信号检测与估值

段江涛 机电工程学院



2019年10月

ch2. 信号检测与估计理论的基础知识

随机过程

- 随机过程的定义
- 2 随机过程的统计描述
- ③ 随机过程的平稳性
- 4 随机过程的正交性、不相关性和统计独立性
- 5 平稳随机过程的功率谱密度
- 6 高斯噪声、白噪声、高斯白噪声和有色噪声

段江涛 信号检测与估值 2019 年 10

随机过程引例(1)

Example

考察 $[0,t_0]$ 时间内某网站收到的访问次数 $X(t_0),X(t_0)$ 则是一个随机变量。

- 如果要长时间内该网站的访问次数,则需要让t变化起来,即t趋于无穷大,则X(t)是一簇随机变量.
- 此时 X(t) 是与时间有关系的随机变量, 称 $\{X(t), t \in [0, \infty]\}$ 是随机过程。

段江涛 信号检测与估值

随机过程引例(2)

Example

具有随机初位相的简谐波

$$X(t) = A\cos(\omega t + \Phi)$$

其中 A, ω 为常数, Φ 服从 $[0, 2\pi]$ 上的均匀分布。

- 由于初位相的随机性,在某时刻 $t = t_0, X(t)$ 是一个随机变量.
- 若要观察任一时刻 t 的波形,则需要用一簇随机变量 X(t) 描述.
- 称 $\{X(t), t \in [0, \infty]\}$ 是随机过程。

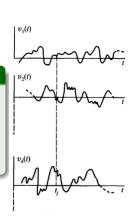
段江涛

随机过程引例(3)

Example

每次热噪声电压测量结果:固定t时刻电压,对应一个随机变量v(t);

无限个 t,则无限个电压—时间的函数族构成一 随机过程。



段江涛

随机过程引例(4)

Example

生物群体的增长问题. 以 X_t 表示在时刻 t 某种生物群体的个数,则对每一个固定的 t, X_t 是一个随机变量。

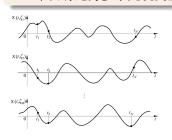
- 如果从 t = 0 开始,每隔 24 小时对群体的个数观察一次,则对每一个 t,X_t 是一簇随机变量。记为 X_t , n = 0, 1, ...
- 若要观察任一时刻 t 的波形,则需要用一族随机变量 X(t) 描述.
- $\Re \{X_t, t = 0, 1, 2, \dots \}$ 是随机过程。

受江涛 信号检测与估值

随机过程引例特点

以上例子的共同特点—随机现象在时间上的延展 \Longrightarrow **随机过程** $\{X(t,\xi),t\in T,\xi\in\Omega\}$

- 给定一个t,就有一个随机变量X(t)与之对应。
- 概率论主要是以一个或有限个随机变量为研究对象的。
- 随机过程是概率论的"动力学"部分,研究对象为随时间演变的随机现象,通 常会有**无穷多个随机变量**。



$$X(t_1) = \{X(t_1, \xi_1), X(t_1, \xi_2), \cdots, X(t_1, \xi_M)\}$$
 $X(t_2) = \{X(t_2, \xi_1), X(t_2, \xi_2), \cdots, X(t_2, \xi_M)\}$
 \vdots
 $X(t_N) = \{X(t_N, \xi_1), X(t_N, \xi_2), \cdots, X(t_N, \xi_M)\}$
 M 次试验, 每次进行 N 次采样, N 个随机变量 X_t 。

打涛 信号检测与估值 2019 年 10 月

设 (Ω, \mathcal{F}, P) 是一概率空间,T是一实参数集,定义在 Ω 和T上的二元函数 $X(t, \xi)$

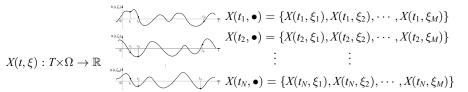
- ① 固定 $t_k \in T, X(t_k, \xi)$ 是概率空间上的**随机变量**;
- ② 固定 $\xi_i \in \Omega, X(t, \xi_i)$ 是概率空间上的**随机函数** (或称 $X(t, \xi_i)$ 是对应于 ξ_i 的**样** 本函数)

则称 $\{X(t,\xi), t \in T, \xi \in \Omega\}$ 为一**随机过程**, 简记为 X(t), 其中 t 和 ξ 均是变量。 随机过程的定义域是实参数集 T和样本空间 Ω 。值域是实数集 \mathbb{R} .

- $\pmb{\mathsf{4}}$ 本空间 Ω : 一个随机试验所有可能出现的结果的全体, 称为随机事件的样 本空间。
- 事件域 F: 样本空间中的某些子集。
- **参数集** T: 表示时间或空间,通常的形式: $T = \{0,1,2,...\}$ 或 $T = [a, b], T = (-\infty, \infty)$

信号检测与估值 2019年10月

用映射表示随机过程



- **①** $X(\bullet, \bullet)$ 实质是定义在 $T \times \Omega$ 上的二元单值函数;
- ② 固定 $t \in T, X(t, \bullet)$ 是样本空间 Ω 上的函数, 即 $X(t, \bullet)$ 为一**随机变量**;
- **3** 固定 $\xi \in \Omega, X(\bullet, \xi)$ 是一个关于 $t \in T$ 的函数,通常称为**样本函数**,或称随机过程的**一次实现**,所有样本函数的集合确定一随机过程。
- ④ 随机过程 $\{X(t,\xi)\}$ 可能取值的全体所构成的集合称为此随机过程的**状态空间**,记作 S。S 中的元素称为**状态**。状态空间可以由复数、实数或更一般的抽象空间构成。

记号 $X(t,\xi)$ 有时记为 $X_t(\xi)$ 或简记为 X(t)。

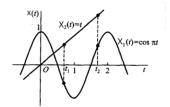
段江涛 信号检测与估值 2019 年 1

Example (随机过程示例)

抛掷硬币的试验,样本空间 $\Omega = \{H, T\}$, 定义

$$X(t) = \begin{cases} \cos \pi t, & \text{当出现 } H \\ t, & \text{当出现 } T \end{cases}, t \in (-\infty, \infty)$$

其中 P(H) = P(T) = 1/2, 则 $\{X(t), t \in (-\infty, +\infty)\}$ 是一随机过程。试考察其样 本函数和状态空间。



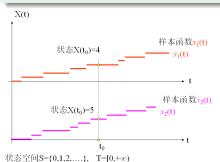
样本函数: $X(\bullet, \xi) = \{\cos \pi t, t\}, \xi \in \Omega$ 状态空间: $S = \{\cos \pi t_0, t_0\}, \forall t_0 \in (-\infty, +\infty)$ 每次试验的结果是下列事件集合之一: $\{(H,T),(T,H),(H,H),(T,T)\}$

10/83

2019年10月 信号检测与估值

考察 $[0,t_0]$ 时间内某网站收到的访问次数 $X(t_0),X(t_0)$ 则是一个随机变量。

- 如果要长时间内该网站的访问次数,则需要让 t 变化起来,即 t 趋于无穷大, 则 X(t) 是一簇随机变量.
- 此时 X(t) 是与时间有关系的随机变量, 称 $\{X(t), t \in [0, \infty)\}$ 是随机过程。



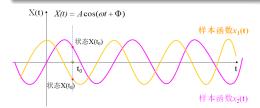
段江涛 信号检测与估值

具有随机初位相的简谐波

$$X(t) = A\cos(\omega t + \Phi)$$

其中 A, ω 为常数, Φ 服从 $[0, 2\pi]$ 上的均匀分布。

- 由于初位相的随机性,在某时刻 $t = t_0, X(t)$ 是一个随机变量.
- 若要观察任一时刻 t 的波形,则需要用一簇随机变量 X(t) 描述.



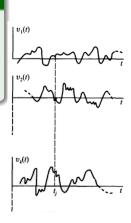
状态空间S=[-A,A],参数集T=[- ∞ ,+ ∞]

每次热噪声电压测量结果:固定t时刻电压,对应一个随机变量v(t);

无限个 t,则无限个电压—时间的函数族 $\{v(t), t \in [0, \infty)\}$ 构成一随机过程。

对某种装置做一次试验,便得到一个电压—时间函数 $v_1(t)$ 。这个电压—时间函数是不可能预先确知的,只有 通过测量才能得到,如果在相同的条件下独立地再进行 一次测量,则得到的记录是不同的。

样本函数: $X(\bullet, \xi) = \{v_k(t)\}, k = 1, 2, \dots, \xi \in \Omega$ 状态空间: $S = \{v_k(t_0)\}, k = 1, 2, \dots, \forall t_0 \in (-\infty, +\infty)$

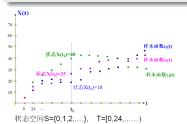


13/83

段江涛 信号检测与估值 2019 年 10 月

生物群体的增长问题. 以 X_t 表示在时刻 t 某种生物群体的个数,则对每一个固定的 t, X_t 是一个随机变量。

- 如果从 t = 0 开始,每隔 24 小时对群体的个数观察一次,则对每一个 t,X_t 是一簇随机变量。记为 $X_t, n = 0, 1, ...$
- 若要观察任一时刻 t 的波形,则需要用一族随机变量 X(t) 描述.
- 称 $\{X_t, t = 0, 1, 2, ...\}$ 是随机过程。



段江涛 信号检测与估值 2019 年 10 月

设随机相位正弦信号 $s(t;\theta) = a\cos(\omega_0 t + \theta)$, 其中振幅 a 和 ω_0 为常数, 相位 θ 是 一随机变量,它服从 $[-\pi,\pi]$ 上的均匀分布。写出 $s(t;\theta)$ 的样本函数。

解:

 $\theta \in [-\pi,\pi]$ 内任取定值时,如

当 $\theta = 0$,则样本函数为

$$s_1(t; \theta = 0) = a \cos \omega_0 t$$

当 $\theta = \frac{\pi}{2}$,则样本函数为

$$s_2(t;\theta=\frac{\pi}{2})=a\cos(\omega_0t+\frac{\pi}{2})=-a\sin\omega_0t$$

信号检测与估值

连续随机过程 $\{X(t,\xi), t \in T, \xi \in \Omega\}$ 的 M 个样本函数如图。通常用**有限维概率** 密度函数来描述随机过程。

设 $\{X(t,\xi), t \in T, \xi \in \Omega\}$ 是一随机过程,对于任 意固定的时刻 $t, X(t, \xi)$ 是一随机变量,称

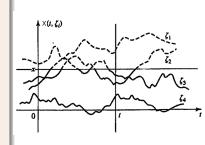
$$F(x;t) = P\{X(t,\xi) \le x\}, x \in \mathbb{R}, t \in T$$

为该随机过程的一维累积分布函数。

如果 F(x;t) 对 x 的一阶导数存在,则有

$$p(x;t) = \frac{dF(x;t)}{dx}$$

p(x;t) 为随机过程 $X(t,\xi)$ 的**一维概率密度函数**。



段江涛

对于任意固定的时刻 $t_1, t_2 \in T$, 随机变量 $X(t_1, \xi), X(t_2, \xi)$ 构成二维矢量 $[X(t_1, \xi), X(t_2, \xi)]^T$, 称

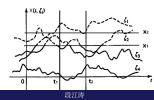
$$F(x_1, x_2; t_1, t_2) = P\{X(t_1, \xi) \le x_1, X(t_2, \xi) \le x_2\}, x_1, x_2 \in \mathbb{R}, t_1, t_2 \in T$$

为该随机过程的二维累积分布函数。

如果 $F(x_1, x_2; t_1, t_2) \in T$ 对 x_1, x_2 的二阶混合偏导数存在,则有

$$p(x_1, x_2; t_1, t_2) = \frac{\partial^2 F(x_1, x_2; t_1, t_2)}{\partial x_1 \partial x_2}$$

p(x;t) 称为随机过程 $X(t,\xi)$ 的二维联合概率密度函数。



N维联合概率密度函数

推广至 N 维随机矢量的情况

随机过程的 N 维累积分布函数

$$F(x_1, x_2, \dots, x_N; t_1, t_2, \dots, t_N) =$$

$$P\{X(t_1, \xi) \le x_1, X(t_2, \xi) \le x_2, \dots, X(t_N, \xi) \le x_N\},$$

$$x_1, x_2, \dots, x_N \in \mathbb{R}, t_1, t_2, \dots, t_N \in T$$

随机过程的 N 维联合概率密度函数

$$p(x_1, x_2, \dots, x_N; t_1, t_2, \dots, t_N) = \frac{\partial^N F(x_1, x_2, \dots, x_N; t_1, t_2, \dots, t_N)}{\partial x_1 \partial x_2 \cdots \partial x_N}$$

段江涛 信号检测与估值 2019 年 10 月

随机过程的统计描述 随机过程的平稳性 随机过程的正交性、不相关性和统计独立性 平稳随机过程的功率谱密

一维雅可比变换法

设一维随机变量为 $X(\xi)$,它的概率密度函数为 $p_x(x)$ 已知,若 $X(\xi)$ 的一个函数为

$$Y(\xi) = g(X(\xi))$$

该函数也是一维随机变量。若它的反函数存在,即有

$$X(\xi) = h(Y(\xi))$$

且连续可导,则 $Y(\xi)$ 的概率密度函数为

$$p_{y}(y) = p_{x}[x = h(y)]|J|$$

这种变换称为**一维雅可比变换**, 其中**雅可比** $J = \frac{dh(Y)}{dY}$, $|\bullet|$ 是绝对值符号。

Notes

 $Y(\xi)$ 的概率密度函数 $p_y(y)$ 可以通过它的反函数 $X(\xi)$ 的概率密度函数 $p_x(x)$ 与雅可比的乘积得到。

段江涛 信号检测与估值 2019 年 10 月

19/83

- **①** 确定 $\{X(t), t \in (-\infty, +\infty)\}$ 的两个样本函数。
- ② 求 $t = 0, t = 3\pi/4\omega$ 时, 随机变量 X(t) 的概率密度函数。
- **3** 求 $t = \pi/2\omega$ 时, X(t) 的分布函数。

解:

① $V \sim U(0,1)$, 取 V = 1/2, 1/3 分别得到两个样本函数

$$X_1(t) = \frac{1}{2}\cos\omega t, \qquad X_2(t) = \frac{1}{3}\cos\omega t$$

② t = 0 时, $X(t) = V \cos \omega 0 = V$, 而 $V \to [0, 1]$ 上的均匀分布, 则

$$p(x;t=0) = \begin{cases} 1 & 0 \le x \le 1 \\ 0 & 其它 \end{cases}$$

2019年10月

② (续) 当 $t = \frac{3\pi}{4\omega}$ 时, $X(t) = V \cos \omega \frac{3\pi}{4\omega} = -\frac{\sqrt{2}}{2}V$ 由于函数 $x = -\frac{\sqrt{2}}{2}V$ 的反函数为 $V = h(x) = -\sqrt{2}x$, 其导数为 $h'(x) = -\sqrt{2}$,则利用—维雅可比变换公式.求得

$$p(x,t = \frac{3\pi}{4\omega}) = \begin{cases} p_V(h(x))|h'(x)| & 0 \le h(x) \le 1\\ 0 &$$
其它
$$= \begin{cases} \sqrt{2} & 0 \le -\sqrt{2}x \le 1\\ 0 &$$
其它
$$= \begin{cases} \sqrt{2} & -\frac{\sqrt{2}}{2} \le x \le 0\\ 0 &$$
其它

段江涛 信号检测与估值

3
$$t = \frac{\pi}{2\omega}$$
 时, $X(t) = V \cos \omega \frac{\pi}{2\omega} = 0$, 此时 $X(t = \frac{\pi}{2\omega})$ 是单点分布,则

$$F(x, t = \frac{\pi}{2\omega}) = P\{X(t) \le x\}$$
$$= \begin{cases} 1 & x \ge 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

段江涛

Example

设有一采用脉宽调制以传输信息的通信系统。脉冲的重复周期为 T, 每个周期传 输一个值, 脉冲宽度收到随机信息的调制, 使每个脉冲的宽度 τ 服从 (0,T) 上的 均匀分布,而且不同周期的脉宽是相互统计独立的随机变量。脉冲的幅度为常数 A。也就是说,这个通信系统传送的信号是随机脉宽等幅度的周期信号,它是一个 随机过程。下图画出了它的一个样本函数。 试求该随机过程 X(t) 的一维概率密 度函数。

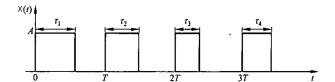


Figure 1: 脉宽调制信号的一个样本函数

段江涛 信号检测与估值 2019年10月

Example (解)

因为脉冲的重复周期为 *T*, 所以只需求出一个周期的概率密度函数。 在一个周期内, 随机信号为

$$X(t) = \begin{cases} A, & 0 \le t \le \tau \\ 0, & \tau < t \le T \end{cases}$$

X(t) 的分布函数为

$$F(x;t) = P\{X(t) \le x\} = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{t}{T}, & 0 \le x < A \\ 1, & x \ge A \end{cases}$$

所以,它的一维概率密度函数为:

$$p(x;t) = \frac{t}{T}\delta(x) + (1 - \frac{t}{T})\delta(x - A)$$

由 δ 函数性质, 当 x=0 时, $\delta(x)=\infty$; 其它, $\delta(x)=0$. 并且 $\int_{-\infty}^{\infty} \delta(x) dx=1$ 可以验证以上分布函数的正确性. $F(x;t)=P\{X(t)\leq x\}=\int_{-\infty}^{x} p(u) du$

2019年10月

$$\bar{y} = \frac{1}{b-a} \lim_{\Delta x \to 0} \sum_{i=1}^{n} f(x_{i-1}) \Delta x = \frac{1}{b-a} \int_{a}^{b} f(x) dx$$

交流电 $I(t) = I_m \sin \omega t$, 其平均值表示它的直流分量: $\bar{I} = \frac{1}{T} \int_0^T I(t) dt$ 电压 $U(t) = iR = I_m R \sin \omega t$, 其平均值表示它的直流分量: $\overline{U} = \frac{1}{T} \int_0^T U(t) dt$ 功率 $p = U(t)I(t) = I_m^2 R \sin^2 \omega t$ 此功率在长度为一个周期的区间 [0, 2元] 上的平均值:

$$\bar{p} = \frac{1}{\frac{2\pi}{\omega}} \int_{0}^{\frac{2\pi}{\omega}} I_m^2 R \sin^2 \omega t dt = \frac{I_m^2 R}{2} = \frac{I_m U_m}{2}, (U_m = I_m R)$$

 I_m, U_m 为交流电电流、电压的最大值, ω 为交流电的角频率。

信号检测与估值

以下用记号 $\{x(t), t \in T\}$ 表示随机过程, 固定 $t \in T, x(t)$ 是一随机变量。

随机过程的均值 $\mu_x(t)$: 表示随机过程在 t 时刻状态取值的**理论平均值**

$$\mu_x(t) \stackrel{def}{=} E[x(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} x p(x;t) dx$$

如果 x(t) 是电压或电流,则 $\mu_x(t)$ 可以理解为在 t 时刻的"直流分量"。 随机过程 x(t) 的均值又称作数学期望 (Expectation)。 $\mu_x(t)$ 是随机过程的**所有样 本函数**在时刻 t 的函数值的统计平均值。 $\mu_x(t)$ 表示了随机过程 x(t) 在各个时刻 的摆动中心。

Notes

- 如果 y(t) = g(x(t)), 则 $\mu_y(t) = E[g(x(t))] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)p_x(x)dx$
- 均值的线性特性: v(t) = ax(t) + b, a, b 为常数, 则 $\mu_{v}(t) = E[y(t)] = E[ax(t) + b] = aE[x(t)] + b = a\mu_{x}(t) + b$

段汀涛 信号检测与估值 2019年10月

$$\varphi_x^2(t) \stackrel{\text{def}}{=} E[x^2(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 p(x;t) dx$$

如果 x(t) 是电压或电流,则 $\varphi_x^2(t)$ 可以理解在 t 时刻它在 1Ω 电阻上消耗的 "平均 功率"。

随机过程的方差/标准偏差 $\delta_r^2(t)$

$$\sigma_x^2(t) \stackrel{def}{=} E[(x(t) - \mu_x(t))^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_x(t))^2 p(x; t) dx$$

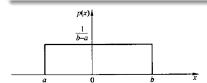
方差 $\sigma_x^2(t)$ 表示随机过程在 t 时刻取其值**偏离其均值** $\mu_x(t)$ 的离散程度。 如果 x(t) 是电压或电流, $\delta_x^2(t)$ 表示在 t 时刻它在 1Ω 电阻上消耗的 "交流功率"。 随机过程 x(t) 的方差 (Variance) 有时用 Var[x(t)] 表示。

> 2019年10月 信号检测与估值

均匀分布随机变量 x 的均值 μ_x 和方差 σ_x^2

Example

求如图均匀分布随机变量x 的均值 μ_x 和方差 σ_x^2 。



段江涛 信号检测与估值 2019 年 10 月 2

与另分布随机变量 x 的均值 μ_x 和方差 σ_x^2

解: 随机变量 x 的概率密度函数 p(x) 为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \le x \le b \\ 0, & 其他 \end{cases}$$

根据随机变量均值的定义,有

$$\mu_x = E(x) = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx = \int_a^b \frac{1}{b-a}xdx = \frac{a+b}{2}$$

根据随机变量方差的定义,有

$$\sigma_x^2 = E[(x - \mu_x)^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_x)^2 p(x) dx = \int_a^b \left(x - \frac{a+b}{2} \right)^2 \frac{1}{b-a} dx$$
$$= \frac{(b-a)^2}{12}$$

段江涛 信号检测与估值 2019 年 10 月

30/83

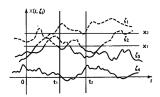
随机过程的自相关函数 $r_x(t_i, t_k)$

$$r_x(t_j, t_k) \stackrel{def}{=} E[x(t_j)x(t_k)]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_j x_k p(x_j, x_k; t_j, t_k) dx_j dx_k$$

随机过程的自相关函数 $r_x(t_i, t_k)$ 可以理解为它的两个随机变量 $x(t_i)$ 与 $x(t_k)$ 之间 含有均值时的相关程度的度量。显然

$$r_x(t,t) = \varphi_x^2(t)$$



段江涛 2019年10月 信号检测与估值

关函数。

设随机过程 x(t) 的均值为 $\mu_x(t)$, 自相关函数为 $r_x(t_i, t_k)$ 。若有随机过程 y(t) = a(t)x(t) + b(t), 其中 a(t), b(t) 是确知函数。求随机过程 y(t) 的均值和自相

信号检测与估值

由均值定义 $E[x(\xi)] \stackrel{def}{=} \mu_x = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx$ 知:

确知函数 a(t) 的均值:

$$E[a(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} a(t)p(x)dx$$

$$= a(t) \int_{-\infty}^{\infty} p(x)dx$$
 by 确知函数 $a(t)$ 看作常数
$$= a(t) \cdot 1$$
 by $\int_{-\infty}^{\infty} p(x)dx = 1$

$$= a(t)$$

结论: 确知函数 a(t) 的均值 E[a(t)] = a(t)

$$\mu_y = E[y(t)] = E[a(t)x(t) + b(t)] = E[a(t)x(t)] + E[b(t)]$$
$$= a(t)E[x(t)] + b(t) = a(t)\mu_x + b(t)$$

随机过程 v(t) 的自相关函数为:

$$r_{y}(t_{j}, t_{k}) = E[y(t_{j})y(t_{k})]$$

$$= E[(a(t_{j})x(t_{j}) + b(t_{j}))(a(t_{k})x(t_{k}) + b(t_{k}))]$$

$$= a(t_{j})a(t_{k})E[x(t_{j})x(t_{k})] + a(t_{j})b(t_{k})E[x(t_{j})]$$

$$+ b(t_{j})a(t_{k})E[x(t_{k})] + b(t_{j})b(t_{k})$$

$$= a(t_{j})a(t_{k})r_{x}(t_{j}, t_{k}) + a(t_{j})b(t_{k})\mu_{x}(t_{j}) + b(t_{j})a(t_{k})\mu_{x}(t_{k}) + b(t_{j})b(t_{k})$$

其中: $, r_x(t_i, t_k) = E[x(t_i)x(t_k)], \mu_x(t_i) = E[x(t_i)], \mu_x(t_k) = E[x(t_k)]$

段汀涛 信号检测与估值 2019年10月

- 一随机变量,它服从 $[-\pi,\pi]$ 上的均匀分布。
 - ① 求该随机过程的均值 $E[s(t;\theta)]$;
 - ② 求该随机过程的自相关函数 $E[s(t_i;\theta)s(t_k;\theta)]$ 。

段江涛

① 因为相位 $\theta \sim U(-\pi,\pi)$, 所以,

$$p(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi}, & -\pi \le \theta \le \pi \\ 0 & 其它 \end{cases}$$

该随机过程的均值为:

$$\mu_x(t) = E[s(t;\theta)] = E[a\cos(\omega_0 t + \theta)]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} a\cos(\omega_0 t + \theta)p(\theta)d\theta$$

$$= \int_{-\pi}^{\pi} a\cos(\omega_0 t + \theta)\frac{1}{2\pi}d\theta$$

$$= \frac{a}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \cos(\omega_0 t + \theta)d\theta$$

$$= 0$$

信号检测与估值

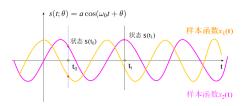
② 该随机过程的自相关函数为:

$$r_x(t_j, t_k) = E[s(t_j)s(t_k)]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} a\cos(\omega_0 t_j + \theta)a\cos(\omega_0 t_k + \theta)p(\theta)d\theta$$

$$= \frac{a^2}{4\pi} \int_{-\pi}^{\pi} [\cos(\omega_0 t_j + \omega_0 t_k + 2\theta) + \cos\omega_0 (t_k - t_j)]d\theta$$

$$= \frac{a^2}{2}\cos\omega_0 \tau, \qquad (\tau = t_k - t_j)$$



由于 a, ω_0 为常数, 因此 $r_x(t_i, t_k)$ 仅与采样间隔 $\tau = t_i - t_k$ 有关, 与 θ 无关。 $\tau = 0$ 时, 自相关函 数值达到最大 4元。

2019年10月 信号检测与估值

随机过程的统计描述 随机过程的平稳性 随机过程的正交性、不相关性和统计独立性 平稳随机过程的功率谱密

随机过程的自协方差函数 $c_x(t_i, t_k)$

$$c_{x}(t_{j}, t_{k}) \stackrel{\text{def}}{=} E[((x(t_{j}) - \mu_{x}(t_{j})(x(t_{k}) - \mu_{x}(t_{k}))]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x_{j} - \mu_{x}(t_{j}))(x_{k} - \mu_{x}(t_{k}))p(x_{j}, x_{k}; t_{j}, t_{k})dx_{i}dx_{k}$$

随机过程的自协方差函数 $c_x(t_j, t_k)$ 可以理解为它的两个随机变量 $x(t_j)$ 与 $x(t_k)$ 之间的相关程度的度量。

而随机过程的自相关函数 $r_x(t_j, t_k)$ 可以理解为它的两个随机变量 $x(t_j)$ 与 $x(t_k)$ 之间**含有均值**时的相关程度的度量。

它们的自相关系数定义为

$$\rho_x(t_j, t_k) \stackrel{def}{=} \frac{c_x(t_j, t_k)}{\sigma_x(t_j)\sigma_x(t_k)}$$

易证

$$c_x(t_i, t_k) = r_x(t_i, t_k) - \mu_x(t_i)\mu_x(t_k), \quad c_x(t, t) = \sigma_x^2(t)$$

段江涛 信号检测与估值 2019 年 10 月

38/83

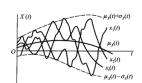
随机过程的统计平均量之间的关系

- 随机过程的均值 $\mu_x(t)$: 是随机过程的**所有样本函数**在时刻 t 的函数值的统计平均值。 $\mu_x(t)$ 表示了随机过程 x(t) 在各个时刻的摆动中心。
- 方差 $\sigma_x^2(t)$ 表示随机过程在 t 时刻取其值**偏离其均值** $\mu_x(t)$ 的离散程度。
- 随机过程的自相关函数 $r_x(t_j, t_k)$ 可以理解为它的两个随机变量 $x(t_j)$ 与 $x(t_k)$ 之间**含 有均值**时的相关程度的度量。
- 随机过程的自协方差函数 $c_x(t_j, t_k)$ 可以理解为它的两个随机变量 $x(t_j)$ 与 $x(t_k)$ 之间的相关程度的度量。

$$c_x(t_j, t_k) = r_x(t_j, t_k) - \mu_x(t_j)\mu_x(t_k), \quad c_x(t, t) = \sigma_x^2(t)$$

均值 $\mu_r(t)$, 均方值 $\varphi_r^2(t)$, 方差 $\delta_r^2(t)$ 之间的关系:

$$\sigma_{\rm r}^2(t) = \varphi_{\rm r}^2(t) - \mu_{\rm r}^2(t)$$



39/83

对于两个随机过程 x(t) 和 y(t), 其互相关函数定义为

$$r_{xy}(t_j, t_k) \stackrel{def}{=} E[x(t_j)y(t_k)]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_j y_k p(x_j, t_j; y_k, t_k) dx_j dy_k$$

式中, $p(x_i, t_i; y_k, t_k)$ 是 x(t) 与 y(t) 的二维混合概率密度函数。

段江涛

$$c_{xy}(t_j, t_k) \stackrel{def}{=} E[(x(t_j) - \mu_x(t_j))(y(t_k) - \mu_y(t_k))]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x_j - \mu_x(t_j))(y_k - \mu_x(t_k))p(x_j, t_j; x_k, t_k)dx_jdy_k$$

随机过程 x(t) 和 y(t) 的互协方差函数 $c_{xv}(t_i,t_k)$ 可以理解为它们各自的随机变量 $x(t_i)$ 与 $y(t_k)$ 之间的相关程度, 实际上表示两个随机过程 x(t) 与 y(t) 之间的相关 程度。它们的互相关系数定义为

$$\rho_{xy}(t_j, t_k) \stackrel{def}{=} \frac{c_{xy}(t_j, t_k)}{\sigma_x(t_j)\sigma_y(t_k)}$$

易证

$$c_{xv}(t_i, t_k) = r_{xv}(t_i, t_k) - \mu_x(t_i)\mu_v(t_k)$$

2019年10月 信号检测与估值

随机过程 x(t) 的平均统计量满足

① x(t) 的均值是与时间 t 无关的常数, 即

$$E[x(t)] = \mu_x$$

② x(t) 的自相关函数只取决于时间间隔 $\tau = t_k - t_j$, 而与时间的起始时刻无关, 即

$$E[x(t_j)x(t_k)] = E[x(t_j)x(t_j + \tau)] = r_x(\tau)$$

平稳随机过程 x(t) 自相关函数 $r_x(t_k - t_i)$ 仅取决于时间间隔 $(t_k - t_i)$, 而与时间的 起始时刻无关。 $E[x(t_i)x(t_k)] = r_x[t_k - t_i]$

> 2019年10月 信号检测与估值

平稳随机过程 $\mathbf{x}(t)$ 的均值 μ_x , 均方值 φ_x^2 , 方差 σ_x^2 , 自相关函数 $r_x(\tau)$, 自协方差函数 $c_x(\tau)$ 之间的关系

$$\sigma_{x}^{2} = \varphi_{x}^{2} - \mu_{x}^{2}$$

$$r_{x}(\tau) = r_{x}(-\tau)$$

$$c_{x}(\tau) = r_{x}(\tau) - \mu_{x}^{2}$$

$$c_{x}(\tau) = c_{x}(-\tau)$$

$$\varphi_{x}^{2} = r_{x}(0)$$

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

$$r_{x}(0) \ge |r_{x}(\tau)|, \tau \ne 0$$

$$c_{x}(0) \ge |c_{x}(\tau)|, \tau \ne 0$$

段汀涛 信号检测与估值 2019年10月

43/83

Example

假定平稳随机过程 x(t) 是周期的, 周期为 T, 即

$$x(t) = x(t+T)$$

证明其自相关函数 $r_x(\tau)$ 也是以 T 为周期的, 即

$$r_{x}(\tau) = r_{x}(\tau + T)$$

Proof.

因为

$$r_x(\tau) = E[x(t)x(t+\tau)]$$

$$= E[x(t)x(t+\tau+T)]$$
 by $x(t+\tau) = x(t+\tau+T)$

$$= r_x(\tau+T)$$

所以, 自相关函数 $r_x(\tau)$ 也是以 T 为周期的。

段江涛 信号检测与估值 2019年10月

设x(t)和y(t)分别是两个平稳的随机过程,如果对于任意的 Δt ,有

$$r_{xy}(t_j + \Delta t, t_k + \Delta t) = r_{xy}(t_j, t_k)$$
, 即互相关函数 $r_{xy}(t_j, t_k) = r_{xy}(\tau)$, $(\tau = t_k - t_j)$ 仅与时间间隔 τ 有关,而与 t_j 和 t_k 无关,则称过程 $x(t)$ 与 $y(t)$ 是联合平稳的随机过程。

联合平稳随机过程 x(t) 与 y(t) 的互协方差函数

$$c_{xy}(t_j, t_k) = c_{xy}(\tau) = r_{xy}(\tau) - \mu_x \mu_y, \tau = t_k - t_j$$

互相关系数:

$$ho_{xy}(au) \stackrel{def}{=} = rac{c_{xy}(t_j,t_k)}{\sigma_x(t_j)\sigma_y(t_k)} = rac{c_{xy}(au)}{\sigma_x\sigma_y}$$
 $r_{xy}(au) = r_{yx}(- au)$
 $c_{xy}(au) = c_{yx}(- au)$

x(t) 的正交性与互不相关性

随机过程 x(t) 的任意两个不同时刻的随机变量 $x(t_i)$ 与 $x(t_k)$ 之间是否相互正交、 互不相关和相关统计独立,表征了随机过程的重要统计特性。

Definition

设 $x(t_j), x(t_k)$ 是随机过程 x(t) 的任意两个不同时刻的随机变量,其均值分别为 $\mu_x(t_j)$ 和 $\mu_x(t_k)$,自相关函数为 $r_x(t_j, t_k)$,自协方差函数为 $c_x(t_j, t_k)$ 。

● 相互正交

$$r_x(t_j, t_k) \stackrel{def}{=} E[x(t_j)x(t_k)] = 0, \quad j \neq k$$

2 互不相关

$$c_x(t_i, t_k) \stackrel{\text{def}}{=} E[((x(t_i) - \mu_x(t_i))(x(t_k) - \mu_x(t_k))] = 0, \quad j \neq k$$

3 互不相关的等价条件

$$C_{\mathbf{x}}(t_i,t_k) = r_{\mathbf{x}}(t_i,t_k) - \mu_{\mathbf{x}}(t_i)\mu_{\mathbf{x}}(t_k)$$
, $i \neq k \implies r_{\mathbf{x}}(t_i,t_k) = \mu_{\mathbf{x}}(t_i)\mu_{\mathbf{x}}(t_k)$, $i \neq k$ 愈过海 信号检测与估值

平稳随机过程 x(t) 的正交性与互相关性

Definition

如果 x(t) 是平稳随机过程,

❶ 相互正交:

$$r_x(\tau)=0, \tau=t_k-t_j$$

2 互不相关:

$$c_x(\tau) = 0, \tau = t_k - t_i$$

3 互不相关的等价条件

$$r_x(\tau) = \mu_x^2, \tau = t_k - t_i$$

2019年10月

48/83

x(t) 的统计独立性

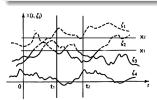
Definition

设 $x(t_1), x(t_2), \dots, x(t_N)$ 是随机过程 x(t) 在不同时刻 $t_k(k=1,2,\dots,t_N)$ 的随机变量,如果其 N 维联合概率密度函数对于任意的 $N \ge 1$ 和所有时刻 $t_k(k=1,2,\dots,N)$ 都能够表示成各自一维概率密度函数之积的形式,即

$$p(x_1, x_2, \ldots, x_N; t_1, t_2, \ldots, t_N)$$

$$= p(x_1; t_1)p(x_2; t_2) \cdots p(x_N; t_N)$$

则称x(t)是相互统计独立的随机变量过程。



x(t) 的正交性,不相关性以及统计独立性之间的关系

- ① 均值 $\mu_x(t_i) = 0, \mu_x(t_k) = 0$ 则, x(t) 相互正交 \Leftrightarrow 互不相关
- ② x(t) 相互统计独立 ⇒ 互不相关
- ③ x(t) 互不相关 ⇒ 相互统计独立。但是若 x(t) 服从联合高斯分布,则互不相 关 ⇔ 相互统计独立

第 1 条可由 x(t) 互不相关的等价条件 $r_x(t_j, t_k) = \mu_x(t_j)\mu_x(t_k), j \neq k$ 直接导出。现证明第 2 条,第 3 条的证明见后。

段江涛 信号检测与估值 2019 年 10 月

49/83

证明: 如果 x(t) 是一个相互统计独立随机变量过程,则它一定是一个互不相关随机变量过程。

Proof.

设 $x(t_i)$ 与 $x(t_k)$ 是相互统计独立的,则其自相关函数为

$$r_x(t_j, t_k) \stackrel{def}{=} E[x(t_j)x(t_k)]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_j x_k p(x_j, x_k; t_j, t_k) dx_j dx_k$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x_j p(x_j; t_j) dx_j \int_{-\infty}^{\infty} x_k p(x_k; t_k) dx_k$$

$$= \mu_x(t_i) \mu_x(t_k)$$

这正是 x(t) 互不相关的等价条件 $r_x(t_j, t_k) = \mu_x(t_j)\mu_x(t_k), j \neq k$, 所以 x(t) 统计独立 \Rightarrow 互不相关

由证明过程,可以得到: x(t) 相互统计独立,则, $E[x(t_i)x(t_k)] = E[x(t_i)]E[x(t_k)]$

段江涛

信号检测与估值

2019年10」

设 $x(t_i)$ 是 x(t) 在 t_i 时刻的随机变量, $y(t_k)$ 是 y(t) 在 t_k 时刻的随机变量。

Definition

x(t) 在 t_i , y(t) 在 t_k 的均值分别为 $\mu_x(t_i)$ 和 $\mu_v(t_k)$, 互相关函数为 $r_{xv}(t_i, t_k)$, 互协方 差函数为 $c_{xv}(t_i, t_k)$ 。

● 相互正交

$$r_{xy}(t_j, t_k) \stackrel{def}{=} E[x(t_j)y(t_k)] = 0, \quad j \neq k$$

2 互不相关

$$c_{xy}(t_j, t_k) \stackrel{\text{def}}{=} E[((x(t_j) - \mu_x(t_j)(y(t_k) - \mu_y(t_k))] = 0, \quad j \neq k$$

3 互不相关的等价条件

$$c_{xv}(t_i, t_k) = r_{xv}(t_i, t_k) - \mu_x(t_i)\mu_v(t_k), j \neq k \implies r_{xv}(t_i, t_k) = \mu_x(t_i)\mu_v(t_k), j \neq k$$

段江涛 信号检测与估值 2019年10月

两个平稳随机过程 x(t), y(t) 的正交性与互相关性

Definition

如果 x(t), y(t) 是联合平稳的随机过程,

❶ 相互正交:

$$r_{xy}(\tau) = 0, \tau = t_k - t_i$$

2 互不相关:

$$c_{xy}(\tau) = 0, \tau = t_k - t_j$$

3 互不相关的等价条件

$$r_{xy}(\tau) = \mu_x \mu_y, \tau = t_k - t_j$$

两个随机过程 x(t), y(t) 的统计独立性

Definition

如果随机过程 x(t) 和 y(t) 对任意的 $N \ge 1$, $M \ge 1$ 和所有时刻 $t_k(k = 1, 2, ..., t_N)$ 与 $t_k'(k = 1, 2, ..., M)$, 其 N + M 维联合概率密度表示为

$$p(x_1, x_2, \ldots, x_N; t_1, t_2, \ldots, t_N; y_1, y_2, \ldots, y_N; t'_1, t'_2, \ldots, t'_M)$$

$$= p(x_1, x_2, \dots, x_N; t_1, t_2, \dots, t_N) p(y_1, y_2, \dots, y_N; t'_1, t'_2, \dots, t'_M)$$

则称 x(t) 与 v(t) 是相互统计独立的两个随机变量过程。

段江涛 信号检测与估值 2019 年 10 月

53/83

相互独立的随机过程 E[x(t)y(t)] = E[x(t)]E[y(t)]

设 x(t), y(t) 是相互独立的随机过程,则有

$$E[x(t)y(t)] = E[x(t)]E[y(t)]$$

这一性质可以推广至任一两个有限个相互独立的随机变量之积的情况。

Proof.

$$E[x(t)y(t)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyp(x,y)dxdy$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyp_x(x)p_y(y)dxdy$$

$$= \left[\int_{-\infty}^{\infty} xp_x(x)dx\right] \left[\int_{-\infty}^{\infty} yp_y(y)dy\right]$$

$$= E[x(t)]E[y(t)]$$

2019年10月 段江涛 信号检测与估值

54/83

- ① 均值之一或同时为零,则 x(t),y(t) 相互正交 ⇔ 互不相关
- ② x(t),y(t) 相互统计独立 ⇒ 互不相关
- ③ x(t), y(t) 互不相关 ⇒ 相互统计独立。但是若 x(t), y(t) 服从联合高斯分布,则 互不相关 ⇔ 相互统计独立

雷达回波信号

Example

设 s(t) 是雷达的发射信号, 遇到目标后的反射信号为 $as(t-t_0)$, t_0 是信号返回的 延迟时间。如果回波信号中伴有加性噪声 n(t),则接收到的信号为

$$x(t) = as(t - t_0) + n(t)$$

- **①** 假定 s(t) 和 n(t) 是平稳相关的, 试求互相关函数 $r_{sx}(\tau)$ 。
- 如果噪声 n(t) 的均值为零, 且与 s(t) 相互统计独立, 试求互相关函数 $r_{sx}(\tau)$ 。

① 假定 s(t) 和 n(t) 是平稳相关的, 试求互相关函数 $r_{sx}(\tau)$ 。

$$r_{sx}(\tau) = E[s(t)x(t+\tau)]$$

$$= E[s(t)(as(t-t_0+\tau) + n(t+\tau)))]$$
 by $x(t) = as(t-t_0) + n(t)$

$$= aE[s(t)s(t-t_0+\tau)] + E[s(t)n(t+\tau)]$$

$$= ar_s(\tau - t_0) + r_{sn}(\tau)$$

② 如果噪声 n(t) 的均值为零, 且与 s(t) 相互统计独立, 试求互相关函数 $r_{sx}(\tau)$ 。

$$r_{sx}(\tau) = E[s(t)x(t+\tau)]$$

$$= E[s(t)(as(t-t_0+\tau)+n(t+\tau)))] \qquad \text{by } x(t) = as(t-t_0)+n(t)$$

$$= aE[s(t)s(t-t_0+\tau)] + E[s(t)n(t+\tau)] \qquad$$
相互统计独立 $E[XY] = E[X]E[Y]$

$$= aE[s(t)s(t-t_0+\tau)] + E[s(t)]E[n(t+\tau)] \qquad$$
确知信号 $s(t)$ 看作常数, $E[s(t)] = s(t)$

$$= aE[s(t)s(t-t_0+\tau)] + s(t)E[n(t+\tau)] \qquad \text{by } E[n(t)] = 0$$

$$= ar_s(\tau-t_0)$$

如果平稳过程 x(t) 的自相关函数 $r_x(\tau)$ 绝对可积,即

$$\int_{-\infty}^{\infty} |r_x(\tau)| d\tau < \infty$$

则功率谱密度 $P_x(\omega)$ 与自相关函数 $r_x(\tau)$

$$P_x(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} r_x(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau, \quad -\infty < \omega < \infty$$

$$r_x(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} P_x(\omega) e^{j\omega\tau} d\omega, \quad -\infty < \omega < \infty$$

 $P_x(\omega)$ 与 $r_x(\tau)$ 构成傅里叶变换对

江涛 信号检测与估值

1 $P_x(\omega)$ 非负

$$P_x(\omega) \geq 0$$

 $P_x(\omega)$ 是 ω 的偶函数

$$P_x(\omega) = P_x(-\omega)$$

3 当 $\omega = 0$ 或 $\tau = 0$ 时, $P_x(\omega)$ 与 $r_x(\tau)$ 的变换关系是

$$P_x(0) = \int_{-\infty}^{\infty} r_x(\tau) d\tau$$

$$r_{x}(0) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} P_{x}(\omega) d\omega$$

第3条表明

x(t) 的功率谱密度的零频率分量等于 x(t) 的自相关函数曲线下的总面积。因为

信号检测与估值

高斯(正态)分布随机变量

均值 μ_x , 方差为 σ_x^2 的高斯分布随机变量 $x(\xi)$ 概率密度函数 p(x) 表示为

$$p(x) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma_x^2}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{(x-\mu_x)^2}{2\sigma_x^2}\right]$$

特性

高斯分布随机变量 $x(\xi)$ 的概率密度函数 p(x) 完全由它的均值 μ_x 和方差 σ_x^2 来表 示。记为 $x(\xi) \sim \mathcal{N}(\mu_r, \sigma_r^2)$

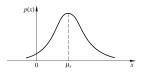


Figure 2: 高斯 (正态) 分布随机变量 的 PDF 曲线 $\mu_{\rm r} > 0$

PDF-概率密度函数 (Probability Density Function)

2019年10月 信号检测与估值

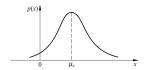
标准高斯(正态)分布随机变量

归一化处理 $x(\xi) \sim \mathcal{N}(\mu_x, \sigma_x^2)$ 为 $x(\xi) \sim \mathcal{N}(0, 1)$, 令

$$u(\xi) = \frac{x(\xi) - \mu_x}{\sigma_x}$$

有

$$p(x) = \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{1/2} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right)$$



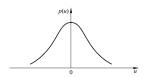


Figure 3: 高斯 (正态) 分布随机变量

Figure 4: 标准高斯 (正态) 分布随机

61/83

$$\Phi(x) \stackrel{def}{=} \int_{-\infty}^{x} \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{1/2} \exp\left(-\frac{u^2}{2}\right) du$$

它的互补累积分布函数是标准高斯分布的右尾积分,即

$$Q(x) = 1 - \Phi(x) \stackrel{def}{=} \int_{x}^{\infty} \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{1/2} \exp\left(-\frac{u^{2}}{2}\right) du$$
 尾积分 $Q(x)$

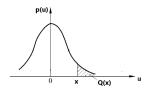


Figure 5: 标准高斯 (正态) 分布的右尾积分 Q(x)

62/83

高斯噪声的统计描述(1)

Definition (高斯噪声)

噪声 n(t), 对任意 $N \ge 1$ 和所有时刻 $t_k(k = 1, 2, ..., N)$, 随机变量 $n(t_k) = (n_k; t_k)$ 服从高斯分布, 则过程 n(t) 为一个高斯噪声随机变量过程, 简称高斯噪声过程或 高斯噪声。

高斯噪声一维概率密度函数在隐含 tk 后表示为

$$p(n_k; t_k) = (\frac{1}{2\pi\sigma_{n_k}^2})^{1/2} \exp\left[-\frac{(n_k - \mu_{n_k})^2}{2\sigma_{n_k}^2}\right]$$

其中,

 $\mu_n \stackrel{\text{def}}{=} \mu_n(t_k)$ 是随机变量 $n(t_k)$ 的均值。

 $\sigma_{n_k}^2 \stackrel{def}{=} \sigma_n^2(t)$ 是随机变量 $n(t_k)$ 的方差。

简记为 $n(t_k) \sim \mathcal{N}(\mu_{n_k}, \sigma_{n_k}^2)$

段江涛 2019年10月 信号检测与估值

高斯噪声的统计描述(2)

高斯噪声 N 维联合概率密度函数

高斯噪声的 N 维矢量记为

$$(n; t) = (n(t_1), n(t_2), \cdots, n(t_N))^T$$

其N维联合概率密度函数为

$$p(\mathbf{n}; \mathbf{t}) = p(n_1, n_2, \dots, n_N; t_1, t_2, \dots, t_N)$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{N/2} |\mathbf{C}_{\mathbf{n}}|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{n} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{n}})^T \mathbf{C}_{\mathbf{n}}^{-1} (\mathbf{n} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{n}}) \right]$$

其中, μ_n 是高斯随机矢量 (n;t) 的均值矢量, C_n 为协方差矩阵。即

$$\boldsymbol{\mu_n} = (\mu_{n_1}, \mu_{n_2}, \dots, \mu_{n_N})^T$$
$$\mu_{n_k} = E[n(t_k)]$$

$$C_n = egin{bmatrix} c_{n_1 n_1} & c_{n_1 n_2} & \cdots & c_{n_1 n_N} \\ c_{n_2 n_1} & c_{n_2 n_2} & \cdots & c_{n_2 n_N} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ c_{n_N n_1} & c_{n_N n_2} & \cdots & c_{n_N n_N} \end{bmatrix}$$

其中,

$$c_{n_j n_k} = E[(n(t_j) - \mu_{n_j})(n(t_k) - \mu_{n_k})] = c_{n_k} c_{n_j}$$

 $|C_n|$ 是 C_n 的行列式, C_n^{-1} 是 C_n 的逆矩阵。

段江涛 信号检测与估值

高斯变量 $n(t_k)$ 互不相关 \Leftrightarrow 相互统计独立

不相关性与统计独立性

互不相关 \Rightarrow 相互统计独立。但是若 x(t) 服从联合高斯分布,则互不相关 \Leftrightarrow 相互 统计独立

证明: 设高斯随机矢量 (n;t) 中的 $n(t_i)$ 与 $n(t_k)(j \neq k)$ 互不相关, 即 $c_{n_i n_k} = c_{n_k n_i} = 0 (j \neq k)$, 若记 $\sigma_{n_k}^2 \stackrel{def}{=} c_{n_k n_k}$, 则协方差矩阵 C_n 和 C_n^{-1} 分别为

$$\boldsymbol{C_n} = \begin{bmatrix} \sigma_{n_1}^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{n_2}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{n_N}^2 \end{bmatrix}$$

$$C_{n} = \begin{bmatrix} \sigma_{n_{1}}^{2} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{n_{2}}^{2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{n_{N}}^{2} \end{bmatrix} \qquad C_{n}^{-1} = \begin{bmatrix} (\sigma_{n_{1}}^{2})^{-1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & (\sigma_{n_{2}}^{2})^{-1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & (\sigma_{n_{N}}^{2})^{-1} \end{bmatrix}$$

而 $|C_n|^{1/2}$ 为: $|C_n|^{1/2} = \prod_{k=1}^N \sigma_{n_k}$

段江涛 2019年10月 信号检测与估值

因此, 高斯噪声 n(t) 的 N 维联合概率密度函数为

$$p(\mathbf{n}; \mathbf{t}) = p(n_1, n_2, \dots, n_N; t_1, t_2, \dots, t_N)$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{N/2} |\mathbf{C}_{\mathbf{n}}|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{n} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{n}})^T \mathbf{C}_{\mathbf{n}}^{-1} (\mathbf{n} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{n}}) \right]$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{N/2} |\prod_{k=1}^{N} \sigma_{n_k}} \exp \left[-\sum_{k=1}^{N} \frac{(n_k - \mu_{n_k})^2}{2\sigma_{n_k}^2} \right]$$

$$= \prod_{k=1}^{N} \left(\frac{1}{2\pi\sigma_{n_k}^2} \right)^{1/2} \exp \left[-\frac{(n_k - \mu_{n_k})^2}{2\sigma_{n_k}^2} \right]$$

$$= p(n_1; t_1) p(n_2; t_2) \cdots p(n_N; t_N)$$

表明 n(t) 的 N 维联合概率密度函数表示成各自一维概率密度函数之积的形式,即是统计独立性的定义。因此,N 个高斯随机变量 $n(t_k)(k=1,2,\ldots,t_N)$ 互不相关 \Rightarrow 相互统计独立;结合之前的结论"相互统计独立的随机变量 \Rightarrow 互不相关"。所以,N 个高斯随机变量 $n(t_k)(k=1,2,\ldots,t_N)$ 互不相关 \Leftrightarrow 相互统计独立。

高斯随机变量的线性组合仍然是高斯随机变量

① 若 $x_k(\xi) \sim \mathcal{N}(\mu_{x_k}, \sigma_{x_k}^2)(k = 1, 2, ..., N)$, 且它们相互统计独立,则它们的和

$$x(\xi) = \sum_{k=1}^{N} x_k(\xi)$$

是高斯随机变量, 且有 $x_k(\xi) \sim \mathcal{N}(\mu_x, \sigma_x^2)$, 其中 $\mu_x = \sum_{k=1}^N \mu_{x_k}, \sigma_x^2 = \sum_{k=1}^N \sigma_{x_k}^2$

② 更一般地,任意有限 N 个高斯随机变量 $x_k(\xi)(k=1,2,\ldots,N)$ 的线性组合

$$x(\xi) = \sum_{k=1}^{N} a_k x_k(\xi)$$

仍然是高斯随机变量, 且有 $x_k(\xi) \sim \mathcal{N}(\mu_x, \sigma_x^2)$, 其中

$$\mu_x = \sum_{k=1}^{N} a_k \mu_{x_k}, \sigma_x^2 = \sum_{j=1}^{N} \sum_{k=1}^{N} a_j a_k c_{x_k x_j}$$

式中, 协方差函数 $c_{x_ix_k} = E[(x_i(\xi) - \mu_{x_i})(x_k(\xi) - \mu_{x_k})] = c_{x_kx_i}, \mu_{x_k} = E[x_k(\xi)]$

Example

设随机变量 y 与 x 之间为线性关系 y = ax + b, a, b 为常数, 且 $a \neq 0$ 。已知随机变量 x 服从高斯分布, 即

$$p(x) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma_x^2}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{(x-\mu_x)^2}{2\sigma_x^2}\right]$$

证明随机变量 ν 是服从均值为 $a\mu_x + b$, 方差为 $a^2\sigma_x^2$ 的高斯分布。

段江涛

Proof.

证法 I: 雅可比变换法

因为
$$y = ax + b$$

所以, 反函数为 $x = \frac{y - b}{a}$

且有 $\frac{dx}{dy} = \frac{1}{a}$

于是,由一维雅可比变换,得
$$p(y) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma_x^2}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{(\frac{y - b}{a} - \mu_x)^2}{2\sigma_x^2}\right] \left|\frac{1}{a}\right|$$

$$= \left(\frac{1}{2\pi a^2 \sigma_x^2}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{(y - (a\mu_x + b))^2}{2a^2 \sigma_x^2}\right]$$

所以, 随机变量 y 是服从均值为 $a\mu_x + b$, 方差为 $a^2\sigma_x^2$ 的高斯分布。

70/83

Proof.

证法 II: 利用高斯随机变量的特性来证明

因为 y = ax + b

是高斯随机变量 x 的线性变换, 所以 y 仍然是高斯随机变量。

其均值 μ_v 和方差 σ_v^2 分别为

$$\mu_{y} = E(y) = E(ax + b) = aE(x) + b$$

$$= a\mu_{x} + b$$

$$\sigma_{y}^{2} = E[(y - \mu_{y})^{2}] = E[(ax + b - a\mu_{x} - b)^{2}]$$

$$= a^{2}E[(x - \mu_{x})^{2}]$$

$$= a^{2}\sigma_{x}^{2}$$

所以, 随机变量 y 是服从均值为 $a\mu_x + b$, 方差为 $a^2\sigma_x^2$ 的高斯分布。

白噪声

频域—白噪声的功率谱密度

功率谱密度均匀分布在整个频率轴上:

$$p_n(\omega) = \frac{N_0}{2}, -\infty < \omega < \infty, N_0$$
 是常数也可以按正半轴上的频域定义:

$$p_n(\omega) = N_0$$
, $0 < \omega < \infty$, N_0 是常数



时域—白噪声的自相关函数

均值为零、自相关函数 $r_n(\tau)$ 为 δ 的噪声随机过程:

$$r_n(\tau) = IFT\left[\frac{N_0}{2}\right] = \frac{N_0}{2}\delta(\tau)$$

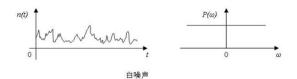


意义

白噪声是一种理想化的数学模型,由于其功率谱密度在整个频域上均匀分布,所以其能量 是无限的,实际上是不存在的。但是由于我们所采用的系统相对于整个频率轴来说是窄 带系统,只要认为频谱是均匀分布的,能够在数学上带来很大方便。

> 段汀涛 信号检测与估值 2019年10月

白噪声特性



白噪声 n(t) 重要特性

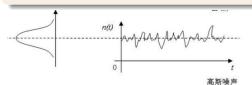
- 白噪声在频域上其功率谱密度是均匀分布的;
- 时域上自相关函数 $r_n(\tau)$ 是 δ 函数: $r_n(\tau) = IFT[\frac{N_0}{2}] = \frac{N_0}{2}\delta(\tau)$
- 任意两个不同时刻的随机变量 $n(t_j)$ 与 $n(t_k)$, $(\tau = t_j t_k \neq 0)$ 是不相关的:
- 由于 δ —函数的筛选性: $\int_{-\infty}^{\infty} \delta(t-t_0)f(t)dt = f(t_0)$, 有 $\int_{-\infty}^{\infty} r_n(t-t_0)f(t)dt = \frac{N_0}{2} \int_{-\infty}^{\infty} \delta(t-t_0)f(t)dt = \frac{N_0}{2}f(t_0)$

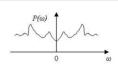
高斯白噪声 n(t) 重要特性—高斯随机变量 + 白噪声

- 高斯白噪声在频域上其功率谱密度是均匀分布的;
- 时域上概率密度函数是高斯分布的。(白噪声对此没有明确限制)
- 时域上自相关函数 $r_n(\tau)$ 是 δ 函数: $r_n(\tau) = IFT\left[\frac{N_0}{2}\right] = \frac{N_0}{2}\delta(\tau)$
- 任意两个不同时刻的随机变量 $n(t_j)$ 与 $n(t_k)$, $(\tau = t_j t_k \neq 0)$ 是不相关的, 并且是统计独立的:

信号检测与估值

• 由 δ —函数的筛选性: $\int_{-\infty}^{\infty} \delta(t-t_0)f(t)dt = f(t_0)$, 有 $\int_{-\infty}^{\infty} r_n(t-t_0)f(t)dt = \frac{N_0}{2} \int_{-\infty}^{\infty} \delta(t-t_0)f(t)dt = \frac{N_0}{2}f(t_0)$





附: 狄拉克函数 (Dirac 函数/δ—函数)

Definition (δ —函数)

对于任意的无穷次可微的函数 f(t), 如果满足:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \delta(t) f(t) dt = \lim_{\varepsilon \to 0} \int_{-\infty}^{\infty} \delta_{\varepsilon}(t) f(t) dt$$

其中:

$$\delta_{\varepsilon}(t) = \begin{cases} 0, & t < 0 \\ \frac{1}{\varepsilon}, & 0 \ge t < \varepsilon \\ 0, & t > \varepsilon \end{cases}$$

则称 $\delta_{\varepsilon}(t)$ 的弱极限为 δ 函数,记为 $\delta(t)$ 显然,对于任意的 $\varepsilon > 0$,有:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \delta_{\varepsilon}(t)dt = \int_{0}^{\varepsilon} \frac{1}{\varepsilon}dt = 1 \implies \int_{-\infty}^{\infty} \delta(t)dt = 1$$

附: 狄拉克函数 (Dirac 函数/ δ —函数)

- **①** $\delta(t)$ 在 t=0 点的取值为 ∞, 在 $t\neq0$ 点的取值为 0, 并且满足 $\int_{-\infty}^{\infty} \delta(t)dt = 1$.
- **2** 工程 (信号处理等) 上 δ —函数也称为**单位脉冲或单位冲激函数**。

δ —函数的筛选性质

若 f(t) 为无穷次可微的函数,则有: $\int_{t} \delta(t) f(t) dt = f(0)$ 其中 I 是包含点 t=0 的任意区间。特殊地, 有: $\int_{-\infty}^{\infty} \delta(t) f(t) dt = f(0)$ 更一般地,我们有:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \delta(t - t_0) f(t) dt = f(t_0)$$

2019年10月 信号检测与估值

附: 白噪声 n(t) 是相互正交的随机过程

n(t) 功率谱密度为 $P_n(\omega) = N_0/2$ 的白噪声。其自相关函数为:

$$r_n(t-u) = E[n(t)n(u)] = \frac{N_0}{2}\delta(t-u) = \begin{cases} \infty & t=u\\ 0 & t \neq u \end{cases}$$

说明噪声自相关函数在 t = u 时不为 0,其他时刻都为 0,自相关性最强。 由 δ —函数的筛选性质有

$$\int_0^T \delta(t-u)f(t)dt = \begin{cases} f(u), & (t=u) \\ 0, & (t \neq u) \end{cases}$$

段江涛 信号检测与估值 2019年10月

附: 均值为零的白噪声 n(t) 是互不相关的随机过程

如果白噪声 n(t) 的均值为零, $\mu_n = E[n(t)] = 0$, 功率谱密度为 $P_n(\omega) = N_0/2$ 的白噪声。

则协方差

$$E[(n(t) - E[n(t))(n(u) - E[n(u))] = E[n(t)n(u)]$$

$$= r_n(t - u) = \frac{N_0}{2}\delta(t - u) = 0, t \neq u$$

因而 n(t) 是**互不相关**的随机过程。

M: 高斯噪声 n(t) 统计独立等价于互不相关

根据之前的证明,

如果 n(t) 是**高斯白噪声**, 则 N **个高斯随机变量** $n(t_k)(k=1,2,\cdots,t_N)$ **互不相关** ⇔相互统计独立。

因而, 高斯噪声 n(t) 的 N 维联合概率密度函数可以表示成各自一维概率密度函 数之积的形式:

$$p(n;t) = \prod_{k=1}^{N} \left(\frac{1}{2\pi\sigma_{n_k}^2}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{(n_k - \mu_{n_k})^2}{2\sigma_{n_k}^2}\right]$$
$$= p(n_1;t_1)p(n_2;t_2)\cdots p(n_N;t_N)$$

2019年10月 信号检测与估值

随机过程的统计描述 随机过程的平稳性 随机过程的正交性、不相关性和统计独立性 平稳随机过程的功率谱密

零均值的高斯白噪声 n(t) 性质

综上,n(t) 是零均值,功率谱密度为 $P_n(\omega) = N_0/2$ 的白噪声:

均值
$$E[n(t)] = \mu_n = 0$$

自相关函数

$$E[n(t)n(u)] = r_n(t-u) = \frac{N_0}{2}\delta(t-u)$$

协方差

$$E[(n(t) - E[n(t))(n(u) - E[n(u))] = E[n(t)n(u)] = r_n(t - u) = \frac{N_0}{2}\delta(t - u) = 0, t \neq u$$

由 δ —函数的筛选性质有

$$\int_0^T \delta(t-u)f(t)dt = \begin{cases} f(u), & (t=u) \\ 0, & (t \neq u) \end{cases}$$

噪声自相关函数在 t = u 时不为 0,其他时刻都为 0,自相关性最强。

是相互正交,相互统计独立,互不相关的随机变量过程。

80 / 83

有色噪声

如果噪声过程 n(t) 的功率谱密度在频域上的分布是不均匀的,则称其为有色 噪声。

有色噪声的功率谱密度

$$P_n(f) = P_0 \exp \left[-\frac{(f - f_0)^2}{2\sigma_f^2} \right]$$

均值 f_0 代表频谱的中心频率,方差 σ_f^2 反映噪声的谱宽度。 $\omega = 2\pi f$

段江涛

ch2. 信号检测与估计理论的基础知识

- ❶ 随机过程的定义
- ② 随机过程的统计描述
- ③ 随机过程的平稳性
- 4 随机过程的正交性、不相关性和统计独立性
- 5 平稳随机过程的功率谱密度
- 6 高斯噪声、白噪声、高斯白噪声和有色噪声

欢迎批评指正!