta(u-\tau)} R_X(u) (u-\tau) du \right] d\tau \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (u-\tau) \exp\{\beta(u-\tau) - j\tau\omega\} R_X(u) du d\tau \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} R_X(u) e^{\beta u} du \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\tau(\beta+j\omega)} (u-\tau) d\tau \end{aligned}$$

$$S_Y(\omega) = |H(\omega)|^2 S_X(\omega) \quad (\text{其中 } h(t) = e^{-\beta t} U(t), U(t) \text{ 为阶跃函数})$$

$$\begin{aligned} (2) \quad E\{Z(t)\} &= E\left\{\int_{-\infty}^t e^{-\alpha(t-s)} \cdot \frac{\sin \omega(t-s)}{\omega} X(s) ds\right\} \\ &= E\{X(s)\} \cdot e^{-\alpha t} \cdot \frac{1}{\omega} \int_{-\infty}^t e^{\alpha s} [\sin \omega t \cos \omega s - \cos \omega t \sin \omega s] ds \\ &= E\{X(s)\} \cdot \frac{1}{\alpha^2 + \omega^2} = \text{常数} \end{aligned}$$

$$R_Z(s, t) = \int_{-\infty}^s \int_{-\infty}^t e^{-\alpha(s+t)} e^{\alpha u + \alpha v} \cdot \frac{1}{20^2} \sin \omega(s-u) \sin \omega(t-v) R_X(v-u) du dv$$

$$\text{又} \because Z(\omega) \text{ 存在谱函数, 可知 } h(t) = e^{-\alpha t} \frac{\sin \omega_0 t}{\omega_0} U(t), H(\omega) = \frac{1}{\omega_0^2 + (a + j\omega)^2}$$

$$\therefore S_Y(\omega) = \frac{S_X(\omega)}{(a^2 + \omega_0^2 - \omega^2)^2 + 4a^2\omega^2}$$

26. 设 Y 是均方二次可导的平稳过程, X 是均方连续的平稳过程, 且满足:

$Y''(t) + \beta Y'(t) + \omega_0^2 Y(t) = X(t)$, 试用 X 的谱函数表示 Y 的谱函数及 X 与 Y 的互谱函数。

解: (1) 取 $X(t) = e^{jt\omega}, Y(t) = H(\omega)e^{jt\omega}$, 并代入上式得

$$[(j\omega)^2 + \beta(j\omega) + \omega_0]H(\omega) = 1$$

$$\therefore H(\omega) = \frac{1}{(j\omega)^2 + \beta(j\omega) + \omega_0}$$

$$|H(\omega)|^2 = \frac{1}{\beta^2\omega^2 + (\omega^2 - \omega_0^2)^2}$$

$$\therefore S_Y(\omega) = |H(\omega)|^2 S_X(\omega) = \frac{S_X(\omega)}{\beta^2\omega^2 + (\omega^2 - \omega_0^2)^2}$$

$$F_Y(\omega) = \int_{-\infty}^{\omega} S_Y(\omega') d\omega' = \int_{-\infty}^{\omega} \frac{dF_X(\omega')}{\beta^2\omega'^2 + (\omega'^2 - \omega_0^2)^2} d\omega'$$

$$(2) S_{XY}(\omega) = H(\omega)S_X(\omega) = \frac{S_X(\omega)}{-\omega^2 + \beta j\omega + \omega_0^2}$$

$$\therefore F_{XY}(\omega) = \int_{-\infty}^{\omega} S_{XY}(u) du = \int_{-\infty}^{\omega} \frac{dF_X(u)}{-u^2 + \beta ju + \omega_0^2}$$

27. 已知如图所示的系统, 其输入 X 为一零均值的平稳正态过程, 通过实验测得 Z 的功率谱密度为

$$S_Z(\omega) = \pi\delta(\omega) + \frac{2\beta}{(\omega^2 + \beta^2)(\omega^2 + 1)}$$

试证 Y 也为平稳的, 且 $R_Y(\tau) = R_X^2(0) + 2R_X^2(\tau)$;

利用 (1) 的结论分别求 X 和 Y 的自相关函数与功率谱密度。

$$X(t) \rightarrow \boxed{(\cdot)^2} \rightarrow \boxed{h(t) = e^{-t}U(t)} \rightarrow Z(t)$$

证 (1) 类似第 20 题

$$\because E\{Y(t)\} = E\{X^2(t)\} = R_X(0)$$

$$\begin{aligned} E\{Y(t)Y(t+\tau)\} &= E\{X^2(t)X^2(t+\tau)\} \\ &= E\{X^2(t)\}E\{X^2(t+\tau)\} + 2E^2\{X(t)X(t+\tau)\} \\ &= R_X^2(0) + 2R_X^2(\tau) \end{aligned}$$

$$(2) \because h(t) = e^{-t}u(t)$$

$$\therefore H(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-t} u(t) dt = \int_0^{+\infty} e^{-t} e^{-j\omega t} dt = \frac{1}{1+j\omega}$$

$$\begin{aligned} S_Y(\omega) &= \frac{S_Z(\omega)}{|H(\omega)|^2} = \frac{[\pi\delta(\omega) + \frac{2\beta}{(\omega^2 + \beta^2)(\omega^2 + 1)}]}{(1 + \omega^2)^{-1}} \\ &= \pi(1 + \omega^2)\delta(\omega) + \frac{2\beta}{\omega^2 + \beta^2} \end{aligned}$$

$$\therefore R_Y(\tau) = F^{-1} \{S_Y(\omega)\}$$

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \delta(\omega)(1 + \omega^2)\pi e^{j\omega\tau} d\omega + \beta e^{-\beta|\tau|} \\ &= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} \delta(\omega) d\omega + \beta e^{-\beta|\tau|} \\ &= \frac{1}{2} + e^{-\beta|\tau|} \end{aligned}$$

$$\text{令 } \tau=0 \text{ 则 } R_Y(0) = \frac{1}{2} + 1 = 3R_X^2(0)$$

$$\therefore R_X^2(0) = \frac{1}{2}$$

$$\therefore R_X^2(\tau) = \frac{1}{2} e^{-\beta|\tau|}$$

$$\therefore R_X(\tau) = \frac{\sqrt{2}}{2} e^{-\frac{\beta}{2}|\tau|}$$

$$S_X(\tau) = F[R_X(\tau)] = \frac{\sqrt{2}}{2} (e^{-\frac{\beta}{2}|\tau|}) = \frac{\sqrt{2}}{2} \cdot \frac{2 \cdot \frac{\beta}{2}}{\omega^2 + (\frac{\beta}{2})^2} = \frac{2\sqrt{2}\beta}{4\omega^2 + \beta^2}$$

28. 设线性时不变系统的脉冲响应 $h(t) = U(t)\exp(-\beta t)$ ，其中 $\beta > 0$ 为常数， $U(t)$ 为单位阶跃函数，系统的输入 X 是自相关函数为 $R_X(\tau) = \exp[-\alpha|\tau|]$, ($\alpha > 0$) 的平稳过程。

试求：

- (1) 系统输入与输出的互相关函数；
- (2) 输出的功率谱密度和自相关函数。

解 $\because h(t) = U(t)e^{-\beta t}$

$$\therefore H(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-j\omega t} h(t) dt = \frac{1}{j\omega + \beta}$$

$$Y(t) = \int_{-\infty}^{\infty} h(t-s)X(s)ds = e^{-\beta t} \int_{-\infty}^t e^{\beta s} X(s)ds$$

$$S_X(\omega) = F[R_X(\tau)] = \frac{2\alpha}{\alpha^2 + \omega^2}$$

$$\therefore S_Y(\omega) = |H(\omega)|^2 S_X(\omega) = \frac{2\alpha}{(\omega^2 + \beta^2)(\omega^2 + \alpha^2)}$$

$$\therefore S_{XY}(\omega) = H(\omega)S_X(\omega) = \frac{2\alpha}{(\omega^2 + \alpha^2)(j\omega + \beta)},$$

当 $\tau \geq 0$ 时；

$$R_{XY}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} h(s)R_X(\tau-s)ds = \int_0^{\tau} e^{-\beta s} e^{-\alpha(\tau-s)}ds + \int_{\tau}^{\infty} e^{-\beta s} e^{-\alpha(-\tau+s)}ds = \frac{2\alpha e^{-\beta\tau} - (\alpha + \beta)e^{-\alpha\tau}}{\alpha^2 - \beta^2}$$

当 $\tau \leq 0$ 时；

$$R_{XY}(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} h(s)R_X(\tau-s)ds = \int_0^{\infty} e^{-\beta s} e^{-\alpha(-\tau+s)}ds = \frac{e^{\alpha\tau}}{\alpha + \beta}$$

$$\therefore R_Y(\tau) = F^{-1}[S_Y(\omega)] = \frac{-\beta e^{-\alpha|\tau|} + \alpha e^{-\beta|\tau|}}{\alpha^2 - \beta^2}$$

29. 设随机过程 $X(t) = A\cos t + B\sin t$, $-\infty < t < +\infty$ ，其中 A 和 B 是相互独立的零均值随机变量，且 $D(A) = D(B) = \sigma^2$ 。试研究 X 的均值和相关函数是否具有各态历经性。

解： $E[X(t)] = E\{A\cos t + B\sin t\} = 0$

$$R_X(t, t+\tau) = E\{\overline{[A\cos t + B\sin t][A\cos(t+\tau) + B\sin(t+\tau)]}\}$$

$$\begin{aligned}
&= E\{|A|^2 \cos t \cos(t+\tau) + |B|^2 \sin t \sin(t+\tau) + \bar{A}B \cos t \sin(t+\tau) + \bar{B}A \sin t \cos(t+\tau)\} \\
&= \sigma^2 s\tau
\end{aligned}$$

$\therefore X(t)$ 是平稳过程。

又

$$\begin{aligned}
&\therefore \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} (1 - \frac{|\tau|}{2T}) C_X(\tau) d\tau \\
&= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} (1 - \frac{|\tau|}{2T}) \sigma^2 \cos \tau d\tau \\
&= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{\sigma^2}{T} \int_0^{2T} (1 - \frac{\tau}{2T}) \cos \tau d\tau \\
&= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{\sigma^2 (1 - \cos 2T)}{2T^2} \\
&= 0
\end{aligned}$$

\therefore 均值具有各态历经性。

$$\begin{aligned}
&\text{又} \therefore R_Z(t, t+u) = E\{X(t) \overline{X(t+\tau)} X(t+u) \overline{X(t+\tau+u)}\} \\
&= R_X^2(\tau) + R_X^2(u) + R_X(\tau+u) \cdot R_X(\tau-u) \\
&\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} (1 - \frac{|u|}{2T}) [R_Z(u) - |R_X(\tau)|^2] du \\
&= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} (1 - \frac{|u|}{2T}) [\sigma^4 \cos^2 u + \sigma^4 \cos(u+\tau) \cos(u-\tau)] du \\
&= \frac{1}{2} \sigma^4 (1 + \cos 2\tau) \neq 0
\end{aligned}$$

\therefore 相关函数不具有各态历经性。

30. 设随机过程 $X(t) = A \cos(\omega t + \Theta)$, $-\infty < t < +\infty$, 其中 A 、 Θ 是相互独立的随机变量, 且 Θ 服从区间 $[0, 2\pi]$ 上的均匀分布。试研究 X 的均值函数和相关函数是否具有各态历经性。

$$\text{解: } E\{X(t)\} = E\{A \cos(\omega t + \Theta)\} = 0$$

$$R_X(t, t+\tau) = E\{A^2\} \cdot \frac{1}{2} \cos \omega \tau$$

$$\langle X(t) \rangle = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T A \cos(\omega t + \theta) dt = 0$$

$$\begin{aligned}
\langle X(t)X(t+\tau) \rangle &= l \cdot i \cdot m \int_{-T}^T \frac{A^2}{2T} \cos(\omega t + \theta) \cos[\omega(t+\tau) + \theta] dt \\
&= l \cdot i \cdot m \frac{A^2}{4T} \int_{-T}^T [\cos \omega \tau + \cos(2\omega t + 2\theta + \omega \tau)] dt \\
&= l \cdot i \cdot m \frac{A^2}{2T} \int_0^T \cos \omega \tau dt = \frac{A^2}{2} \cos \omega \tau \neq R_X(\tau)
\end{aligned}$$

\therefore 均值函数具有各态历经性，但相关函数不具有各态历经性。

31. 设随机过程 $X(t) = A \cos(\omega t + \Theta)$, $-\infty < t < +\infty$, 其中 A 、 ω 、 Θ 是相互独立的随机变量, 其中 A 是均值为 2, 方差为 4, 且 Θ 服从区间 $[-\pi, \pi]$ 上的均匀分布, ω 服从区间 $(-5, 5)$ 上的均匀分布。试研究 X 的均值函数和相关函数是否具有各态历经性。

$$\begin{aligned}
\text{解 } m_X(t) &= E\{A \cos(\omega t + \Theta)\} = E(A) \cdot \{E[\cos \Theta] \cdot E[\cos \omega t] - E[\sin \Theta] \cdot E[\sin \omega t]\} \\
&= 2 \cdot \left\{ \int_{-5}^5 \frac{1}{10} \cos \omega t d\omega \int_{-\pi}^{\pi} \frac{1}{2\pi} \cos \theta d\theta - \int_{-5}^5 \frac{1}{10} \sin \omega t d\omega \int_{-\pi}^{\pi} \frac{1}{2\pi} \sin \theta d\theta \right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
R_X(t, t+\tau) &= E\{\overline{[A \cos(\omega t + \Theta)]} [A \cos(\omega(t+\tau) + \Theta)]\} \\
&= E\{|A|^2 \cdot \frac{1}{2} [\cos(2\omega t + \omega \tau + 2\Theta) + \cos \omega \tau]\} \\
&= \frac{1}{2} (2^2 + 4) \cdot 0 + \frac{1}{2} \cdot 8 \cdot \frac{1}{5\tau} \sin 5\tau \\
&= \frac{4}{5\tau} \sin 5\tau
\end{aligned}$$

$\therefore X(t)$ 为一平稳过程。

$$\begin{aligned}
\text{又 } \langle X(t) \rangle &= l \cdot i \cdot m \frac{1}{2T} \int_{-T}^T A \cos(\omega t + \Theta) dt \\
&= l \cdot i \cdot m \frac{1}{2T} [\sin(\omega T + \Theta) - \sin(-\omega T + \Theta)] \cdot \frac{A}{\omega} \\
&= l \cdot i \cdot m \frac{1}{2T} \cdot 2 \sin \omega T \cdot \cos \Theta \cdot \frac{A}{\omega} \\
&= 0 \\
&= m_X(t)
\end{aligned}$$

$\therefore X(t)$ 的均值具有各态历经性。

$$\begin{aligned}
\text{又 } \because \langle X(t)X(t+\tau) \rangle &= l \cdot i \cdot m \frac{1}{2T} \int_{-T}^T X(t)X(t+\tau)dt \\
&= l \cdot i \cdot m \frac{1}{2T} \int_{-T}^T A^2 \cos(\omega t + \theta) \cos(\omega t + \omega \tau + \theta) dt \\
&= l \cdot i \cdot m \frac{2TA^2}{4T} \cos \omega \tau \\
&= \frac{A^2}{2} \cos \omega \tau \neq R_X(\tau)
\end{aligned}$$

$\therefore X(t)$ 的相关函数不具有各态历经性.

32. 设平稳过程的期望为 m , 自相关函数为 $R(\tau)$, 协方差函数为 $C(\tau)$ 。

(1) 若 $\int_{-\infty}^{\infty} |C(\tau)| d\tau < +\infty$, 试证明 X 的均值各态历经性;

(2) 若 $C(0) < +\infty$, 且当 $|\tau| \rightarrow \infty$ 时, $C(\tau) \rightarrow 0$, 试证明 X 的均值各态历经性。

$$\text{解 (1)} \because \left| \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} \left(1 - \frac{|\tau|}{2T}\right) C(\tau) d\tau \right| \leq \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} |C(\tau)| d\tau$$

$$\text{而且 } \int_{-\infty}^{+\infty} |C(\tau)| d\tau < +\infty \Rightarrow \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} |C(\tau)| d\tau < +\infty$$

$$\therefore \lim_{T \rightarrow \infty} \left| \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} \left(1 - \frac{|\tau|}{2T}\right) C(\tau) d\tau \right| \leq \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} |C(\tau)| d\tau = 0$$

$$\therefore \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-2T}^{2T} \left(1 - \frac{|\tau|}{2T}\right) C(\tau) d\tau = 0$$

$\therefore X(t)$ 的均值具有各态历经性

$$(2) \because \lim_{\tau \rightarrow \infty} C(\tau) = \lim_{\tau \rightarrow \infty} [R_X(\tau) - |m_X|^2] = 0$$

$$\text{又 } \lim_{\tau \rightarrow \infty} [R_X(\tau) - |m_X|^2] = \lim_{\tau \rightarrow \infty} R_X(\tau) - |m_X|^2 = 0$$

$$\therefore \lim_{T \rightarrow \infty} R_X(\tau) = |m_X|^2$$

$\therefore X(t)$ 的均值具有各态历经性

33. 设平稳过程 $X = \{X(t), -\infty < t < +\infty\}$ 的均值为 $m_X = 0$, 相关函数

$R_X(\tau) \neq A^{-\alpha|\tau|} \quad (|\tau| > a)$, 其中 A, a 是常数。问 X 的均值是否具有各态历经性。

解：因为 $m_X(t)=0$ ， $\lim_{\tau \rightarrow \infty} R_X(\tau)=0$ ，

所以 $X(t)$ 的均值具有各态历经性。

第五章习题解答

1. 设 $\{U_n, n=1, 2, \dots\}$ 是相互独立的随机变量序列，试问下列的 $\{X_n, n=1, 2, \dots\}$ 是否是马氏链，并说明理由：

$$(1) X_n = U_1 + U_2 + \dots + U_n;$$

$$(2) X_n = (U_1 + U_2 + \dots + U_n)^2;$$

解：(1) 易知 X_n 是独立增量过程。设 $X_0=0$ ，任取 $0 \leq t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_n$ 和 $i_0 \leq i_1 \leq \dots \leq i_n$ ，

则：

$$P\{X_{t_0}=i_0, \dots, X_{t_n}=i_n\} = P\{X_{t_0}=i_0\} P\{X_{t_1}-X_{t_0}=i_1-i_0\} \dots P\{X_{t_n}-X_{t_{n-1}}=i_n-i_{n-1}\}$$

$$\text{又} = P\{X_{t_n}-X_{t_{n-1}}=i_n-i_{n-1}\}$$

又

$$\because P\langle X_{t_n}=i_n | X_{t_{n-1}}=i_{n-1}, \dots, X_{t_0}=i_0 \rangle = P\{X_{t_0}=i_0, \dots, X_{t_n}=i_n\} / P\{X_{t_{n-1}}=i_{n-1}, \dots, X_{t_0}=i_0\}$$

$$\begin{aligned} \because P\{X_{t_n}=i_n | X_{t_{n-1}}=i_{n-1}\} &= P\{X_{t_n}=i_n, X_{t_{n-1}}=i_{n-1} | X_{t_{n-1}}=i_{n-1}\} \\ &= P\{X_{t_n}-X_{t_{n-1}}=i_n-i_{n-1}, X_{t_{n-1}}-X_0=i_{n-1}\} / P\{X_{t_{n-1}}=i_{n-1}\} = P\{X_{t_n}-X_{t_{n-1}}=i_n-i_{n-1}\} \end{aligned}$$

$\therefore X_n$ 是马尔可夫过程。

$$(2) \because X_{n-1} = (U_1 + \dots + U_{n-1})^2, \text{ 设 } X_0=0, \therefore X_n = (U_1 + U_2 + \dots + U_n)^2 \neq f(\sqrt{X_{n-1}})$$

$\therefore U_1 = \sqrt{X_1}, U_2 = \sqrt{X_2} - \sqrt{X_1}, \dots$ ，则：

$$\begin{aligned} P\{X_n=i_n, \dots, X_1=i_1\} &= P\{U_n = \sqrt{i_n} - \sqrt{i_{n-1}}, \dots, U_1 = \sqrt{i_1}\} \\ &= P\{U_n = \sqrt{i_n} - \sqrt{i_{n-1}}\} \dots P\{U_1 = \sqrt{i_1}\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \therefore P\{X_n = i_n \mid X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_1 = i_1\} \\
& = P\{X_n = i_n, X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_1 = i_1\} / P\{X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_1 = i_1\} \\
& = P\{U_n = \sqrt{i_n} - \sqrt{i_{n-1}}\}
\end{aligned}$$

又

$$\begin{aligned}
& \therefore P\{X_n = i_n \mid X_{n-1} = i_{n-1}\} \\
& = P\{U_n = \sqrt{i_n} - \sqrt{i_{n-1}}, X_{n-1} = i_{n-1}\} / P\{X_{n-1} = i_{n-1}\} \\
& = P\{U_n = \sqrt{i_n} - \sqrt{i_{n-1}}\}
\end{aligned}$$

$\therefore X_n$ 是马尔可夫过程。

2. $\{X_n, n=1, 2, \dots\}$ 是随机差分方程 $X_n = \rho X_{n-1} + I_n$ 的解，其中 ρ 是已知常数， $X_0 = 0$ ，而 $\{I_n, n=1, 2, \dots\}$ 是独立同分布的取可数值的随机变量。试证明 $\{X_n, n=1, 2, \dots\}$ 是马氏链。

证： $\because X_1 - \rho X_0 = I_1, \dots, X_n - \rho X_{n-1} = I_n$ ，

$$\begin{aligned}
& \therefore X_1 = I_1 + \rho X_0, X_2 = \rho I_1 + I_2, \dots, \\
& X_n = \rho^{n-2} I_1 + \rho^{n-3} I_2 + \dots + I_{n-1}
\end{aligned}$$

$\therefore X_n - \rho X_{n-1} = I_n$ 与 X_{n-1} 独立。

又

$$\begin{aligned}
& \therefore P\{X_n = i_n \mid X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_1 = i_1\} \\
& = P\{X_n = i_n, X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_1 = i_1\} / P\{X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_1 = i_1\} \\
& = P\{X_n - \rho X_{n-1} = i_n - \rho i_{n-1}, \dots, X_1 - \rho X_0 = i_1\} / P\{X_{n-1} - \rho X_{n-2} = i_{n-1} - \rho i_{n-2}, \dots\} \\
& = P\{X_n - \rho X_{n-1} = i_n - \rho i_{n-1}\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& P\{X_n = i_n \mid X_{n-1} = i_{n-1}\} \\
& = P\{X_n = i_n, X_{n-1} = i_{n-1}\} / P\{X_{n-1} = i_{n-1}\} \\
& = P\{X_n - \rho X_{n-1} = i_n - \rho i_{n-1}, X_{n-1} = i_{n-1}\} / P\{X_{n-1} = i_{n-1}\} \\
& = P\{X_n - \rho X_{n-1} = i_n - \rho i_{n-1}\}
\end{aligned}$$

$\therefore X_n$ 为马氏过程。

第三题略

P152, 第四题

解：由于 X_n 在现在已确定后，下一步所处的状态与它的前一状态无关，所以过程是马氏链。

$$P_{00} = P\{X_{n+1}=0 | X_n=0\} = 0$$

$$P_{01} = P\{X_{n+1}=1 | X_n=0\} = 1$$

$$P_{02} = P_{03} = 0, P_{10} = \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} = \frac{1}{9}$$

\therefore

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ \frac{1}{9} & \frac{4}{9} & \frac{4}{9} & 0 \\ 0 & \frac{4}{9} & \frac{4}{9} & \frac{1}{9} \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

P152, 第五题

解：

$$f_{00}^{(1)} = p_{00} = p_1, f_{00}^{(2)} = 0, f_{00}^{(3)} = p_{01}p_{12}p_{20} = q_1q_2q_3,$$

$$f_{01}^{(1)} = p_{01} = q_1, f_{01}^{(2)} = p_{00}p_{01} = p_1q_1,$$

$$f_{01}^{(3)} = p_{00}p_{00}p_{01} = p_1^2q_1$$

P153 第六题（只做第三个，其它两个可对照写出答案）

解：（1）

$$P\{X(n+2)=1 | X(n)=0\} = \left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}, 0, 0\right) \begin{pmatrix} \frac{1}{2} \\ \frac{1}{3} \\ \frac{1}{4} \\ \frac{1}{4} \end{pmatrix} = \frac{5}{12}$$

$$P\{X(n+2)=2 | X(n)=0\} = \left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}, 0, 0\right) \begin{pmatrix} 0 \\ \frac{1}{3} \\ \frac{1}{4} \\ \frac{1}{4} \end{pmatrix} = \frac{1}{6}$$

（2）设平稳分布为： $X = \{X_0, X_1, X_2, X_3\}$ ，且满足方程 $X = XP$ ，则：

$$\{X_0 = \frac{1}{2}X_0 + \frac{1}{3}X_1 + \frac{1}{4}X_2 + \frac{1}{4}X_3$$

...

$$X_3 = \frac{1}{4}X_2 + \frac{1}{4}X_3$$

解方程组得： $X_2 = 3X_3$ ， $X_1 = 6X_3$ ， $X_0 = 6X_3$

$$\therefore X = (6, 6, 3, 1)X_3$$

$$\text{又} \because X_0 + X_1 + X_2 + X_3 = 1$$

$$\therefore (6+6+3+1)X_3 = 1, \therefore X_3 = \frac{1}{16}$$

$$\therefore X = \left(\frac{3}{8}, \frac{3}{8}, \frac{3}{16}, \frac{1}{16}\right)$$