第六章 高斯 (Gauss) 过程

(一) 多元正态(Gauss)分布

1. n元正态分布的定义

定义:设 $\vec{\xi}=(\xi_1,\xi_2,\cdots,\xi_n)^T$ 是 n 元随机向量 ,其均值为 $\vec{\mu}=(\mu_1,\mu_2,\cdots,\mu_n)^T$,其中 $\mu_i=E\{\xi_i\},i=1,2,\cdots,n$,令:

$$b_{ik} = \text{cov}(\xi_i, \xi_k) = E\{(\xi_i - \mu_i)(\xi_k - \mu_k)\}, i, k = 1, 2, \dots, n$$

则可得 $\vec{\xi}$ 的协方差矩阵为: $B=(b_{ik})_{n\times n}$,注意矩阵 B 为一非负定对称矩阵,我们有如下的定义:

(1) 如果B是一正定矩阵,则n元随机向量 $\vec{\xi} = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)^T$ 服从正态分布时的概率分布密度为:

$$f_{\vec{\xi}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = f_{\vec{\xi}}(\vec{x}^T) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |B|^{1/2}} \exp\{-\frac{1}{2}(\vec{x} - \vec{\mu})^T B^{-1}(\vec{x} - \vec{\mu})\}$$

其特征函数为:

$$\Phi_{\vec{\xi}}(t_1, t_2, \dots, t_n) = \Phi_{\vec{\xi}}(\vec{t}^T) = \exp\{j\vec{t}^T \cdot \vec{\mu} - \frac{1}{2}\vec{t}^T B \vec{t}\}$$
 (A)

n 元随机向量服从正态分布记为: $\vec{\xi} \sim N(\vec{\mu}, B)$ 。

- (2) 如果 B 不是一正定矩阵,则由 (A) 可以定义一特征函数,由此特征函数 对应的分布函数我们定义为 n 元正态分布,仍记为 $\vec{\xi}\sim N(\vec{\mu},B)$ 。
 - 2. n 元正态分布的边缘分布

定理:设 $\vec{\xi}=(\xi_1,\xi_2,\cdots,\xi_n)^T$ 为服从n 元正态分布的随机向量,即 $\vec{\xi}\sim N(\vec{\mu},B)$,则 $\vec{\xi}$ 的任意一个子向量 $(\xi_{k_1},\xi_{k_2},\cdots,\xi_{k_m}),m\leq n$ 仍服从正态分布。

3. n元正态分布的独立性

定理:n 元正态分布的随机变量 ξ_1,ξ_2,\cdots,ξ_n 相互独立的充分必要条件是它们两两不相关。

定理:设 $\vec{\xi}^T = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ 为正态分布的随机向量,且 $\vec{\xi}^T = (\vec{\xi}_1, \vec{\xi}_2)^T$

$$B = \begin{pmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{pmatrix}$$

其中: B_{11},B_{22} 分别是 $\vec{\xi}_1,\vec{\xi}_2$ 的协方差矩阵, B_{12} 是由 $\vec{\xi}_1$ 及 $\vec{\xi}_2$ 的相应分量的协方 差构成的矩阵, $B_{12}=B_{21}^T$,则 $\vec{\xi}_1$ 与 $\vec{\xi}_2$ 相互独立的充分必要条件是 $B_{12}=0$ 。

4. 正态随机变量线性变换后的性质

(1) 设
$$\vec{\xi}^T = (\xi_1, \xi_2, \cdots, \xi_n) \sim N(\vec{\mu}^T, B)$$
 , $\vec{\mu}^T = (\mu_1, \mu_2, \cdots, \mu_n)$, $\zeta = \sum_{k=1}^n a_k \xi_k = \vec{a}^T \cdot \vec{\xi}$, $\vec{a}^T = (a_1, a_2, \cdots, a_n)$, 则 有 $E\{\zeta\} = \vec{a}^T \cdot \vec{\mu}$, $D\{\zeta\} = \vec{a}^T B \vec{a}$ 。

(2) 令
$$C = (c_{ik})_{m \times n}$$
 , $\vec{\eta} = C\vec{\xi}$, 则有:

$$E\{\vec{\eta}\} = C\vec{\mu}, \ D\{\vec{\eta}\} = CBC^T$$

(3) $\vec{\xi}^T = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n) \sim N(\vec{\mu}^T, B)$ 的充分必要条件是:

$$\forall \zeta = \sum_{k=1}^{n} a_{k} \xi_{k} = \vec{a}^{T} \vec{\xi} \sim N(\sum_{k=1}^{n} a_{k} \mu_{k}, \sum_{k=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} a_{k} a_{i} b_{ki}) = N(\vec{a}^{T} \vec{\mu}, \vec{a}^{T} B \vec{a})$$

- $\textbf{(4)} \ \vec{\mathbf{E}} \ \vec{\xi}^{^T} = (\xi_1, \xi_2, \cdots, \xi_n) \sim N(\overrightarrow{\mu}^{^T}, B) \ , \ C = (c_{_{jk}})_{_{m \times n}} \ \textbf{为任意的矩阵 , 则}$ 有: $\vec{\eta} = C\vec{\xi}$ 为服从m元正态分布 , 即 $\vec{\eta} = C\vec{\xi} \sim N(C\overrightarrow{\mu}, CBC^{^T})$ 。
- (5)若 $\vec{\xi}^T=(\xi_1,\xi_2,\cdots,\xi_n)\sim N(\vec{\mu}^T,B)$,则存在一正交矩阵U,使得 $\vec{\eta}=U^T\vec{\xi}$ 是一独立正态分布的随机向量,它的均值为 $U^T\vec{\mu}$,方差为矩阵B的特征值。
 - (6) n 维正态随机变量 (X_1, X_2, \cdots, X_n) 的每一个分量都是正态变量;反

之,若 X_1,X_2,\cdots,X_n 都是正态随机变量,且相互独立,则 (X_1,X_2,\cdots,X_n) 是 n 维正态随机变量。

5. 例子

• 设 (X_1,X_2,X_3,X_4) 为服从正态分布的随机向量,且 $E\{X_i\}=0,i=1,2,3,4$,试证明:

$$E\{X_{1}X_{2}X_{3}X_{4}\}$$

$$= E\{X_{1}X_{2}\}E\{X_{3}X_{4}\} + E\{X_{1}X_{3}\}E\{X_{2}X_{4}\} + E\{X_{1}X_{4}\}E\{X_{2}X_{3}\}$$

证明:见教材 P466。

注意:此结论非常重要,经常会被应用。

ullet 设X,Y是服从均值为零的正态分布二维随机变量,其联合概率密度为:

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-r^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-r^2)} \left[\frac{x^2}{\sigma_1^2} - \frac{2rxy}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{y^2}{\sigma_2^2}\right]\right\}$$

则

$$E\{XY\} = r\sigma_1\sigma_2, \quad E\{X^2Y^2\} = \sigma_1^2\sigma_2^2 + 2r^2\sigma_1^2\sigma_2^2$$
$$E\{|XY|\} = \frac{2\sigma_1\sigma_2}{\pi} [\varphi \sin \varphi + \cos \varphi]$$

其中:
$$\sin \varphi = r$$
, $-\frac{\pi}{2} < \varphi < \frac{\pi}{2}$ 。

证明:由联合分布可以求得边缘分布和条件分布为:

$$f_{X}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{1}} \exp\left\{-\frac{x^{2}}{2\sigma_{1}^{2}}\right\}$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_{X}(x)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{1-r^{2}}\sigma_{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-r^{2})\sigma_{2}^{2}} \left[y - \frac{r\sigma_{2}x}{\sigma_{1}}\right]^{2}\right\}$$

由此可得:

$$E\{Y|X\} = \frac{r\sigma_2}{\sigma_1}X, \quad E\{Y^2|X\} = (1-r^2)\sigma_2^2 + \frac{r^2\sigma_2^2}{\sigma_1^2}X^2$$

因此,我们有:

$$E\{XY\} = E\{E\{XY|X\}\} = E\{XE\{Y|X\}\}\$$

$$= \frac{r\sigma_2}{\sigma_1} E\{X^2\} = r\sigma_1\sigma_2$$

$$E\{X^2Y^2\} = E\{E\{X^2Y^2|X\}\} = E\{X^2E\{Y^2|X\}\}\$$

$$= (1-r^2)\sigma_2^2 E\{X^2\} + \frac{r^2\sigma_2^2}{\sigma_1^2} E\{X^4\} = (1-r^2)\sigma_2^2\sigma_1^2 + \frac{r^2\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \cdot 3\sigma_1^4$$

$$= \sigma_2^2\sigma_1^2 + 2r^2\sigma_2^2\sigma_1^2 = E\{X^2\}E\{Y^2\} + 2[E\{XY\}]^2$$

另外

$$E\{|XY|\} = \iint |xy| f(x,y) dxdy$$

$$= \iint_{xy>0} xyf(x,y) dxdy - \iint_{xy<0} xyf(x,y) dxdy$$

$$= E\{XY\} - 2 \iint_{xy<0} xyf(x,y) dxdy$$

$$= r\sigma_1 \sigma_2 - 2 \left[\iint_{0-\infty}^{\infty} xyf(x,y) dxdy + \iint_{-\infty}^{0} xyf(x,y) dxdy \right]$$

令:

$$\begin{cases} u = \frac{x}{\sigma_1} \\ v = \frac{y}{\sigma_2} \end{cases}$$

则有:

$$E\{|XY|\} = r\sigma_{1}\sigma_{2} - \frac{2\sigma_{1}\sigma_{2}}{\pi\sqrt{1-r^{2}}} \int_{0-\infty}^{\infty} uv \exp\left\{-\frac{1}{2(1-r^{2})} \left[u^{2} - 2ruv + v^{2}\right]\right\} dudv$$

$$= r\sigma_{1}\sigma_{2} - \frac{2\sigma_{1}\sigma_{2}}{\pi\sqrt{1-r^{2}}} \int_{0-\infty}^{\infty} uv \exp\left\{-\frac{1}{2} \left[\left(\frac{u-rv}{\sqrt{1-r^{2}}}\right)^{2} + v^{2}\right]\right\} dudv$$

令:

$$\begin{cases} R\cos\theta = \frac{u - rv}{\sqrt{1 - r^2}} \\ R\sin\theta = v \end{cases}$$

则有:

$$\begin{cases} u = \sqrt{1 - r^2} R \cos \theta + rR \sin \theta \\ v = R \sin \theta \end{cases}$$

$$\frac{\partial (u, v)}{\partial (R, \theta)} = R\sqrt{1 - r^2} \implies du dv = R\sqrt{1 - r^2} dR d\theta$$

因此有:

$$\begin{split} E\{|XY|\} &= r\sigma_1\sigma_2 - \\ &- \frac{2\sigma_1\sigma_2}{\pi} \int_{0-\arccos r}^{\infty} R\sin\theta \left[\sqrt{1-r^2}R\cos\theta + rR\sin\theta \right] \exp\{-\frac{R^2}{2}\}RdRd\theta \\ &= r\sigma_1\sigma_2 - \frac{4\sigma_1\sigma_2}{\pi} \int_{-\arccos r}^{0} \sin\theta \left[\sqrt{1-r^2}\cos\theta + r\sin\theta \right] d\theta \\ &= r\sigma_1\sigma_2 - \frac{4\sigma_1\sigma_2}{\pi} \left[\frac{1}{2}\sqrt{1-r^2}\sin^2\theta + \frac{1}{2}r\theta - \frac{1}{4}r\sin2\theta \right]_{-\arccos r}^{0} \\ &= \frac{2\sigma_1\sigma_2}{\pi} \left[\varphi\sin\varphi + \cos\varphi \right] \end{split}$$

其中:
$$\sin \varphi = r$$
, $-\frac{\pi}{2} < \varphi < \frac{\pi}{2}$ 。

(二) 高斯(正态)过程

定义:如果随机过程 $\{\xi(t);t\in T\}$ 的有限维分布均为正态分布,则称此随机过程为高斯过程或正态过程。正态过程是二阶矩过程。

设 $t_1, t_2, \cdots, t_n \in T$,则由正态过程的定义,有:

$$f_{\xi}(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_n}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |B|^{1/2}} \exp\{-\frac{1}{2} (\vec{x}_t - \vec{\mu}_t)^T B^{-1} (\vec{x}_t - \vec{\mu}_t)\}$$

其中:

$$\vec{x}_{t}^{T} = (x_{t_{1}}, x_{t_{2}}, \dots, x_{t_{n}})$$

$$\vec{\mu}_{t}^{T} = (\mu_{t_{1}}, \mu_{t_{2}}, \dots, \mu_{t_{n}}), \quad \mu_{t_{k}} = E\{\xi(t_{k})\}$$

$$b_{ki} = E\{(\xi(t_{k}) - \mu_{t_{k}})(\xi(t_{i}) - \mu_{t_{i}})\} = R_{\xi}(t_{k}, t_{i}) - \mu_{t_{k}}\mu_{t_{i}}, \quad B = (b_{ki})_{n \times n}$$

如果 $\{\xi(t);t\in T\}$ 为实的宽平稳过程,则 $\mu_{t_k}=E\{\xi(t_k)\}=\mu$ 为常数, $R_\xi(t_k,t_i)=R_\xi(t_k-t_i),\ b_{ki}=R_\xi(t_k-t_i)-\mu^2=b(t_k-t_i)$,因此可得有限维分布的特征函数为:

$$\Phi_{\xi}(u_{1}, u_{2}, \dots, u_{n}; t_{1}, t_{2}, \dots, t_{n}) =$$

$$= \exp \left\{ j \left(\sum_{k=1}^{n} u_{k} \right) \mu - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} b(t_{k} - t_{i}) u_{k} u_{i} \right\}$$

由此,实平稳正态过程也是实严平稳过程。关于正态过程我们有以下的结论。

定理:设 $\{\vec{\xi}^{(n)}; n=1,2,\cdots\}$ 为 k 维实正态随机向量序列,其中 $\vec{\xi}^{(n)} = (\xi_1^{(n)}, \xi_2^{(n)}, \cdots, \xi_k^{(n)})^T$,且 $\vec{\xi}^{(n)}$ 均方收敛于 $\vec{\xi} = (\xi_1, \xi_2, \cdots, \xi_k)^T$,即 $\lim_{n \to \infty} E\{\left|\xi_i^{(n)} - \xi_i\right|^2\} = 0, \quad 1 \le i \le k$

则 $\vec{\xi} = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k)^T$ 也是正态分布的随机向量。

定理:若正态过程 $\{\xi(t);t\in T\}$ 在T 上是均方可导的,则 $\{\xi'(t);t\in T\}$ 也是正态过程。

定理:若正态过程 $\{\xi(t); t\in T\}$ 在T上是均方可积的,则

$$\eta(t) = \int_a^t \xi(u) du, \ a, t \in T \quad \mathbf{R} \quad \eta(t) = \int_a^b \xi(u) h(t, u) du, \ a, b \in T$$

也是正态过程。

(三) 正态马氏过程

定义:若正态过程 $\{X(t);t\in T\}$ 又是马尔可夫过程,则称 $\{X(t);t\in T\}$ 为正态马尔可夫(马氏)过程。

先考虑 n 维均值为零的正态随机向量的条件分布 ,设 $X=(X_1,X_2,\cdots,X_n)$ 为 n 维正态分布 ,其分布密度为 :

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |A|^{1/2}} \exp\{-\frac{1}{2} \vec{x} A^{-1} \vec{x}\} =$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |A|^{1/2}} \exp\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} x_i x_j\}$$

其中: $A^{-1} = (a_{ij})_{n \times n}$ 为正定对称矩阵。

考虑 X_n 在条件 $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}$ 下的条件分布密度:

$$f(x_{n} | x_{1}, x_{2}, \dots, x_{n-1}) = \frac{f(x_{1}, x_{2}, \dots, x_{n})}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(x_{1}, x_{2}, \dots, x_{n}) dx_{n}}$$

$$= \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} a_{ij} x_{i} x_{j}\right\}}{\int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} a_{ij} x_{i} x_{j}\right\} dx_{n}}$$

利用式子:

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} a_{ij} x_i x_j = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=1}^{n-1} a_{ij} x_i x_j + a_{nn} x_n^2 + 2x_n \sum_{i=1}^{n-1} a_{in} x_i$$

我们有:

$$f(x_{n} | x_{1}, x_{2}, \dots, x_{n-1}) = \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} a_{ij} x_{i} x_{j}\right\}}{\int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} a_{ij} x_{i} x_{j}\right\} dx_{n}} =$$

$$= \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2} a_{nn} x_{n}^{2} - x_{n} \sum_{i=1}^{n-1} a_{in} x_{i}\right\}}{\int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2} a_{nn} \left[x_{n} + \sum_{i=1}^{n-1} (a_{in} / a_{nn}) x_{i}\right]^{2}\right\}}$$

$$= \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2} a_{nn} \left[x_{n} + \sum_{i=1}^{n-1} (a_{in} / a_{nn}) x_{i}\right]^{2}\right\}}{\int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left\{-\frac{1}{2} a_{nn} \left[x_{n} + \sum_{i=1}^{n-1} (a_{in} / a_{nn}) x_{i}\right]^{2}\right\} dx_{n}}$$

$$= c \exp\left\{-\frac{1}{2} a_{nn} \left[x_{n} + \sum_{i=1}^{n-1} (a_{in} / a_{nn}) x_{i}\right]^{2}\right\}$$

其中 c 是归一化常数 ,与 (x_1,x_2,\cdots,x_{n-1}) 无关。由此可知 , X_n 在给定条件 $X_1=x_1,X_2=x_2,\cdots,X_{n-1}=x_{n-1}$ 下的条件分布密度 $f(x_n\,\big|\,x_1,x_2,\cdots,x_{n-1})$ 是一

正态分布的概率分布密度,其均值为 $-\sum_{i=1}^{n-1}(a_{in}/a_{mi})x_{i}$,于是有:

$$E\{X_n \mid X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}\} = -\sum_{i=1}^{n-1} \frac{a_{in}}{a} x_i$$
 (B)

$$E\{X_n \mid X_{n-1} = X_{n-1}\} = -\frac{a_{n-1,n}}{a_{nn}} X_{n-1}$$
 (C)

若 $\{X(t); t \ge 0\}$ 为一均值为零的实正态过程,记:

$$R(s,t) = E\{X(s)X(t)\}\$$

$$\rho(s,t) = \frac{R(s,t)}{\sqrt{R(s,s)R(t,t)}} = \frac{Cov(s,t)}{\sqrt{Cov(s,s)Cov(t,t)}}$$

则有以下的定理。

定理:设 $\{X(t); t \geq 0\}$ 为一均值为零的实正态过程,则它是马氏过程的充要

条件为:对于任意的 $0 \le t_1 < t_2 < \cdots < t_n, n \ge 2$,有:

$$E\{X_{t_n} \mid X_{t_1} = x_1, X_{t_2} = x_2, \dots, X_{t_{n-1}} = x_{n-1}\} = E\{X_{t_n} \mid X_{t_{n-1}} = x_{n-1}\}$$

证明:考虑以上结论(B)和(C)即可。

定理:设 $\{X(t); t \geq 0\}$ 为一均值为零的实正态过程,则它是马氏过程的充要

条件为:对于任意的 $0 \le t_1 < t_2 < t_3$,有:

$$\rho(t_1, t_3) = \rho(t_1, t_2) \rho(t_2, t_3)$$

证明:充分性:设 $\{X(t); t \ge 0\}$ 为马氏过程,任取0 < s < t,则由(B)有:

$$E\{X(t) \mid X(s) = x\} = -\left(\frac{a_{n-1,n}}{a_{nn}}\right) x$$
 (D)

考虑(X(s),X(t))的联合分布,其分布密度为:

$$f_{s,t}(x_1, x_2) = \frac{1}{(2\pi)|A|^{1/2}} \exp\{-\frac{1}{2}\vec{x}^T A^{-1}\vec{x}\}\$$

其中:

$$A^{-1} = \begin{pmatrix} R(s,s) & R(s,t) \\ R(t,s) & R(t,t) \end{pmatrix}^{-1} = \frac{1}{R(s,s)R(t,t) - R(s,t)^2} \begin{pmatrix} R(t,t) & -R(t,s) \\ -R(s,t) & R(s,s) \end{pmatrix}$$

由(D)有:

$$E\{X(t) \mid X(s) = x\} = \left(\frac{R(s,t)}{R(s,s)}\right)x$$

即:
$$E\{X(t) | X(s)\} = \left(\frac{R(s,t)}{R(s,s)}\right) X(s)$$

由马尔可夫性,有:

$$R(t_1, t_3) = E\{X(t_1)X(t_3)\} = E\{E[X(t_1)X(t_3) | X(t_2)]\}$$
$$= E\{E[X(t_1) | X(t_2)]E[X(t_3) | X(t_2)]\}$$

由上式,我们有:

$$R(t_1, t_3) = E\left\{\frac{R(t_1, t_2)}{R(t_2, t_2)} X(t_2) \frac{R(t_2, t_3)}{R(t_2, t_2)} X(t_2)\right\} = \frac{R(t_1, t_2) R(t_2, t_3)}{R(t_2, t_2)}$$

由此得到了 $\rho(t_1,t_3) = \rho(t_1,t_2)\rho(t_2,t_3)$ 。

必要性:由 $\rho(t_1,t_3)=\rho(t_1,t_2)\rho(t_2,t_3)$,可得,对于任意的 $1\leq k\leq n-1$,

有:

$$\rho(t_k, t_n) = \rho(t_k, t_{n-1}) \rho(t_{n-1}, t_n)$$

即有:

$$R(t_{k},t_{n}) = \frac{R(t_{k},t_{n-1})R(t_{n-1},t_{n})}{R(t_{n-1},t_{n-1})}$$

因而对于任意的 $1 \le k \le n-1$,有:

$$E\left\{\left[X(t_{n}) - \frac{R(t_{n-1}, t_{n})}{R(t_{n-1}, t_{n-1})}X(t_{n-1})\right]X(t_{k})\right\} = 0$$

这就意味正态随机变量 $X(t_{\scriptscriptstyle n}) - \frac{R(t_{\scriptscriptstyle n-1},t_{\scriptscriptstyle n})}{R(t_{\scriptscriptstyle n-1},t_{\scriptscriptstyle n-1})} X(t_{\scriptscriptstyle n-1})$ 与 $X(t_{\scriptscriptstyle 1}),\cdots,X(t_{\scriptscriptstyle n-1})$ 相互独

立,故有:

$$E\left\{X(t_{n}) - \frac{R(t_{n-1}, t_{n})}{R(t_{n-1}, t_{n-1})}X(t_{n-1}) \middle| X(t_{1}) = x_{1}, \dots, X(t_{n-1}) = x_{n-1}\right\} = 0$$

即有:

$$E\{X_{t_n} \mid X_{t_1} = x_1, X_{t_2} = x_2, \dots, X_{t_{n-1}} = x_{n-1}\} = \frac{R(t_{n-1}, t_n)}{R(t_{n-1}, t_{n-1})} x_{n-1}$$

$$= E\{X_{t_n} \mid X_{t_{n-1}} = x_{n-1}\}$$

必要性得证。

对于平稳随机正态序列及平稳正态随机过程的情形,我们有:

定理:设 $\{X(n); n=0,\pm1,\pm2,\cdots\}$ 为正态分布、平稳的随机序列,且 $C(0)\neq 0$,则X(n)是马氏链的充分必要条件是:

$$C(n) = a^n C(0), \quad n \ge 0, |a| \le 1$$

其中: C(n) 为 X(n) 的协方差函数。

定理:设 $\{X(t); t \geq 0\}$ 为一均方连续、平稳的实正态过程, $C(\tau)$ 为其协方 差函数,则该过程是马氏过程的充分必要条件为:

$$C(\tau) = C(0)e^{a\tau}, \quad \tau \ge 0, a < 0$$

(四) 窄带平稳实高斯过程

1. 一维包络分布和一维相位分布

由前面关于窄带平稳信号的表示法,我们有:

$$\begin{cases} \xi(t) = x_c(t)\cos 2\pi f_0 t + x_s(t)\sin 2\pi f_0 t \\ \hat{\xi}(t) = x_c(t)\sin 2\pi f_0 t - x_s(t)\cos 2\pi f_0 t \end{cases}$$

及

$$\begin{cases} x_c(t) = \xi(t)\cos 2\pi f_0 t + \hat{\xi}(t)\sin 2\pi f_0 t \\ x_s(t) = \xi(t)\sin 2\pi f_0 t - \hat{\xi}(t)\cos 2\pi f_0 t \end{cases}$$

其中: $E\{\xi(t)\}=0$, $\hat{\xi}(t)$ 为 $\xi(t)$ 的 Hilbert 变换。

若 $\xi(t)$ 为一窄带平稳的实正态过程 ,则由以上两组表达式可知 , $x_c(t)$, $x_s(t)$ 均为正态过程 , 且是联合正态过程 (为什么 ?) 。

例:设有线性系统,它的冲激响应为 h(t) ,输入为实平稳正态过程 $\xi(t)$ 。设 其输出为 $\eta(t)$,试证明 $\xi(t)$ 、 $\eta(t)$ 为联合正态随机过程。

证明:由线性系统输入、输出的关系:

$$\eta(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} h(t-\tau) \, \xi(\tau) \, d\tau$$

可知 $\eta(t)$ 为实正态随机过程。

令:

$$\zeta = \int_{-\infty}^{+\infty} g(t) \, \xi(t) \, dt$$

其中 $g(\cdot)$ 是一任意实函数。则 ς 为一正态分布随机变量。

定义实函数:

$$g(t) = g_1(t) + \int_{-\infty}^{+\infty} g_2(u)h(u-t)du$$

则有:

$$\varsigma = \int_{-\infty}^{+\infty} g(t)\xi(t) dt
= \int_{-\infty}^{+\infty} g_1(t)\xi(t) dt + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g_2(u) h(u-t) du\xi(t) dt
= \int_{-\infty}^{+\infty} g_1(t)\xi(t) dt + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} h(u-t)\xi(t) dt g_2(u) du
= \int_{-\infty}^{+\infty} g_1(u)\xi(u) du + \int_{-\infty}^{+\infty} g_2(u)\eta(u) du
= \int_{-\infty}^{+\infty} (g_1(u), g_2(u)) \cdot \begin{pmatrix} \xi(u) \\ \eta(u) \end{pmatrix} du$$

由于 g(t) 、 $g_1(t)$ 、 $g_2(t)$ 为任意的实函数 ,而 ς 为一正态分布随机变量 ,因此 $\xi(t)$ 、 $\eta(t)$ 为联合正态随机过程。

下面研究窄带平稳实高斯过程的一维包络分布和一维相位分布:

设 $\xi(t)$ 的相关函数为 $R_{\xi}(\tau)$,方差为 $\sigma_{\xi}^2=R_{\xi}(0)$,则 $x_c(t),x_s(t)$ 的均值为零,方差为:

$$\sigma_{x}^{2} = R_{x}(0) = \sigma_{x}^{2} = R_{x}(0) = R_{\varepsilon}(0) = \sigma_{\varepsilon}^{2}$$

由于 $R_{x_cx_s}(0) = E\{x_c(t)x_s(t)\} = 0$,因此 $x_c(t), x_s(t)$ 相互独立。它们的联合

分布密度为:

$$f(x_c, x_s) = f(x_c)f(x_s) = \frac{1}{2\pi\sigma_{\varepsilon}^2} \exp\{-\frac{x_c^2 + x_s^2}{2\sigma_{\varepsilon}^2}\}$$

由 $\xi(t)$ 的表达式,我们有:

$$\xi(t) = V(t)\cos[2\pi f_0 t + \theta(t)]$$

其中:

$$\begin{cases} V(t) = \sqrt{x_c^2(t) + x_s^2(t)} \\ \theta(t) = tg^{-1} \left(-\frac{x_s(t)}{x_c(t)} \right) \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} V(t) \cos \theta(t) = x_c(t) \\ -V(t) \sin \theta(t) = x_s(t) \end{cases}$$

此变换的雅克比行列式为:

$$J = \frac{\partial(x_{c_t}, x_{s_t})}{\partial(V_t, \theta_t)} = \begin{vmatrix} \cos \theta_t & -\sin \theta_t \\ -V_t \sin \theta_t & -V_t \cos \theta_t \end{vmatrix} = -V_t \implies |J| = V_t$$

当 $V_c > 0, 0 \le \theta_c \le 2\pi$ 时,有:

$$f(V_{t}, \theta_{t}) = \frac{V_{t}}{2\pi\sigma_{\xi}^{2}} \exp\{-\frac{V_{t}^{2}}{2\sigma_{\xi}^{2}}\}$$

故:

$$f(V_t) = \begin{cases} \frac{V_t}{\sigma_{\xi}^2} \exp\{-\frac{V_t^2}{2\sigma_{\xi}^2}\}, & V_t \ge 0\\ 0, & V_t < 0 \end{cases}$$

即V(t)服从瑞利分布。

$$f(\theta_{t}) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi}, & 0 \le \theta_{t} \le 2\pi \\ 0, &$$
其它

且有:

$$f(V_t, \theta_t) = f(V_t) f(\theta_t)$$

因此,在同一时刻t,包络V(t)与相位 $\theta(t)$ 是独立的随机变量,但它们不是独立的随机过程。

另外有:

$$E\{V(t)\} = \sqrt{\frac{\pi}{2}}\sigma_{\xi}^{2}, \ E\{V^{2}(t)\} = 2\sigma_{\xi}^{2}, \ D\{V(t)\} = \left(2 - \frac{\pi}{2}\right)\sigma_{\xi}^{2}$$

2. 研究包络V(t)与相位 $\theta(t)$ 在任意两个不同时刻 t_1,t_2 的联合分布 此时可以推出:

$$f(V_{t_1}, V_{t_2}, \theta_{t_1}, \theta_{t_2}) \neq f(V_{t_1}, V_{t_2}) f(\theta_{t_1}, \theta_{t_2})$$

由此可知包络过程V(t)与相位过程 $\theta(t)$ 不独立。详细推导课后阅读。

(五) 正弦波和窄带平稳实高斯过程之和

令:

$$\eta(t) = P\sin(\omega_0 t + \theta) + \xi(t)$$

其中: $P,\,\omega_0=2\pi\!f_0$ 为常数, $\xi(t)$ 为窄带平稳实高斯过程, ω_0 为窄带平稳实高斯过程的功率谱密度的中心角频率, $\theta\sim U(0,2\pi)$ 。 θ 与 $\xi(t)$ 相互独立,并且满足:

$$E\{\xi(t)\} = 0, \ D\{\xi(t)\} = \sigma_{\xi}^{2}$$

若heta是一固定的值,则由上式定义的随机过程 $\eta(t)$ 仍然是一高斯过程,且

$$E\{\eta(t)\} = P\sin(\omega_0 t + \theta)$$

它是一关于时间参数t的函数,因此 $\eta(t)$ 不是一平稳过程。

若 $\theta \sim U(0.2\pi)$,则由上式定义的随机过程 $\eta(t)$ 的均值函数为:

$$E\{\eta(t)\} = E\{P\sin(\omega_0 t + \theta) + \xi(t)\} = E\{P\sin(\omega_0 t + \theta) + E\{\xi(t)\} = 0$$

$$R_{\eta}(t_{1}, t_{2}) = \frac{P^{2}}{2} \cos \omega_{0}(t_{1} - t_{2}) + R_{\xi}(t_{1} - t_{2})$$

$$= \frac{P^{2}}{2} \cos \omega_{0} \tau + R_{\xi}(\tau) = R_{\eta}(\tau) \quad \tau = t_{1} - t_{2}$$

由此可知,此时 $\eta(t)$ 是一平稳过程。但是此时 $\eta(t)$ 不是一高斯过程。

随机相位正弦波的特征函数为:

$$\Phi_{s}(u) = \frac{1}{2\pi} \int_{0}^{2\pi} \exp\{juP\sin(\omega_{0}t + \theta)\}d\theta = J_{0}(Pu)$$

其中: J_0 为零级贝塞尔函数。

注:贝塞尔函数的定义:

$$J_n(z) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \cos(n\theta - z\sin\theta) d\theta$$
$$J_0(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{0}^{2\pi} e^{-jx\cos\theta} d\theta$$

$$I_0(x) = J_0(jx) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} e^{x\cos\theta} d\theta$$

称 $J_{\scriptscriptstyle 0}(x)$ 为零级贝塞尔函数, $I_{\scriptscriptstyle 0}(x)$ 为修正的零级贝塞尔函数。

随机相位正弦波的概率密度为:

$$f_s(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\sqrt{P^2 - x^2}}, & |x| < P \\ 0, & |x| \ge P \end{cases}$$

另外,窄带平稳实高斯过程的一维分布密度为:

$$f_{\xi}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{\xi}}} \exp\{-\frac{x^2}{2\sigma_{\xi}^2}\}$$

其特征函数为:

$$\Phi_{\xi}(u) = \exp\{-\frac{1}{2}\sigma_{\xi}^2 u^2\}$$

由此可得 $\eta(t)$ 的一维概率密度为:

$$f_n(x) = f_s(x) * f_{\varepsilon}(x)$$

其特征函数为:

$$\Phi_{\eta}(u) = \Phi_{s}(u) \cdot \Phi_{\xi}(u) = J_{0}(Pu) \exp\{-\frac{1}{2}\sigma_{\xi}^{2}u^{2}\}$$

对上式作 Fourier 逆变换,可得 $\eta(t)$ 的一维概率密度为:

$$f_{\eta}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\xi}} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\left[-x^{2}/(2\sigma_{\xi}^{2})\right]^{k}}{k!} \cdot {}_{1}F_{1}\left(k + \frac{1}{2}; 1; -\frac{P^{2}}{2\sigma_{\xi}^{2}}\right)$$

其中:

$$_{1}F_{1}(a;b;z) = 1 + \frac{az}{b1!} + \frac{a(a+1)z^{2}}{b(b+1)2!} + \frac{a(a+1)(a+2)z^{3}}{b(b+1)(b+2)3!} + \cdots$$

为合流型超几何级数。

注意,在 $\eta(t)$ 的一维概率密度的表达式中, $P^2/(2\sigma_\xi^2)$ 代表随机正弦信号功率与窄带噪声 $\xi(t)$ 的功率之比。 $\eta(t)$ 的一维分布密度显然不是一正态分布,但是当信噪比很弱时, $\eta(t)$ 的一维分布密度应该很接近于正态分布。

下面研究 $\eta(t)$ 的包络,也就是研究信号 $\eta(t)$ 的检波器输出问题。

利用 $\xi(t)$ 是窄带平稳实正态信号,我们有:

$$\eta(t) = P\sin(\omega_0 t + \theta) + \xi(t)$$

$$= P\sin(\omega_0 t + \theta) + x_c(t)\cos 2\pi f_0 t + x_s(t)\sin 2\pi f_0 t$$

$$= (P\sin\theta + x_c(t))\cos 2\pi f_0 t + (P\cos\theta + x_s(t))\sin 2\pi f_0 t$$

$$= z_c(t)\cos 2\pi f_0 t + z_s(t)\sin 2\pi f_0 t$$

其中:

$$\begin{cases} z_c(t) = P\sin\theta + x_c(t) \\ z_s(t) = P\cos\theta + x_s(t) \end{cases}$$

由于 $x_c(t), x_s(t)$ 是独立的正态分布随机变量,均值为零,方差为 σ_ξ^2 ,并且由条件 $x_c(t), x_s(t)$ 和 θ 是独立的,故当 $0 \le \theta \le 2\pi$ 时,有:

$$f(x_c, x_s, \theta) = \frac{1}{2\pi\sigma_{\varepsilon}^2} \exp\{-\frac{x_c^2 + x_s^2}{2\sigma_{\varepsilon}^2}\} \cdot \frac{1}{2\pi}$$

由变换:

$$\begin{cases} z_c = P\sin\theta + x_c \\ z_s = P\cos\theta + x_s \\ \theta = \theta \end{cases}$$

可得 $(z_c(t), z_s(t), \theta)$ 的联合分布密度:

$$f(z_{c}, z_{s}, \theta) = \frac{1}{4\pi^{2}\sigma_{\xi}^{2}} \exp\{-\frac{1}{2\sigma_{\xi}^{2}} [(z_{c} - P\sin\theta)^{2} + (z_{s} - P\cos\theta)^{2}]\}$$

$$= \frac{1}{4\pi^{2}\sigma_{\xi}^{2}} \exp\{-\frac{z_{c}^{2} + z_{s}^{2} + P^{2} - 2P(z_{c}\sin\theta + z_{s}\cos\theta)}{2\sigma_{\xi}^{2}}\} \quad 0 \le \theta \le 2\pi$$

另外,

$$\eta(t) = z_c(t)\cos 2\pi f_0 t + z_s(t)\sin 2\pi f_0 t$$
$$= V(t)\cos(2\pi f_0 t + \varphi(t))$$

其中:

$$\begin{cases} V(t)\cos\varphi(t) = z_c(t) = P\sin\theta + x_c(t) \\ -V(t)\sin\varphi(t) = z_s(t) = P\cos\theta + x_s(t) \\ \theta = \theta \end{cases}$$

由此变换及 $(z_c(t),z_s(t),\theta)$ 的联合分布密度,可得 $(V(t),\varphi(t),\theta)$ 的联合分布

密度:

当
$$V_{t} \geq 0, 0 \leq \varphi_{t} \leq 2\pi, 0 \leq \theta \leq 2\pi$$
时,有:

$$\begin{split} f(V_{t}, \varphi_{t}, \theta) &= \\ &= \frac{V_{t}}{4\pi^{2}\sigma_{\xi}^{2}} \exp\left\{-\frac{V_{t}^{2} + P^{2} - 2P(V_{t}\cos\varphi_{t}\sin\theta - V_{t}\sin\varphi_{t}\cos\theta)}{2\sigma_{\xi}^{2}}\right\} \\ &= \frac{V_{t}}{4\pi^{2}\sigma_{\xi}^{2}} \exp\left\{-\frac{V_{t}^{2} + P^{2} - 2PV_{t}\cos(\theta - \varphi_{t})}{2\sigma_{\xi}^{2}}\right\} \end{split}$$

当其它情况时,有:

$$f(V_{t}, \varphi_{t}, \theta) = 0$$

由此可以求得关于包络V(t)的边缘分布为:

$$\begin{split} f(V_{t}) &= \int_{0}^{2\pi} \int_{0}^{2\pi} f(V_{t}, \varphi_{t}, \theta) d\varphi_{t} d\theta \\ &= \frac{V_{t}}{4\pi^{2} \sigma_{\xi}^{2}} \exp\{-\frac{V_{t}^{2} + P^{2}}{2\sigma_{\xi}^{2}}\} \int_{0}^{2\pi} \int_{0}^{2\pi} \exp\{\frac{PV_{t} \cos(\theta - \varphi_{t})}{\sigma_{\xi}^{2}}\} d\theta d\varphi_{t} \\ &= \frac{V_{t}}{\sigma_{\xi}^{2}} \exp\{-\frac{V_{t}^{2} + P^{2}}{2\sigma_{\xi}^{2}}\} \cdot \frac{1}{4\pi^{2}} \int_{0}^{2\pi} \int_{0}^{2\pi} \exp\{\frac{PV_{t} \cos(\theta - \varphi_{t} - \pi/2)}{\sigma_{\xi}^{2}}\} d\theta d\varphi_{t} \\ &= \frac{V_{t}}{\sigma_{\xi}^{2}} \exp\{-\frac{V_{t}^{2} + P^{2}}{2\sigma_{\xi}^{2}}\} \cdot \frac{1}{4\pi^{2}} \int_{0}^{2\pi} \int_{0}^{2\pi} \exp\{\frac{PV_{t} \cos(\pi/2 + \varphi_{t} - \theta)}{\sigma_{\xi}^{2}}\} d\theta d\varphi_{t} \end{split}$$

令:

$$\pi/2 + \varphi_t - \theta = \alpha$$

有:

$$f(V_{t}) = \frac{V_{t}}{\sigma_{\xi}^{2}} \exp\{-\frac{V_{t}^{2} + P^{2}}{2\sigma_{\xi}^{2}}\} \frac{1}{2\pi} \int_{0}^{2\pi} \frac{1}{2\pi} \int_{\pi/2-\theta}^{2\pi+\pi/2-\theta} \exp\{\frac{PV_{t} \cos \alpha}{\sigma_{\xi}^{2}}\} d\alpha d\theta$$

$$= \begin{cases} \frac{V_{t}}{\sigma_{\xi}^{2}} \exp\{-\frac{V_{t}^{2} + P^{2}}{2\sigma_{\xi}^{2}}\} \cdot I_{0}(\frac{PV_{t}}{\sigma_{\xi}^{2}}) & V_{t} \ge 0\\ 0, & V_{t} < 0 \end{cases}$$

其中:

$$I_0(x) = J_0(jx)$$
 (零级修正贝塞尔函数)

注意,当P=0时,此结果和前面关于 $\xi(t)$ 的包络一维分布是一致的。

令:

$$\begin{cases} v = \frac{V_t}{\sigma_{\xi}} \\ a = \frac{P}{\sigma_{\xi}} \end{cases}$$

则有:

$$f(v) = v \exp\{-\frac{v^2 + a^2}{2}\}I_0(av) \quad v \ge 0$$

其中: $\frac{a^2}{2} = \frac{P^2}{2\sigma_{\xi}^2}$ 为输入(功率)信噪比; $v = \frac{V_t}{\sigma_{\xi}}$ 为包络与噪声均方根值之比。

注意以下的结果。当 $PV_{\iota}>>\sigma_{\varepsilon}^{2}$ 时,包络的一维分布密度可以近似地表示为:

$$f(V_{t}) = \frac{1}{\sigma_{\xi}} \left(\frac{V_{t}}{2\pi P} \right)^{\frac{1}{2}} \exp\left\{ -\frac{(V_{t} - P)^{2}}{2\sigma_{\xi}^{2}} \right\}$$

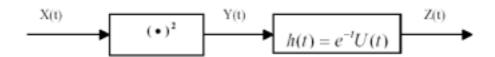
由此可知,当 V_{ι} 接近于P,且 $P>>\sigma_{\xi}$ 时,包络的一维分布密度近似于正态分布密度。

(六)例子

例 1. 设随机过程 $\{X(t); -\infty < t < +\infty\}$ 是均值为零、自相关函数为 $R_X(\tau)$ 的实平稳正态过程,令随机过程 $Y(t) = X^2(t)$,试证明Y(t)是平稳过程且其自相关函数为 $R_Y(\tau) = 2R_X^2(\tau) + R_X^2(0)$ 。若下图所示系统的输入X(t)是一实平稳正态随机信号,其输出信号Z(t)的功率谱密度函数为:

$$S_{z}(\omega) = \frac{\pi \delta(\omega)}{1 + \omega^{2}} + \frac{2\beta}{(\beta^{2} + \omega^{2})(1 + \omega^{2})} \qquad (\beta > 0)$$

试求随机信号 X(t)、 Y(t) 的自相关函数 $R_{X}(\tau)$ 和 $R_{Y}(\tau)$ 。



解:由于X(t)是均值为零的实正态平稳过程,因此有:

$$E\{Y(t)\} = E\{X^{2}(t)\} = R_{X}(0) = 常数$$

$$R_{Y}(\tau) = E\{Y(t)Y(t-\tau)\} = E\{X^{2}(t)X^{2}(t-\tau)\}$$

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

$$= 2R_{Y}^{2}(\tau) + R_{Y}^{2}(0)$$

因此 $Y(t) = X^{2}(t)$ 是平稳过程。

由题意可知:

$$H(\omega) = \int_0^{+\infty} e^{-t} e^{-j\omega t} dt = \frac{1}{1+j\omega} \implies |H(\omega)|^2 = \frac{1}{1+\omega^2}$$

由:

$$S_z(\omega) = |H(\omega)|^2 S_y(\omega)$$

可得:

$$S_{Y}(\omega) = \pi \delta(\omega) + \frac{2\beta}{(\beta^2 + \omega^2)}$$

因此有:

$$R_{Y}(\tau) = \frac{1}{2} + e^{-\beta|\tau|}$$

根据式子:

$$R_{Y}(\tau) = 2R_{X}^{2}(\tau) + R_{X}^{2}(0)$$

我们有:

$$\frac{3}{2} = R_{Y}(0) = 3R_{X}^{2}(0) \implies R_{X}^{2}(0) = \frac{1}{2}$$

因此有:

$$R_{X}(\tau) = \sqrt{\frac{R_{Y}(\tau) - R_{X}^{2}(0)}{2}} = \frac{\sqrt{2}}{2}e^{-\frac{\beta|\tau|}{2}}$$

例 2.设有随机过程 $\xi(t)=Xt^2+2Yt-1,0< t<\infty$, X 与 Y 是相互独立的正态随机变量 ,期望均为 0 ,方差分别是 σ_x^2 和 σ_y^2 。问过程 $\{\xi(t)\}$ 是否正态过程?是否平稳过程?均需说明理由。

解:任取 $0 < t_1 < t_2 < \cdots < t_n$,则有:

$$\begin{pmatrix} \xi(t_1) \\ \xi(t_2) \\ \vdots \\ \xi(t_n) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Xt_1^2 + 2Yt_1 - 1 \\ Xt_2^2 + 2Yt_2 - 1 \\ \vdots \\ Xt_n^2 + 2Yt_n - 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} t_1^2 & 2t_1 \\ t_2^2 & 2t_2 \\ \vdots & \vdots \\ t_n^2 & 2t_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}$$

由于 X 与 Y 独立,且都服从正态分布,因此可得 $(X,Y)^{\mathrm{T}}$ 服从正态分布,根据随机向量线性变换的性质,由上式可知随机向量 $(\xi(t_1),\xi(t_2),\cdots,\xi(t_n))^{\mathrm{T}}$ 服从正态(高斯)分布,所以随机过程 $\xi(t)=X$ t^2+Yt+1 , $0< t<\infty$ 是正态(高斯)过程。

由于

$$\begin{split} & m_{\xi}(t) = E\{Xt^2 + 2Yt - 1\} = -1 \\ & R_{\xi}(s,t) = E\{\xi(s)\xi(t)\} = E\{[Xs^2 + 2Ys - 1][Xt^2 + 2Yt - 1]\} = \\ & = E\{X^2s^2t^2 + 2XYs^2t - Xs^2 + 2XYt^2s + 4Y^2st - 2Ys - Xt^2 - 2Yt + 1\} \\ & = \sigma_{y}^2s^2t^2 + 4\sigma_{y}^2st + 1 \end{split}$$

由此可知,此随机过程不是平稳的。

例 3. 设有随机过程 $\xi(t)=X\,t^2+Yt+1,\,0< t<\infty$, 其中 X 与 Y 是相互独立的正态随机变量,期望均为 $\mathbf{0}$, 方差分别为 σ_X^2 和 σ_Y^2 。证明过程 $\{\xi(t)\}$ 为均方可积的正态过程,并求过程 $\{\eta(t)=\int_0^t \xi(s)ds,\,t>0\}$ 的相关函数。

解:正态过程的证明如上例。

由计算可得:

$$\begin{split} E\{\xi(t)\} &= E\{Xt^2 + Yt + 1\} = t^2 E\{X\} + t E\{Y\} + 1 = 1 \\ R_{\xi}(t_1, t_2) &= E\{\xi(t_1)\xi(t_2)\} = E\{[t_1^2 X + t_1 Y + 1][t_2^2 X + t_2 Y + 1]\} \\ &= t_1^2 t_2^2 E\{X^2\} + (t_1^2 t_2 + t_1 t_2^2) E\{XY\} + t_1 t_2 E\{Y^2\} + \\ &\quad + (t_1^2 + t_2^2) E\{X\} + (t_1 + t_2) E\{Y\} + 1 \\ &= t_1^2 t_2^2 E\{X^2\} + t_1 t_2 E\{Y^2\} + 1 = t_1^2 t_2^2 \sigma_X^2 + t_1 t_2 \sigma_Y^2 + 1 \end{split}$$

由于 $R_{\xi}(t_{\scriptscriptstyle 1},t_{\scriptscriptstyle 2})$ 连续,因此过程 $\{\xi(t)\}$ 为均方可积。

过程{ $\eta(t) = \int_0^t \xi(s) ds$, t > 0 }的相关函数为:

$$R_{\eta}(t_{1}, t_{2}) = E\{\eta(t_{1})\eta(t_{2})\} = E\{\int_{0}^{t_{1}} \xi(u)du \int_{0}^{t_{2}} \xi(v)dv\}$$

$$= \int_{0}^{t_{1}} \int_{0}^{t_{2}} E\{\xi(u)\xi(v)\}dudv = \int_{0}^{t_{1}} \int_{0}^{t_{2}} R_{\xi}(u, v)dudv$$

$$= \int_{0}^{t_{1}} \int_{0}^{t_{2}} (u^{2}v^{2}\sigma_{x}^{2} + uv\sigma_{y}^{2} + 1)dudv$$

(七)维纳过程(布朗运动)

1. 维纳过程的定义

设质点每经过 Δt 时间,随机地以概率 p=1/2 向右移动 $\Delta x>0$ 距离,以概率 q=1/2 向左移动 $\Delta x>0$ 距离,且每次移动是相互独立的。记:

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{i次质点向右移动} \\ -1, & \text{i次质点向左移动} \end{cases}$$

若X(t)表示在t时刻质点所处的位置,则有:

$$X(t) = \Delta x(X_1 + X_2 + \dots + X_{\frac{t}{\Lambda t}})$$

显然有:

$$E\{X_i\} = 0, D\{X_i\} = E\{X_i^2\} = 1$$

故有:

$$E{X(t)} = 0, D{X(t)} = (\Delta x)^2 \left[\frac{t}{\Delta t}\right]$$

假设 $\Delta x = c\sqrt{\Delta t}$, 其中c > 0 为常数 , 它由物理意义确定。

令 $\Delta t \rightarrow 0$,即研究连续的游动,则有:

$$E\{X(t)\} = 0$$

$$\lim_{\Delta t \to 0} D\{X(t)\} = \lim_{\Delta t \to 0} (\Delta x)^2 \left[\frac{t}{\Delta t} \right] = \lim_{\Delta t \to 0} c^2 \Delta t \left[\frac{t}{\Delta t} \right] = c^2 t$$

另一方面,任取两个时刻 $0 < t_1 < t_2$,令:

$$n_1 = \left[\frac{t_1}{\Delta t}\right], \quad n_2 = \left[\frac{t_2}{\Delta t}\right]$$

则有:

$$X(t_1) = \Delta x(X_1 + X_2 + \dots + X_{n_1})$$

$$X(t_2) = \Delta x(X_1 + X_2 + \dots + X_{n_2})$$

$$X(t_2) - X(t_1) = \Delta x(X_{n+1} + \dots + X_{n_2})$$

由于 $(X_1+X_2+\cdots+X_{n_1})$ 与 $(X_{n_1+1}+\cdots+X_{n_2})$ 是相互独立的,因此 $X(t_1)$ 与 $X(t_2)-X(t_1)$ 相互独立。即随机过程X(t)是一独立增量过程。由此X(t)可以看作由许多微小的相互独立的随机变量 $X(t_i)-X(t_{i-1})$ 组成之和。由中心极限定理,当 $\Delta t \to 0$ 时,我们有:

$$\lim_{\Delta t \to 0} P \left\{ \frac{\sum_{i=0}^{\left[\frac{t}{\Delta t}\right]} \Delta x X_i - 0}{\sqrt{c^2 t}} \le x \right\} = \Phi(x)$$

即有:

$$\lim_{\Delta t \to 0} P\left\{ \frac{X(t)}{\sqrt{c^2 t}} \le x \right\} = \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} \exp\{-\frac{u^2}{2}\} du$$

故当 $\Delta t \rightarrow 0$ 时, X(t)趋向于正态分布,即

$$\Delta t \rightarrow 0$$
时, $X(t) \sim N(0, c^2 t)$

由此,我们引入维纳过程(Wienner Process)的定义:

定义:若一随机过程 $\{W(t); t \geq 0\}$ 满足:

- (1) W(t) 是独立增量过程;
- (2) $\forall s,t>0, W(s+t)-W(s) \sim N(0,c^2t)$;
- (3) W(t) 是关于t 的连续函数;

则称 $\{W(t); t \ge 0\}$ 是布朗运动或维纳过程(Wienner Process)。

若 c=1,W(0)=0 时,称此时的维纳过程为标准的维纳过程,记为 $\{W_0(t);t\geq 0\}$ 。标准维纳过程的一维概率密度为:

$$f_{t}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\{-\frac{x^2}{2t}\}$$

且有: $W_0(t_i) - W_0(t_{i-1}) \sim N(0, t_i - t_{i-1})$ 。

注 1:维纳过程是正态过程(这一结论并不是显然的):一般地,由维纳过程的定义可知,任取 $t_1 < t_2 < \cdots < t_n$,则 $W(t_1)$, $W(t_2) - W(t_1)$, \cdots , $W(t_n) - W(t_{n-1})$ 相互独立,且都服从正态分布,由于:

$$\begin{pmatrix} W(t_1) \\ W(t_2) \\ \vdots \\ W(t_n) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 1 & 1 & \cdots & 0 \\ & & \ddots & 0 \\ 1 & 1 & \cdots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} W(t_1) \\ W(t_2) - W(t_1) \\ \vdots \\ W(t_n) - W(t_{n-1}) \end{pmatrix}$$

因此 $W(t_1), W(t_2), \dots, W(t_n)$ 也服从正态分布,即维纳过程也是正态过程。

注 2:维纳过程与 Poission 过程的比较。

定理:设 $\{W_0(t); t \geq 0\}$ 为标准维纳过程,令 $x_0=0, t_0=0$,则对任意 $0 < t_1 < t_2 < \cdots < t_n$, $(W_0(t_1), W_0(t_2), \cdots, W_0(t_n))$ 的联合分布密度为:

$$g(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n p(x_i - x_{i-1}; t_i - t_{i-1})$$

其中:

$$p(x;t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\{-\frac{x^2}{2t}\}$$

证明:令: $Y_1 = W_0(t_1), Y_i = W_0(t_i) - W_0(t_{i-1}), i = 2,3,\dots,n$,则有:

$$W_0(t_i) = \sum_{k=1}^{i} Y_k$$
 (*)

由维纳过程的增量独立性知, Y_1,Y_2,\cdots,Y_n 是相互独立的,且 $Y_i\sim N(0,t_i-t_{i-1})$,则 (Y_1,Y_2,\cdots,Y_n) 的联合分布密度为:

$$f(y_1, y_2, \dots, y_n) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi(t_i - t_{i-1})}} \exp\{-\frac{y_i^2}{2(t_i - t_{i-1})}\}$$

由变换式子(*),可得 $(W_0(t_1),W_0(t_2),\cdots,W_0(t_n))$ 的联合密度函数为:

$$g(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) = f(y_1, y_2, \dots, y_n) |J|$$

其中:

$$J = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 1 \end{pmatrix} , \quad |J| = 1$$

故

$$g(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi(t_i - t_{i-1})}} \exp\{-\frac{(x_i - x_{i-1})^2}{2(t_i - t_{i-1})}\}$$
$$= \prod_{i=1}^n p(x_i - x_{i-1}; t_i - t_{i-1})$$

注意:由于标准维纳过程是独立增量过程,因此具有马氏性。即标准维纳过程是马氏过程。

2. 维纳过程的性质

下面主要研究标准维纳过程的基本性质。设 $\{W_{0}(t);t\geq0\}$ 为标准维纳过程,则有:

$$\begin{split} E\{W_0(t)\} &= 0 \\ E\{W_0(t_1)W_0(t_2)\} &= E\{W_0(t_1)[W_0(t_2) - W_0(t_1) + W_0(t_1)]\} \\ &= E\{W_0^2(t_1)\} = t_1 \quad t_1 \le t_2 \end{split}$$

同理可得:

$$E\{W_0(t_1)W_0(t_2)\} = E\{W_0^2(t_2)\} = t_2 \quad t_1 \ge t_2$$

因此有:

$$R_{W_0}(t_1, t_2) = E\{W_0(t_1)W_0(t_2)\} = \min(t_1, t_2)$$

故维纳过程不是平稳过程。

由于当 $t_1 = t_2$ 时,标准维纳过程的相关函数 $R_{W_2}(t_1, t_2)$ 是一连续函数,因此

标准维纳过程是均方连续的随机过程。

由于:

$$\frac{\partial}{\partial t_2} R_{W_0}(t_1, t_2) = u(t_1 - t_2) = \begin{cases} 1, & t_1 > t_2 \\ 0, & t_1 < t_2 \end{cases}$$

$$\frac{\partial^2}{\partial t_1 \partial t_2} R_{W_0}(t_1, t_2) = \frac{\partial}{\partial t_1} u(t_1 - t_2) = \delta(t_1 - t_2)$$

因此若记标准维纳过程的均方导数为 $W_0^{\ \prime}(t)$,则有:

$$E\{W_0'(t_1)W_0'(t_2)\} = \frac{\partial}{\partial t_1}u(t_1 - t_2) = \delta(t_1 - t_2) = \delta(\tau) \quad \tau = t_1 - t_2$$

由此可知 $W_0(t)$ 是一正态分布的白噪声。这提供了产生正态白噪声的一种方法。

记: $W(t) = \mu t + \sigma W_0(t)$,其中 μ, σ 为常数,则有:

$$E\{W(t)\} = \mu t$$

$$D\{W(t)\} = E\{[W(t) - \mu t]^2\} = \sigma^2 E\{W_0^2(t)\} = \sigma^2 t$$

我们称 μ 为偏离系数 , σ^2 为过程W(t) 的强度。W(t) 的一维分布密度为:

$$f_{W}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}\sigma} \exp\{-\frac{(x-\mu t)^{2}}{2\sigma^{2}t}\}$$

W(t) 为非平稳过程。

例:设 $\{B_t;t\geq 0\}$ 是初值为零标准布朗运动过程,试求它的概率转移密度函数 $p(s,t,x,y) = f_{B_t|B_s}(y|x)$ 。

解:由标准维纳过程的定理:设 $\{W_0(t); t \geq 0\}$ 为标准维纳过程,则对任意 $0 < t_1 < t_2 < \cdots < t_n$, $(W_0(t_1), W_0(t_2), \cdots, W_0(t_n))$ 的联合分布密度为:

$$g(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n p(x_i - x_{i-1}; t_i - t_{i-1})$$

其中:

$$p(x;t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} \exp\{-\frac{x^2}{2t}\}$$

可知:当s < t时, (B_s, B_t) 的联合分布密度为:

$$f_{B_s B_t}(x, y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi s}} \exp\left\{-\frac{x^2}{2s}\right\} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi (t-s)}} \exp\left\{-\frac{(y-x)^2}{2(t-s)}\right\}$$

B_s的分布密度为:

$$f_{B_s}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi s}} \exp\left\{-\frac{x^2}{2s}\right\}$$

因此

$$p(s,t,x,y) \triangleq f_{B_t|B_s}(y|x) = \frac{f_{B_sB_t}(x,y)}{f_{B_s}(x)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi(t-s)}} \exp\left\{-\frac{(y-x)^2}{2(t-s)}\right\}$$

例:求随机过程 $X(t)=W^2(t),\,t>0$,(其中W(t) 是偏离系数为零,强度为 σ^2 的 Wi enner 过程)的均值函数和相关函数,从而判定其均方连续性和均方可 微性。

例:设W(t) 是偏离系数为零,强度为 σ^2 的 Wienner 过程,求随机过程 $X(t)=\int_0^t sW(s)ds \ \ {\bf n} \ X(t)=tW\bigg(\frac{1}{t}\bigg) \ \$ 的均值函数和相关函数。

3.维纳过程的应用

设 $\xi(t)$ 是一正态分布的白噪声,研究其均方积分 $\{\eta(t)=\int_0^t \xi(u)du; t\geq 0\}$ 的统计特性。

假设:

$$E\{\xi(t)\}=0, R_{\xi}(\tau)=\sigma^2\delta(\tau)$$

由于均方积分是一线性变换,由 $\xi(t)$ 是一正态过程,可知 $\int_0^t \xi(u)du$ 仍然为一正态过程。且有:

(1)
$$E\{\eta(t)\} = E\{\int_0^t \xi(u)du\} = 0$$

(2)
$$E\{\eta(0)\} = E\{\int_{0}^{0} \xi(u) du\} = 0$$

(3) 当 $0 \le t_1 < t_2$ 时,有:

$$R_{\eta}(t_{1}, t_{2}) = E\{\int_{0}^{t_{1}} \xi(u) du \int_{0}^{t_{2}} \xi(v) dv\} = E\{\int_{0}^{t_{1}} \int_{0}^{t_{2}} \xi(u) \xi(v) du dv\}$$
$$= \int_{0}^{t_{1}} \int_{0}^{t_{2}} \sigma^{2} \delta(u - v) dv du = \int_{0}^{t_{1}} \sigma^{2} du = \sigma^{2} t_{1}$$

当 $0 \le t_2 < t_1$ 时,有:

$$R_{\eta}(t_1, t_2) = E\{\int_0^{t_1} \xi(u) du \int_0^{t_2} \xi(v) dv\} = E\{\int_0^{t_1} \int_0^{t_2} \xi(u) \xi(v) du dv\}$$
$$= \int_0^{t_2} \int_0^{t_1} \sigma^2 \delta(u - v) du dv = \int_0^{t_2} \sigma^2 dv = \sigma^2 t_2$$

由此有:

$$R_n(t_1,t_2) = \sigma^2 \min(t_1,t_2)$$

因此 $\eta(t)$ 是一维纳过程。若 $\sigma^2=1$,则 $\eta(t)$ 是一标准维纳过程,即 $\eta(t)=W_0(t)$ 。

由上面讨论的维纳过程的性质可知,当 $\sigma^2=1$ 时,有:

$$rac{d}{dt}W_0(t)=W_0^{'}(t)$$
 ($W_0^{'}(t)$ 为正态白噪声)
$$\int_0^t W_0^{'}(u)du=W_0(t)$$

(八)维纳积分

1. 维纳积分的定义

定义:给定 $\{W_0(t);t\geq 0\}$ 是一标准维纳过程, $b(t)(t\geq 0)$ 为一确定性函数,且满足:

$$\int_0^t |b(u)|^2 du < \infty \quad \forall t \ge 0$$

给定 t>0 ,对区间 [0,t] 作一任意划分 $0=t_0< t_1< t_2< \cdots < t_{n-1}< t_n=t$,作和为:

$$S_n = \sum_{k=0}^{n-1} b(t_k) [W_0(t_{k+1}) - W_0(t_k)]$$

称 S_{ij} 的均方极限为维纳积分,记为:

$$U(t) = \int_0^t b(u) dW_0(u)$$

即:

$$\lim_{\lambda \to 0} E\{ \left| S_n - \int_0^t b(u) dW_0(u) \right|^2 \}$$

$$= \lim_{\lambda \to 0} E\{ \left| \sum_{k=0}^{n-1} b(t_k) [W_0(t_{k+1}) - W_0(t_k)] - \int_0^t b(u) dW_0(u) \right|^2 \} = 0$$

其中: $\lambda = \max_{1 \le k \le n} (t_k - t_{k-1})$ 。

注:可以证明 S_n 的均方极限一定存在。并且有以下的结果:

$$E\{U(t)\} = E\{\int_0^t b(u)dW_0(u)\} = 0$$

$$R_U(t_1, t_2) = E\{\int_0^{t_1} b(u)dW_0(u)\int_0^{t_2} b(v)dW_0(v)\}$$

$$= \int_0^{\min(t_1, t_2)} b^2(u)du$$

注意以上定义中 S_n 的求和方式。

例:试研究维纳积分:

$$U(t) = \int_0^t \sin \omega \, u dW_0(u)$$

的均值 , 相关函数。令 $\Delta U=U(t_2)-U(t_1)$ $(t_2>t_1)$, 试研究 ΔU 的均值和相关函数。

解:由于: $\int_0^t \sin^2 \omega u du < \infty$,故维纳积分是存在的。因此: $E\{U(t)\}=0$,

$$R_{U}(t_{1}, t_{2}) = \int_{0}^{\min(t_{1}, t_{2})} \sin^{2}(\omega u) du = \int_{0}^{\min(t_{1}, t_{2})} \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{2}\cos(2\omega u)\right) du$$
$$= \frac{1}{2}\min(t_{1}, t_{2}) - \frac{1}{4\omega}\sin\{2\omega[\min(t_{1}, t_{2})]\} \quad (t_{1} \ge 0, t_{2} \ge 0)$$

由于维纳过程是一正态过程,因此维纳积分U(t)仍然为一正态过程,所以

ΔU 是正态分布的随机变量。由此我们有:

$$\begin{split} E\{\Delta U\} &= 0 \\ \sigma_{\Delta U}^2 &= E\{[U(t_2) - U(t_1)]^2\} \\ &= R_U(t_2, t_2) - 2R_U(t_2, t_1) + R_U(t_1, t_1) \\ &= \frac{t_2}{2} - \frac{\sin 2\omega t_2}{4\omega} - t_1 + \frac{\sin 2\omega t_1}{2\omega} + \frac{t_1}{2} - \frac{\sin 2\omega t_1}{4\omega} \\ &= \frac{1}{2}(t_2 - t_1) - \frac{1}{2\omega}\cos \omega(t_1 + t_2)\sin \omega(t_2 - t_1) \end{split}$$

2. 维纳积分的性质

(1) 关于确定性函数的线性性:

设 a_1,a_2 为常数, $b_1(u),b_2(u)$ 为确定性函数,且满足:

$$\int_0^t b_1^2(u) du < \infty, \quad \int_0^t b_2^2(u) du < \infty, \quad \forall t \ge 0$$

则有:

$$\int_{0}^{t} [a_{1}b_{1}(u) + a_{2}b_{2}(u)]dW_{0}(u) = a_{1}\int_{0}^{t} b_{1}(u)dW_{0}(u) + a_{2}\int_{0}^{t} b_{2}(u)dW_{0}(u)$$

(2) 可加性

$$\int_{0}^{t_{1}} b(u)dW_{0}(u) + \int_{t_{1}}^{t_{2}} b(u)dW_{0}(u) = \int_{0}^{t_{2}} b(u)dW_{0}(u), 0 \le t_{1} < t_{2}$$

注意:当 $t\geq 0, b(u)>0$ 时,并不一定有 $U(t)=\int_0^t b(u)dW_0(u)>0$,例如: 取b(u)=1时,有 $U(t)=\int_0^t 1dW_0(u)=W_0(t)$,而 $W_0(t)$ 是一正态分布的随机变量,它可能取负值。

3. 维纳积分的统计特性

维纳积分 $\{U(t); t \geq 0\}$ 是一随机过程,它具有以下基本性质:

(1)
$$U(0) = 0$$
;

- (2) $E\{U(t)\}=0$
- (3) $\{U(t); t \ge 0\}$ 是一正态过程;
- (4) $\{U(t); t \geq 0\}$ 是一独立增量过程,因此是一马氏过程;
- (5) U(t) 的方差为 $\sigma_U^2(t) = \int_0^t b^2(u) du$;
- (6) U(t) 的方差的导数为: $\frac{d\sigma_{\scriptscriptstyle U}^2}{dt}$ = $b^2(t)$ $(t \ge 0)$,它是一时间t 的函数。

注意到维纳过程方差的导数是一常数,因此我们称U(t) 为非齐次维纳过程, b(t) 为U(t) 的强度函数。

由于 $rac{d}{dt}W_{_0}(t)=W_{_0}^{'}(t)$, $W_{_0}^{'}(t)$ 为正态白噪声,因此,考虑一个线性系统,

其冲激响应为 $h(t,\tau)$,冲激响应满足平方可积。以正态白噪声输入此系统,则输出为:

$$\eta(t) = \int_0^t h(t,\tau) W_0'(\tau) d\tau = \int_0^t h(t,\tau) dW_0(\tau)$$

因此,输出是一维纳积分,它是一非齐次的维纳过程,并且有:

$$E\{\eta(t)\} = 0$$

$$R_{\eta}(t_{1}, t_{2}) = E\left\{\int_{0}^{t_{1}} h(t_{1}, u)W_{0}^{\prime}(u)du\int_{0}^{t_{2}} h(t_{2}, v)W_{0}^{\prime}(v)dv\right\}$$

$$= \int_{0}^{t_{1}} \int_{0}^{t_{2}} h(t_{1}, u)h(t_{2}, v)E\{W_{0}^{\prime}(u)W_{0}^{\prime}(t_{2})\}dudv$$

$$= \int_{0}^{t_{1}} \int_{0}^{t_{2}} h(t_{1}, u)h(t_{2}, v)\delta(u - v)dudv$$

$$= \int_{0}^{\min(t_{1}, t_{2})} h(t_{1}, u)h(t_{2}, u)du$$

4. 广义维纳积分

设有两个独立的标准维纳过程 $\{W_{_{01}}(t);t\geq 0\}$ 和 $\{W_{_{02}}(t);t\geq 0\}$,定义:

$$W_{0}(t) = \begin{cases} W_{01}(t); & t \ge 0 \\ W_{02}(-t); & t < 0 \end{cases}$$

并假定

$$\int_{-\infty}^{t} \left| h(t,u) \right|^{2} du < \infty$$

记

$$\xi(t) = \int_{-\infty}^{t} h(t, u) dW_0(u) = \lim_{t_1 \to -\infty} \int_{t_1}^{t} h(t, u) dW_0(u) \quad (-\infty < t < \infty)$$

则称 $\xi(t)$ 为广义维纳积分。

广义维纳积分具有以下的基本性质:

(1)
$$E\{\xi(t)\}=0$$

(2)
$$R_{\xi}(t_1, t_2) = \int_{-\infty}^{\min(t_1, t_2)} h(t_1, u) h(t_2, u) du \quad (-\infty < t_1, t_2 < \infty)$$

例:设:

$$h(t,u) = \begin{cases} \beta \exp\{-\alpha(t-u)\}, & -\infty < u < t < \infty \\ 0, & -\infty < t < u < \infty \end{cases} \quad \alpha, \beta > 0$$

试研究广义维纳积分的统计性质。

解:由广义维纳积分的性质有 $E\{\xi(t)\}=0$ 。其中:

$$\xi(t) = \beta \int_{-\infty}^{t} \exp\{-\alpha(t-u)\} dW_{0}(u)$$

$$R_{\xi}(t_{1}, t_{2}) = \beta^{2} \int_{-\infty}^{\min(t_{1}, t_{2})} \exp\{-\alpha(t_{1} - u)\} \exp\{-\alpha(t_{2} - u)\} du$$

当 $t_2 > t_1$ 时,有:

$$R_{\xi}(t_1, t_2) = \beta^2 \int_{-\infty}^{t_1} \exp\{-\alpha(t_1 + t_2)\} \exp\{2\alpha u\} du = \frac{\beta^2}{2\alpha} \exp\{-\alpha(t_2 - t_1)\}$$

当 $t_2 < t_1$ 时,有:

$$R_{\xi}(t_1, t_2) = \beta^2 \int_{-\infty}^{t_2} \exp\{-\alpha(t_1 + t_2)\} \exp\{2\alpha u\} du = \frac{\beta^2}{2\alpha} \exp\{-\alpha(t_1 - t_2)\}$$

故:

$$R_{\xi}(t_1, t_2) = \frac{\beta^2}{2\alpha} \exp\{-\alpha |t_1 - t_2|\} = \frac{\beta^2}{2\alpha} \exp\{-\alpha |\tau|\}, \quad \tau = t_1 - t_2$$

因此 $\xi(t)$ 是一平稳过程。由于:

$$\xi(t) = \beta \int_{-\infty}^{t} \exp\{-\alpha(t-u)\} dW_0(u) = \beta \int_{-\infty}^{t} \exp\{-\alpha(t-u)\} W_0'(u) du$$

而 $W_0'(t)$ 为正态白噪声,因此 $\xi(t)$ 是一正态过程,而且是一马氏过程,参数为 $\beta^2/(2\alpha),\alpha$ 。

注意:例中给出的过程 $\xi(t)$ 称为奥斯坦 - 乌伦贝克(Ornstein-Uhlenbeck)过程,它是一正态马氏过程。

(九)伊藤(Ito)随机积分

1. 伊藤 (Ito) 随机积分的定义

考察以下随机微分方程:

$$\begin{cases} \frac{dX(t)}{dt} = f(t, X(t)) + g(t, X(t)) \frac{dW(t)}{dt} \\ X(t_0) = X_0 \end{cases}$$

其中:W(t) 为维纳过程。此随机方程我们称为伊藤(Ito)随机微分方程。此方程形式上的解可以写成:

$$X(t) = X_0 + \int_{t_0}^{t} f(t, X(t))dt + \int_{t_0}^{t} g(t, X(t))dW(t)$$

此积分称为伊藤 (Ito) 随机积分方程。

要研究此方程的解,我们需要引入伊藤(Ito)随机积分的定义。

定义:设X(t)为一二阶矩过程,W(t)为维纳过程,对区间[a,b] $(b>a\geq 0)$

进行划分: $a = t_0 < t_1 < t_2 < \dots < t_{n-1} < t_n = b$,记 $\lambda = \max_{1 \le k \le n} \{t_k - t_{k-1}\}$,作和式:

$$\eta_n = \sum_{k=1}^n X(t_{k-1})[W(t_k) - W(t_{k-1})]$$

若以上和式 η_n 当 $\lambda \to 0$, $n \to \infty$ 时均方收敛,则其均方极限称为X(t) 关于维纳过程W(t)的伊藤(Ito)随机积分。记为:

$$\lim_{\lambda \to 0} \eta_n = \int_a^b X(t) dW(t)$$

注意:和式中求和取点的方式。

定理:设X(t) 为均方连续的二阶矩过程,并且对任意的 $s_1', s_2' \leq t_{k-1} < t_k$ 及 $s_1 < s_2 \leq t_{k-1} < t_k$,随机向量 $(X(s_1'), X(s_2'), W(s_2) - W(s_1))$ 与 $W(t_k) - W(t_{k-1})$ 相互独立,则X(t) 关于维纳过程W(t) 的伊藤(Ito)随机积分存在且唯一。

若W(t) 为标准维纳过程时,则有:

$$E\left\{\left(\int_{a}^{b} X(t)dW_{0}(t)\right)^{2}\right\} = \int_{a}^{b} E\left\{X^{2}(t)\right\}dt$$

例:研究伊藤 (Ito) 随机积分 $\int_a^b W_0(t) dW_0(t)$ 。

解:标准维纳过程 $W_0(t)$ 满足以上定理的要求,因此伊藤(Ito)积分 $\int_a^b W_0(t)dW_0(t)$ 存在且唯一。对区间[a,b]进行划分:

$$a = t_0 < t_1 < t_2 < \dots < t_{n-1} < t_n = b$$
 , $\lambda = \max_{k \in k} \{t_k - t_{k-1}\}$,

作和式如下:

$$\begin{split} &\sum_{k=1}^{n} W_{0}(t_{k-1})[W_{0}(t_{k}) - W_{0}(t_{k-1})] = \\ &= -\sum_{k=1}^{n} W_{0}(t_{k-1})[W_{0}(t_{k-1}) - W_{0}(t_{k})] \\ &= -\{W_{0}^{2}(t_{0}) - W_{0}(t_{0})W_{0}(t_{1}) + W_{0}^{2}(t_{1}) - W_{0}(t_{1})W_{0}(t_{2}) + \\ &\quad + \dots + W_{0}^{2}(t_{n-1}) - W_{0}(t_{n-1})W_{0}(t_{n})\} \\ &= -\left\{\frac{1}{2}W_{0}^{2}(t_{0}) + \frac{1}{2}[W_{0}(t_{0}) - W_{0}(t_{1})]^{2} + \frac{1}{2}[W_{0}(t_{1}) - W_{0}(t_{2})]^{2} + \\ &\quad + \dots + \frac{1}{2}[W_{0}(t_{n-1}) - W_{0}(t_{n})]^{2} - \frac{1}{2}W_{0}^{2}(t_{n})\right\} \\ &= \frac{1}{2}[W_{0}^{2}(b) - W_{0}^{2}(a)] - \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{n}[W_{0}(t_{k}) - W_{0}(t_{k-1})]^{2} \end{split}$$

令:

$$\Delta W_{0k} = W_0(t_k) - W_0(t_{k-1}), \quad \Delta t_k = t_k - t_{k-1}$$

则由:

$$\begin{split} &E\left\{\left[\sum_{k=1}^{n}(\Delta W_{0k})^{2}-(b-a)\right]^{2}\right\}=E\left\{\sum_{k=1}^{n}[(\Delta W_{0k})^{2}-\Delta t_{k}]\right\}^{2}\\ &=E\left\{\sum_{k=1}^{n}[\Delta W_{0k}^{2}-\Delta t_{k}]^{2}+2\sum_{k,i=1;k\neq i}^{n}[\Delta W_{0k}^{2}-\Delta t_{k}][\Delta W_{0i}^{2}-\Delta t_{i}]\right\}\\ &=\sum_{k=1}^{n}E[\Delta W_{0k}^{2}-\Delta t_{k}]^{2}+2\sum_{k,i=1;k\neq i}^{n}E\left\{\left[\Delta W_{0k}^{2}-\Delta t_{k}\right][\Delta W_{0i}^{2}-\Delta t_{i}]\right\}\\ &=\sum_{k=1}^{n}E[\Delta W_{0k}^{2}-\Delta t_{k}]^{2}+2\sum_{k,i=1;k\neq i}^{n}E\left\{\Delta W_{0k}^{2}-\Delta t_{k}\right\}E\left\{\Delta W_{0i}^{2}-\Delta t_{i}\right\}\\ &=\sum_{k=1}^{n}E[\Delta W_{0k}^{2}-\Delta t_{k}]^{2}\\ &=\sum_{k=1}^{n}E[\Delta W_{0k}^{2}-\Delta t_{k}]^{2}\\ &=\sum_{k=1}^{n}E\left\{\Delta W_{0k}^{4}-2[\Delta W_{0k}^{2}](\Delta t_{k})+(\Delta t_{k})^{2}\right\}\\ &=\sum_{k=1}^{n}\left\{3(\Delta t_{k})^{2}-2(\Delta t_{k})(\Delta t_{k})+(\Delta t_{k})^{2}\right\}=2\sum_{k=1}^{n}(\Delta t_{k})^{2}\leq2\lambda\sum_{k=1}^{n}\Delta t_{k}\\ &=2\lambda(b-a)\rightarrow0\quad(\lambda\rightarrow0) \end{split}$$

可知:

$$\lim_{k \to 0} \sum_{k=1}^{n} [W_0(t_k) - W_0(t_{k-1})]^2 = b - a$$

由上面推导的和式,我们有:

$$\int_{a}^{b} W_{0}(t) dW_{0}(t) = \frac{1}{2} [W_{0}^{2}(b) - W_{0}^{2}(a)] - \frac{1}{2} l \underset{\lambda \to 0}{i \cdot m} \sum_{k=1}^{n} [W_{0}(t_{k}) - W_{0}(t_{k-1})]^{2}$$

$$= \frac{1}{2} [W_{0}^{2}(b) - W_{0}^{2}(a)] - \frac{1}{2} (b - a)$$

注意:如果令:

$$I_{n} = \sum_{k=1}^{n} W_{0}(t_{k-1})[W_{0}(t_{k}) - W_{0}(t_{k-1})]$$

$$J_{n} = \sum_{k=1}^{n} W_{0}(t_{k})[W_{0}(t_{k}) - W_{0}(t_{k-1})]$$

则有:

$$J_{n} - I_{n} = \sum_{k=1}^{n} [W_{0}(t_{k}) - W_{0}(t_{k-1})]^{2}$$

$$l_{\bullet}i_{\bullet}m(J_{n} - I_{n}) = b - a$$

这就是在伊藤(Ito)随机积分的定义中,我们为什么在作和式 $\eta_n=\sum_{k=1}^nX(t_{k-1})[W(t_k)-W(t_{k-1})]$ 时要在 $X(\cdot)$ 中取划分小区间左边的点 t_{k-1} ,而不取任意的 $t_k'\in[t_{k-1},t_k]$ 的原因。

- 2. 伊藤 (Ito) 积分的性质
- (1)线性性:

$$\int_a^b [\alpha X(t) + \beta Y(t)] dW(t) = \alpha \int_a^b X(t) dW(t) + \beta \int_a^b Y(t) dW(t)$$

(2) 如果 $a \le b \le c$,则有

$$\int_a^c X(t) dW(t) = \int_a^b X(t) dW(t) + \int_b^c X(t) dW(t)$$

(3)设 $\int_a^b X(t) dW_0(t)$ 存在,则对于 $a \le t \le b$,有:

$$Y(t) = \int_{a}^{t} X(u)dW_{0}(u)$$

存在,且关于t均方连续。

(4)设 $\{X_n(t), t \in [a,b]\}$ 是均方连续的二阶矩过程序列,且满足伊藤(Ito) 随机积分存在的条件。如果关于t一致地有:

$$X(t) = l_{\bullet}i_{\bullet}m X_n(t)$$

则 X(t) 也是均方连续的,且满足伊藤(Ito)随机积分存在的条件,对于一切的 $a \le t \le b$,一致地有:

$$l_{\bullet}i_{\bullet}m\int_{a}^{t}X_{n}(u)dW_{0}(u)=\int_{a}^{t}X(u)dW_{0}(u)$$

注意:在伊藤(Ito)随机积分中,如果X(t) 为一确定性函数,则它就是上面定义的维纳积分。

3. 伊藤 (Ito) 随机积分的应用

研究线性伊藤 (Ito) 随机微分方程 (Langevin 方程):

$$\begin{cases} \frac{dX(t)}{dt} = -\alpha X(t) + \beta \frac{dW_0(t)}{dt} \\ X(0) = 0 \end{cases}$$

其中: $\alpha > 0$, $\beta > 0$ 为常数。

解:注意到方程

$$\begin{cases} \frac{dx(t)}{dt} + \alpha x(t) = \beta y(t) \\ x(0) = 0 \end{cases} \quad t \ge 0$$
 (*)

的解可以写成:

$$x(t) = \int_0^t e^{-\alpha(t-u)} y(u) du$$

因此以上的线性伊藤 ($oxed{Ito}$) 随机微分方程可以看作以白噪声 $eta rac{dW_0(t)}{dt}$ 激励由方

程 (*) 确定的线性系统,因此 X(t) 形式上可以写成:

$$X(t) = \int_{0}^{t} e^{-\alpha(t-u)} \beta W_{0}^{T}(u) du = \beta \int_{0}^{t} e^{-\alpha(t-u)} dW_{0}(u)$$

因此有:

$$E\{X(t)\} = 0$$

$$R_{X}(t_{1},t_{2}) = \beta^{2} \int_{0}^{\min(t_{1},t_{2})} \exp\{-\alpha(t_{1}-u)\} \exp\{-\alpha(t_{2}-u)\} du$$

$$= \beta^{2} \exp\{-\alpha(t_{1}+t_{2})\} \int_{0}^{\min(t_{1},t_{2})} \exp\{2\alpha u\} du$$

$$= \frac{\beta^{2}}{2\alpha} [\exp\{-\alpha|t_{1}-t_{2}|\} - \exp\{-\alpha(t_{1}+t_{2})\}] \quad t_{1},t_{2} \ge 0$$

注意 X(t) 不是一平稳的随机过程 (有瞬时效应), 如果激励时间换成 $t=-\infty$,

则有

$$R_{X}(t_{1},t_{2}) = \frac{\beta^{2}}{2\alpha} \exp\{-\alpha |t_{1}-t_{2}|\} \quad t_{1},t_{2} \ge 0$$

此时的输出即为一平稳的随机过程。以上的输出 $X(t)=eta\int_0^t e^{-\alpha(t-u)}dW_0(u)$ 称为奥斯坦 - 乌伦贝克 (Ornstein -Uhlenbeck) 过程。

(十)例子

例 1 . 设 $\{W(t); t \ge 0\}$ 为 一 标 准 的 维 纳 过 程 , 令 随 机 过 程 Y(t) = W(t+1) - W(t) , $t \ge 0$ 。

- (a) 试证明随机过程 $\{Y(t); t \geq 0\}$ 是平稳过程;
- (b) 试证明随机过程 $\{Y(t); t \geq 0\}$ 的功率谱密度为:

$$S_v(\omega) = (\omega/2)^{-2} \cdot \sin^2(\omega/2)$$

(c) 试求 $W(1) + W(2) + \cdots + W(n)$ 的分布。

解:解:(a)显然有,

$$E\{Y(t)\} = E\{W(t+1) - W(t)\} = E\{W(t+1)\} - E\{W(t)\} = 0$$

$$R_Y(s,t) = E\{Y(s)Y(t)\} = E\{[W(s+1) - W(s)][W(t+1) - W(t)]\}$$

$$= \min\{s+1,t+1\} - \min\{s,t+1\} - \min\{s+1,t\} + \min\{s,t\}$$

因此,我们有:

当
$$0 \le s \le t \le s+1$$
 时: $R_{v}(s,t) = s+1-s-t+s=1+(s-t)$

当
$$0 \le t \le s \le t+1$$
时: $R_{\nu}(s,t) = t+1-t-s+t=1-(s-t)$

当
$$t \ge s+1$$
,或 $s \ge t+1$ 时: $R_v(s,t)=0$

令 $\tau = s - t$,则Y(t)的自相关函数为:

$$R_{\gamma}(\tau) = \begin{cases} 1 - |\tau|, & |\tau| \le 1 \\ 0, & |\tau| > 1 \end{cases}$$

所以随机过程 $\{Y(t); t \geq 0\}$ 是平稳过程。

(b)由维纳 - 辛钦公式,有:

$$S_{Y}(\omega) = \int_{-1}^{1} (1 - |\tau|) e^{-j\omega\tau} d\tau$$

= $\int_{0}^{1} 2(1 - \tau) \cos(\omega\tau) d\tau = (\omega/2)^{-2} \cdot \sin^{2}(\omega/2)$

(c)由于维纳过程是正态过程,因此可知 $\xi=W(1)+W(2)+\cdots+W(n)$ 是正态分布的随机变量,且 $E\{\xi\}=E\{W(1)+W(2)+\cdots+W(n)\}=0$,下面求此随机变量的方差:

$$D\{\xi\} = E\{\xi^2\} = E\{[W(1) + W(2) + \dots + W(n)]^2\}$$

$$= \sum_{i=1}^n E\{W^2(i)\} + 2\sum_{1 \le i < j \le n} E\{W(i)W(j)\}$$

$$= \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$$

所以
$$\xi = W(1) + W(2) + \dots + W(n) \sim N\left(0, \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}\right)$$
。