

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

## فرآیندهای تصادفی

مبحث دوم: معرفی فرآیندهای تصادفی  
دکتر آقا جانی

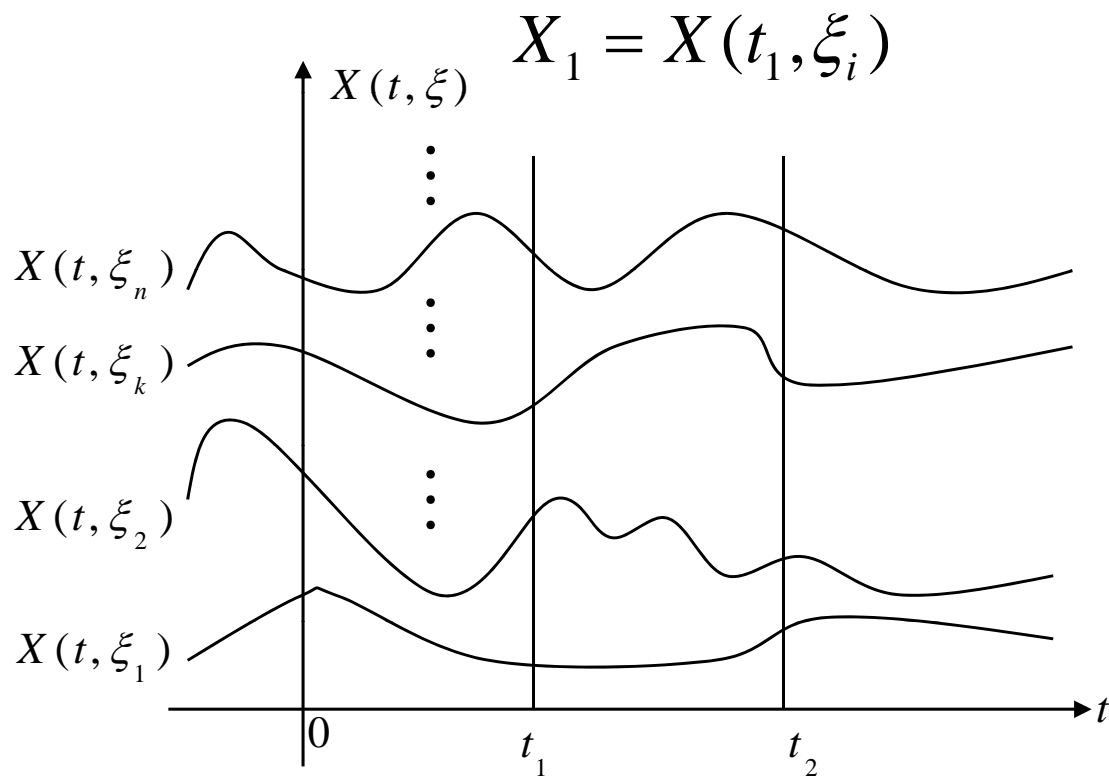


# ۱- تعریف



# فرآیند تصادفی

- تابعی از دو متغیر یکی  $\xi \in \Omega$  نقطه ای از فضای نمونه (نتیجه آزمایش تصادفی) و دیگری  $t \in T$  پارامتر فرآیند که نقطه ای از فضای پارامتر  $T$  است.



# توصیف

- توصیف ریاضی: به ازای همه مقادیر  $t$  و  $\xi$  مقدار فرآیند معلوم است. مثلاً

$$X(t, \xi) = \begin{cases} \cos^2(2t) & \xi > 1 \\ \xi \sin(10t + \xi) & \xi \leq 1 \end{cases}$$

- توصیف تحلیلی: فرآیند تابعی از یک یا چند متغیر تصادفی است.

➤ زاویه در این عبارت یک متغیر تصادفی یکنواخت است.  $X(t) = a \cos(\omega_0 t + \varphi)$ ,

- توصیف آماری: توصیف توابع احتمال متغیرهای فرآیندهای تصادفی

$$F_{X(t)}(x) = F_x(x; t) = P\{X(t) \leq x\} \quad f_x(x; t) = \frac{dF_x(x; t)}{dx}$$



# توصیف آماری

$$f_X(x; t)$$

- توصیف آماری مرتبه اول:

$$f_{X(t), X(s)}(x, y) = f_X(x, y; t, s)$$

- توصیف آماری مرتبه دوم:

➤ توزیع کناری (مرتبه اول)

$$f_X(x; t) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x, y; t, s) dy$$

- توصیف آماری مرتبه n ام

$$f_{X(t_1)X(t_2)\dots X(t_n)}(\underline{x}) = f_X(\underline{x}; t_1, t_2, \dots, t_n) = f_X(\underline{x}; \underline{t})$$

➤ با انتگرال گیری می توان به توصیف های مرتبه پایین تر رسید.

➤ توصیف آماری کامل وقتی است که  $n \rightarrow \infty$  باشد.



# دو فرآیند تصادفی

$$X(t, \xi) = X(t)$$

$$Y(t', \xi) = Y(t')$$

- دو فرآیند با دو فضای پارامتر  $T$  و  $T'$

- توصیف آماری توأم مرتبه  $n$  و  $m$

$$f_{X(t_1)X(t_2)\dots X(t_n)Y(t'_1)\dots Y(t'_m)}(\underline{x}, \underline{y}) = f_{XY}(\underline{x}, \underline{y}; \underline{t}, \underline{t}')$$

➤ توصیف های آماری توأم مرتبه پایین تر و توصیف های کناری با انتگرال گیری قابل حصول هستند.

- دو فرآیند مستقل: هر بردار از متغیر های یکی با هر بردار از متغیر های دومی مستقل از هم باشند.

$$f_{XY}(\underline{x}, \underline{y}; \underline{t}, \underline{t}') = f_X(\underline{x}; \underline{t})f_Y(\underline{y}; \underline{t}')$$

$$Z(t, \xi) = X(t, \xi) + jY(t, \xi)$$

- فرآیند مختلط:



## ۲- ممان های فرآیندها



$$m_x(t) = E[X(t)] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x; t) dx$$

• ممان اول (متوسط)

• ممان دوم ساده (تابع همبستگی)

$$R_x(t, s) = E[X(t)X^*(s)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f_X(x, y; t, s) dx dy$$

• ممان دوم مرکزی (تابع کوواریانس)

$$\begin{aligned} C_x(t, s) &= E[\tilde{X}(t)\tilde{X}^*(s)] = E[(X(t) - m_x(t))(X(s) - m_x(s))^*] \\ &= R_x(t, s) - m_x(t)m_x^*(s) \end{aligned}$$





- فرایند  $a$ -وابسته : فرآیندی که متغیرهای تصادفی آن با فاصله زمانی بیش از  $a$  مستقل هستند.

$$X(t) \perp\!\!\!\perp X(s)$$

$$\forall |t-s| > a$$

- فرایند  $a$ -همبسته : فرآیندی که متغیرهای تصادفی آن با فاصله زمانی بیش از  $a$  ناهمبسته هستند.

$$C_X(t, s) = 0$$

$$\forall |t-s| > a$$



• ممان متقابل ساده (تابع همبستگی متقابل)  $R_{XY}(t, t') = E[X(t)Y^*(t')]$

➤ دو فرآیند متعامد هستند هرگاه هر متغیر یکی با هر متغیر دیگری متعامد باشند.

$$R_{XY}(t, t') = 0 \Rightarrow R_{X+Y}(t, s) = R_X(t, s) + R_Y(t, s)$$

• ممان متقابل مرکزی (تابع کوواریانس متقابل)  $C_{XY}(t, t') = E[\tilde{X}(t)\tilde{Y}^*(t')]$

➤ دو فرآیند ناهمبسته هستند هرگاه هر متغیر یکی با هر متغیر دیگری ناهمبسته باشند.

$$C_{XY}(t, t') = 0 \Rightarrow C_{X+Y}(t, s) = C_X(t, s) + C_Y(t, s)$$

• وجود تقارن هرمیتی  $R_{XY}(t, t') = R_{YX}^*(t', t)$

$$C_{XY}(t, t') = C_{YX}^*(t', t)$$

$$R_X(t, s) = R_X^*(s, t)$$

$$C_X(t, s) = C_X^*(s, t)$$



$$X(t) = a \cos(\omega_0 t + \phi), \quad \phi \sim U(0, 2\pi).$$

$$\begin{aligned} m_x(t) &= E\{X(t)\} = aE\{\cos(\omega_0 t + \phi)\} \\ &= a \cos \omega_0 t E\{\cos \phi\} - a \sin \omega_0 t E\{\sin \phi\} = 0, \end{aligned}$$

$$E\{\cos \phi\} = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \cos \phi \, d\phi = 0 = E\{\sin \phi\}.$$

$$\begin{aligned} R_x(t, s) &= a^2 E\{\cos(\omega_0 t + \phi) \cos(\omega_0 s + \phi)\} \\ &= \frac{a^2}{2} E\{\cos \omega_0(t - s) + \cos(\omega_0(t + s) + 2\phi)\} \\ &= \frac{a^2}{2} \cos \omega_0(t - s). \end{aligned}$$



# ۳- دسته بندی فرآیندها

( مارکف، با نمو مستقل و مارتینگل )



# فرآیند با نمو مستقل

- فرآیندی که مقدارش در هر لحظه و کلیه نمو هایش در فاصله های زمانی بدون اشتراک توأمأً مستقل باشند.

$$X(t_1) \perp\!\!\!\perp X(t_2) - X(t_1) \perp\!\!\!\perp X(t_3) - X(t_2) \perp\!\!\!\perp \dots \perp\!\!\!\perp X(t_{n+1}) - X(t_n)$$

$$t_{n+1} \geq t_n \geq \dots \geq t_1$$



# فرآیند مارکوف

- فرآیندی که مقدارش در هر لحظه کلیه سابقه فرآیند را نیز در خود خلاصه کند. (سابقه از نظر تاثیر روی توزیع احتمال متغیرهای تصادفی بعدی)

$$f_{X(t_{n+1})}(x_{n+1} | X(t_1) = x_1, X(t_2) = x_2, \dots, X(t_n) = x_n) = f_{X(t_{n+1})}(x_{n+1} | X(t_n) = x_n)$$

$$t_{n+1} \geq t_n \geq \dots \geq t_1$$



# فرآیند مارتینگل

- فرآیندی است که امید ریاضی مقدارش در هر لحظه مشروط به معلوم بودن مقدارش در چند لحظه قبل، همان آخرین مقدار معلوم فرآیند باشد.

$$E[X(t_{n+1}) | X(t_1) = x_1, X(t_2) = x_2, \dots, X(t_n) = x_n] = x_n$$

$$t_{n+1} \geq t_n \geq \dots \geq t_1$$



## چند قضیه

- قضیه ۱: از با نمو مستقل بودن می توان مارکوف بودن را نتیجه گرفت.
- قضیه ۲: از با نمو مستقل بودن و داشتن تابع متوسط ثابت می توان مارتینگل بودن را نتیجه گرفت.
- قضیه ۳: در فرایندهای مارکوف توصیف آماری مرتبه دوم فرآیند یک توصیف کامل آماری است.
- قضیه ۴: در فرایندهای با نمو مستقل توصیف آماری مرتبه اول فرآیند بعلاوه توصیف آماری مرتبه اول نمو فرآیند یک توصیف کامل آماری است.

$$f_X(\underline{\mathbf{x}}; \underline{\mathbf{t}}) = f_X(x_1; t_1) \prod_{i=2}^n \frac{f_x(x_{i-1}, x_i; t_{i-1}, t_i)}{f_x(x_{i-1}; t_{i-1})}$$

$$f_X(\underline{\mathbf{x}}; \underline{\mathbf{t}}) = f_X(x_1; t_1) \prod_{i=2}^n f_{\Delta x}(x_i - x_{i-1}; t_{i-1}, t_i)$$





## مثال:

- نشان دهید در یک فرآیند با نمو مستقل:

$$\sigma_{X(t)X(s)} = \begin{cases} \sigma_{X(t)}^2, & t \leq s \\ \sigma_{X(s)}^2, & s \leq t \end{cases}$$

- حل:

$$\begin{aligned} t \leq s &\Rightarrow \sigma_{X(t)X(s)} = E[\tilde{X}(t)\tilde{X}^*(s)] = E[\tilde{X}(t)(\tilde{X}(s) - \tilde{X}(t) + \tilde{X}(t))^*] \\ &= E[\tilde{X}(t)(\tilde{X}(s) - \tilde{X}(t))^*] + E[\tilde{X}(t)\tilde{X}^*(t)] \\ &\stackrel{X(t) \perp\!\!\!\perp (X(s) - X(t))}{=} \underbrace{E[\tilde{X}(t)]}_0 \underbrace{E[(\tilde{X}(s) - \tilde{X}(t))]}_0 + \sigma_{X(t)}^2 \end{aligned}$$



## ۴- فرآیند های ساکن



# فرآیندهای ساکن

- فرآیند ساکن
- تعریف: خصوصیات آماری فرآیند با گذشت زمان تغییر نکنند مثلاً نویز حرارتی که درجه حرارت آن ثابت نگه داشته شده است.
  - ساکن به مفهوم وسیع ( $WSS$ )
  - ساکن به مفهوم اکید ( $SSS$ )
- فرآیند ساکن دوری (دوره ای)
- تعریف: خصوصیات آماری فرآیند به صورت متناوب با زمان تغییر کنند مثلاً نویز ناشی از حرکت متناوب قطعات مکانیکی
  - ساکن به مفهوم وسیع ( $WSCS$ )
  - ساکن به مفهوم اکید ( $SSCS$ )



# فرآیند (Wide Sense Stationary) WSS

- ممان اول و دوم فرآیند با گذشت زمان تغییر نمی کنند.

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

$$E\{X(t_1)X^*(t_2)\} = R_x(t_1 - t_2) = R_x(\tau)$$



# فرآیند SSS(strict Sense Stationary)

- تعریف: توابع احتمال فرآیند با گذشت زمان تغییر نکنند.

- فرآیند SSS مرتبه اول:  $f_x(x, t) = f_x(x)$

- فرآیند SSS مرتبه دوم:  $f_x(x_1, x_2; t_1, t_2) \equiv f_x(x_1, x_2; t_1 - t_2)$

- فرآیند SSS مرتبه nام:

$$f_x(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) \equiv f_x(x_1, x_2, \dots, x_n; t_1 + c, t_2 + c, \dots, t_n + c)$$

- از یک فرآیند SSS مرتبه بالا می توان SSS مرتبه پایین تر را نتیجه گرفت.

- SSS مرتبه بی نهایت را SSS کامل گوئیم.



# فرآیند WSCS (Wide Sense Cyclo Stationary)

- ممان اول و دوم فرآیند به صورت متناوب با زمان تغییر می کنند.

$$E\{X(t)\} = m_X(t) = m_X(t + T_0)$$

$$E\{X(t)X^*(t + \tau)\} = R_X(t, t + \tau) = R_X(t + T_0, t + T_0 + \tau)$$



# فرآیند SSCS (strict Sense Cyclo Stationary)

- تعریف: توابع احتمال فرآیند به صورت متناوب با زمان تغییر می کنند.

- فرآیند SSCS مرتبه  $n$  ام:  $f_X(x_1, x_2, \dots, x_n; t, t + \tau_1, \dots, t + \tau_{n-1})$   
➤ نسبت به  $t$  متناوب با دوره تناوب  $T_0$

- SSCS مرتبه بی نهایت را SSCS کامل گوئیم.



# فرآیندهای توأمماً ساکن

• وقتی فضای پارامتر دو فرآیند یکی باشد ( $T=T'$ )

➤ توأمماً  $WSS$  بودن دو فرآیند: تک تک  $WSS$  می باشند و ممان متقابل آنها نیز مستقل از زمان باشد:

$$R_{XY}(t + \tau, t) = R_{XY}(\tau)$$

➤ توأمماً  $SSS$  بودن مرتبه  $n$ ام دو فرآیند یعنی توابع احتمال توأم دو فرآیند با زمان تغییر نکند.

$$f_{XY}(\mathbf{x}, \mathbf{y}; t, t + \tau_1, \dots, t + \tau_{n-1}, t + \tau'_1, \dots, t + \tau'_{m-1}) = f_{XY}(\mathbf{x}, \mathbf{y}; \tau_1, \dots, \tau_{n-1}, \tau'_1, \dots, \tau'_{m-1})$$

□ دو فرآیند می توانند تک تک  $SSS$  کامل باشند ولی حتی توأمماً  $WSS$  هم نباشند.

□ توأمماً ساکن دوری نیز نظیر توأماً ساکن تعریف می شود.





## چند نکته

- از  $SSS$  مرتبه دوم و بالاتر  $WSS$  قابل نتیجه گیری است.
- اگر فرآیند  $X$ ، ساکن دوری به مفهوم اکید  $SSCS$  با دوره تناوب  $T_0$  باشد و  $\phi$  یک متغیر تصادفی مستقل از فرآیند  $X$  با توزیع یکنواخت بین  $0$  و  $T_0$  باشد، فرآیند  $Y$  یک فرآیند  $SSS$  مرتبه  $n$ ام است.  
$$Y(t) = X(t + \phi)$$
- اگر فرآیند  $X$ ، ساکن دوری به مفهوم وسیع  $WSCS$  با دوره تناوب  $T_0$  باشد و یک متغیر تصادفی مستقل از فرآیند  $X$  با توزیع یکنواخت بین  $0$  و  $T_0$  باشد، فرآیند  $Y$  یک فرآیند  $WSS$  است.



# ۵- معرفی چند فرآیند تصادفی

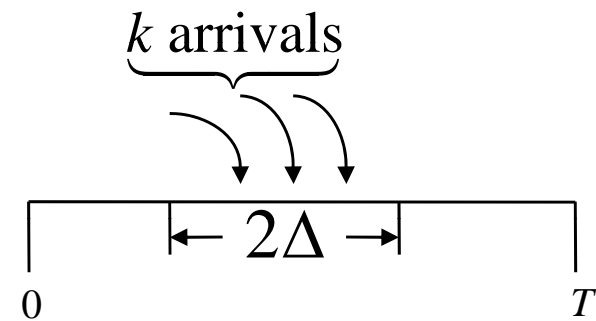
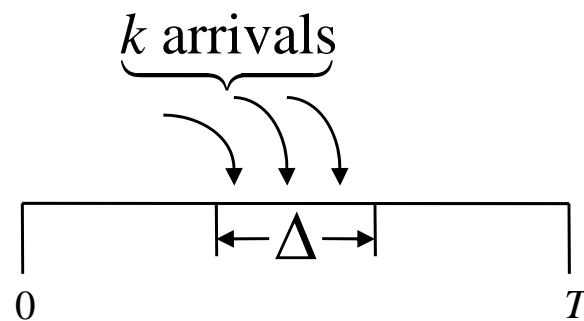


# فرآیند پواسن

- تعداد رخداد پیشامد در بینهایت تکرار مستقل از هم آزمایش تصادفی

$$P \left\{ \begin{array}{l} "k \text{ arrivals occur in an} \\ \text{interval of duration } \Delta" \end{array} \right\} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

$$\lambda = np = \mu T \cdot \frac{\Delta}{T} = \mu \Delta$$

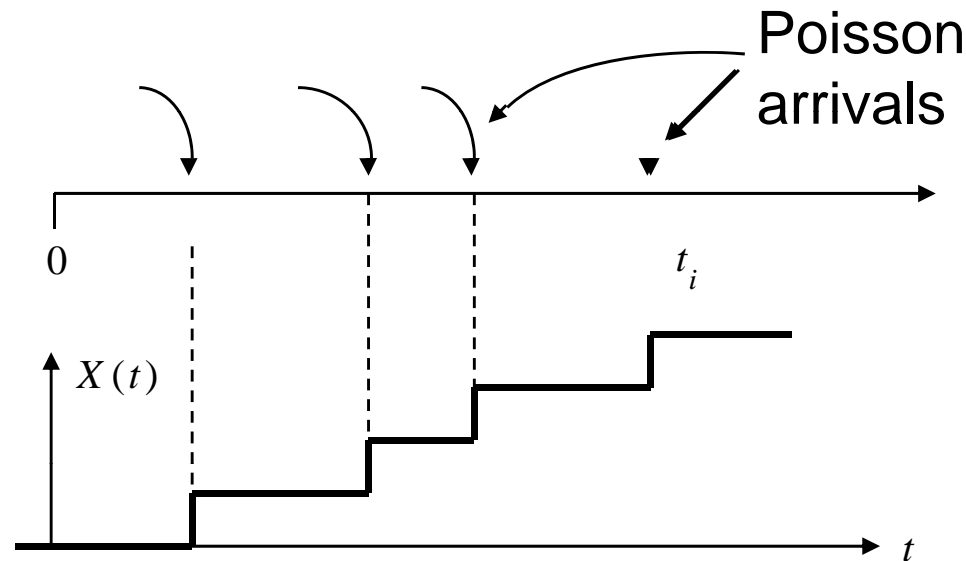


$$P \left\{ \begin{array}{l} "k \text{ arrivals occur in an} \\ \text{interval of duration } 2\Delta" \end{array} \right\} = e^{-2\lambda} \frac{(2\lambda)^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots,$$



# فرآیند پواسن

- فرآیندی است که در جریان تکرار مستقل از هم یک آزمایش تصادفی که از لحظه  $t_0$  آغاز شده است و با هر رخداد پیشامد مد نظر نمو ثابتی پیدا می کند.
  - اگر نمو را یک واحد در نظر بگیریم فرآیند همان فرآیند شمارش تعداد رخدادهاست.
  - لحظات رخداد پیشامدها را نقاط پواسن گویند.



# فرآیند پواسن

- تعداد رخداد پیشامد در فاصله  $t$  تا  $s$
- $X(s) - X(t) \sim P(a_{t,s})$
- یک فرآیند با نمو مستقل است:  $X(t_1) \perp\!\!\!\perp X(t_2) - X(t_1) \perp\!\!\!\perp \dots \perp\!\!\!\perp X(t_n) - X(t_{n-1})$
- نمو فواصل بزرگ را می توان مجموع نمو فواصل کوچک در نظر گرفت:

$$a_{t,s} = \int_t^s \lambda dt = \lambda |s - t|$$

- با توجه به نمو مستقل بودن فرآیند، توصیف آماری مرتبه اول خود فرآیند و نمو فرآیند توصیف آماری کامل از فرآیند را نتیجه می دهند:

$$P(X(t) = i) = e^{-a_{0,t}} \frac{a_{0,t}^i}{i!}$$

$$P(X(s) - X(t) = i) = e^{-a_{t,s}} \frac{a_{t,s}^i}{i!}$$

$$P_X(\mathbf{i}; \mathbf{t}) = e^{-a_{0,t}} \frac{a_{0,t}^{i_1}}{i_1!} \prod_{k=2}^n e^{-a_{t_{k-1},t_k}} \frac{a_{t_{k-1},t_k}^{(i_k - i_{k-1})}}{(i_k - i_{k-1})!}$$



# فرآیند پواسن

- ممان های فرآیند پواسن

$$E[X(t)] = a_{0,t} = \lambda t$$

➤ ممان اول

➤ ممان دوم مرکزی (بدلیل بانمو مستقل بودن)

$$C_X(t,s) = \begin{cases} \sigma_{X(t)}^2 = a_{0,t} & t < s \\ \sigma_{X(s)}^2 = a_{0,s} & s \leq t \end{cases} = \begin{cases} \lambda t & t < s \\ \lambda s & s \leq t \end{cases} = \lambda \min(t,s)$$

- توصیف آماری نقاط پواسن را ارلانگ گوئیم:

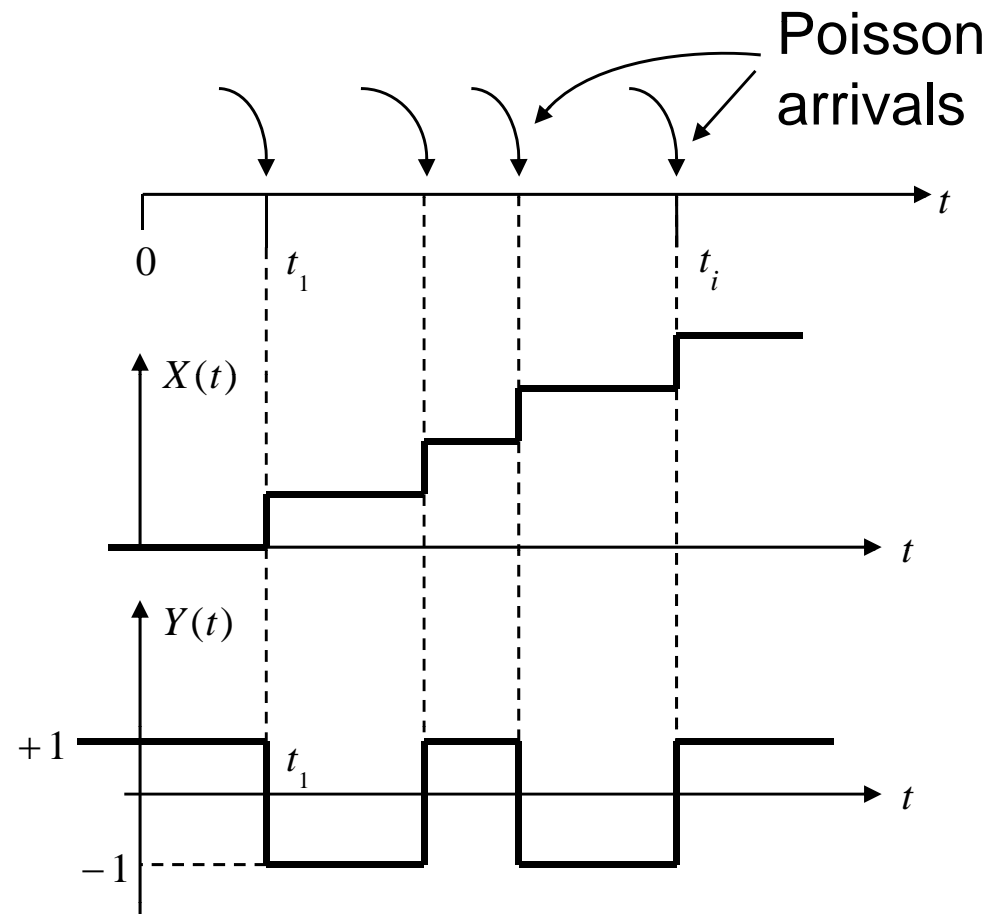
$$T_i \sim E(i, \lambda)$$

➤ زمان انتظار برای  $i$  امین رخداد پیشامد:



# فرآیند سیگنال تلگرافی

- فرآیندی که از لحظه منهای بی نهایت شروع شده با مقدار اولیه  $+1$  یا  $-1$  و با هر رخداد پیشامد علامت آن تغییر می کند.



$$Y(t) = (-1)^{X(t)}$$



# فرآیند سیگنال تلگرافی

$$P_X(\mathbf{i}; \mathbf{t}) = \left(\frac{1}{2}\right)^n \prod_{k=2}^n (1 + i_{k-1} i_k e^{-2\lambda(t_k - t_{k-1})})$$

• یک فرآیند با نمو مستقل نیست.

• یک فرآیند مارکف است.

• ممان ها

$$m_X(t) = (1)0.5 + (-1)0.5 = 0$$

➤ ممان مرتبه اول

➤ ممان مرتبه دوم

$$C_X(t, s) = R_X(t, s) = e^{-2a_{t,s}} = e^{-2\lambda|s-t|} = e^{-2\lambda|\tau|}$$





# فرآیند نرمال

- هر ترکیب خطی دلخواه از متغیرهای تصادفی آن تولید یک متغیر تصادفی کند:

$$Z = \int_{-\infty}^{+\infty} g(\alpha)X(\alpha)d\alpha \sim N(m_Z, \sigma_Z^2)$$

- هر فرآیند دیگر به صورت ترکیب خطی متغیر با زمان فرآیند، یک فرآیند نرمال است.

$$Z(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(\alpha, t)X(\alpha)d\alpha$$

- هر بردار تصادفی یک فرآیند نرمال، یک بردار نرمال است. در نتیجه توصیف آماری مرتبه  $n$  فرآیند به صورت زیر است:

$$f_X(\mathbf{x}; \mathbf{t}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n |C_X|}} e^{-\frac{1}{2} \mathbf{q}_{C_X^{-1}}(\mathbf{x} - \mathbf{m}_x)}$$



- با توجه به نکته قبل، ممان اول و دوم فرآیند توصیف کامل آماری فرآیند نرمال است.
- با توجه به نکته بالا از  $WSS$  بودن فرآیند می توان  $SSS$  بودن کامل فرآیند را نتیجه گرفت.



# فرآیند سفید

$$\begin{cases} m_X(t) = 0 \\ R_X(t + \tau, t) = C_X(t + \tau, t) = g(t)\delta(\tau) \end{cases}$$

- فرایندی با ممان های
- همه متغیرهای تصادفی فرآیند سفید با یکدیگر متعامد و ناهمبسته هستند.
- اگر فرآیند سفید نرمال هم باشد، همه متغیرهای فرآیند مستقل هم خواهند بود. (فرآیند نویز سفید)
- اگر  $g(t) = N_0$  فرایند را نویز سفید ساکن گوئیم.
- اگر  $N_0 = 1$  فرایند نویز سفید نرمالیزه خواهد بود.
- توزیع توان بین مولفه های فرکانسی نویز سفید یکنواخت است.



# فرایند وینر

- فرایندی است  $(X)$  با فضای پارامتر  $T \in [0, \infty)$  که آن را به صورت انتگرال یک نویز سفید ساکن نرمال  $(W)$  تعریف می کنند.

$$W(t) \sim N(0, N_0 \delta(t-s))$$

$$X(t) \triangleq \int_0^t W(\alpha) d\alpha$$

- فرآیند وینر یک فرایند نرمال است. (ترکیب خطی متغیر با زمان یک فرآیند نرمال)
- بدلیل نرمال بودن، ممان های اول و دوم فرایند توصیف آماری کامل فرآیند هستند.

$$X(t) \sim N(0, N_0 \min(t, s))$$

- فرآیند وینر، یک فرآیند با نمو مستقل، مارکوف و مارتینگل است.



# محاسبه ممان های فرآیند وینر

$$m_X(t) = E[X(t)] = E \int_0^t W(\alpha) d\alpha = \int_0^t E[W(\alpha)] d\alpha = 0$$

$$C_X(t, s) = R_X(t, s) = E \int_0^t W(\alpha) d\alpha \int_0^s W(\beta) d\beta = \int_0^t \int_0^s E[W(\alpha)W(\beta)] d\alpha d\beta$$

$$= \int_0^t \int_0^s N_0 \delta(\alpha - \beta) d\alpha d\beta$$

$$= N_0 \int_0^s U(\alpha - \beta) \Big|_0^t d\beta$$

$$= N_0 \int_0^s U(t - \beta) - U(-\beta) d\beta \stackrel{s > 0}{=} N_0 \int_0^s U(t - \beta) d\beta$$

$$= N_0 [-r(t - \beta)]_0^s = N_0 [r(t) - r(t - s)]$$

$$= N_0 [t - r(t - s)] = N_0 \begin{cases} t - 0 & t < s \\ t - (t - s) & s < t \end{cases} = N_0 \min(t, s)$$

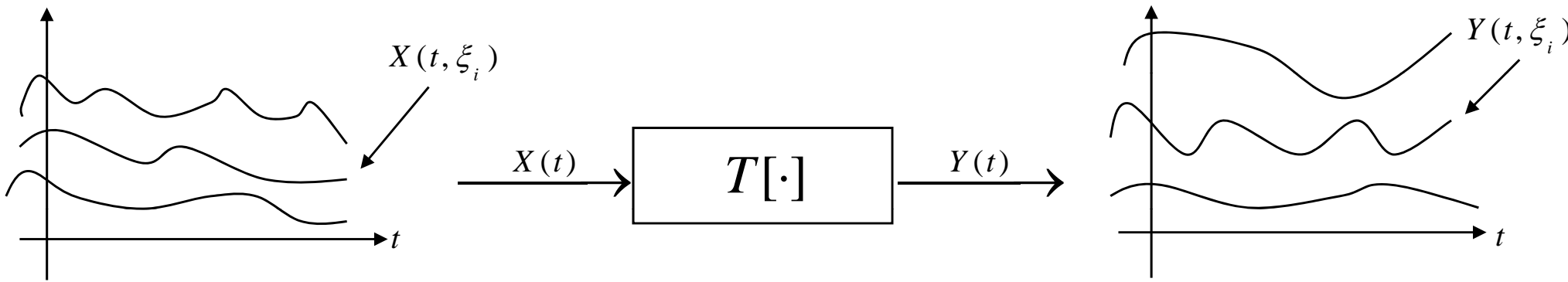


# ۶- عبور فرآیند از یک سیستم خطی

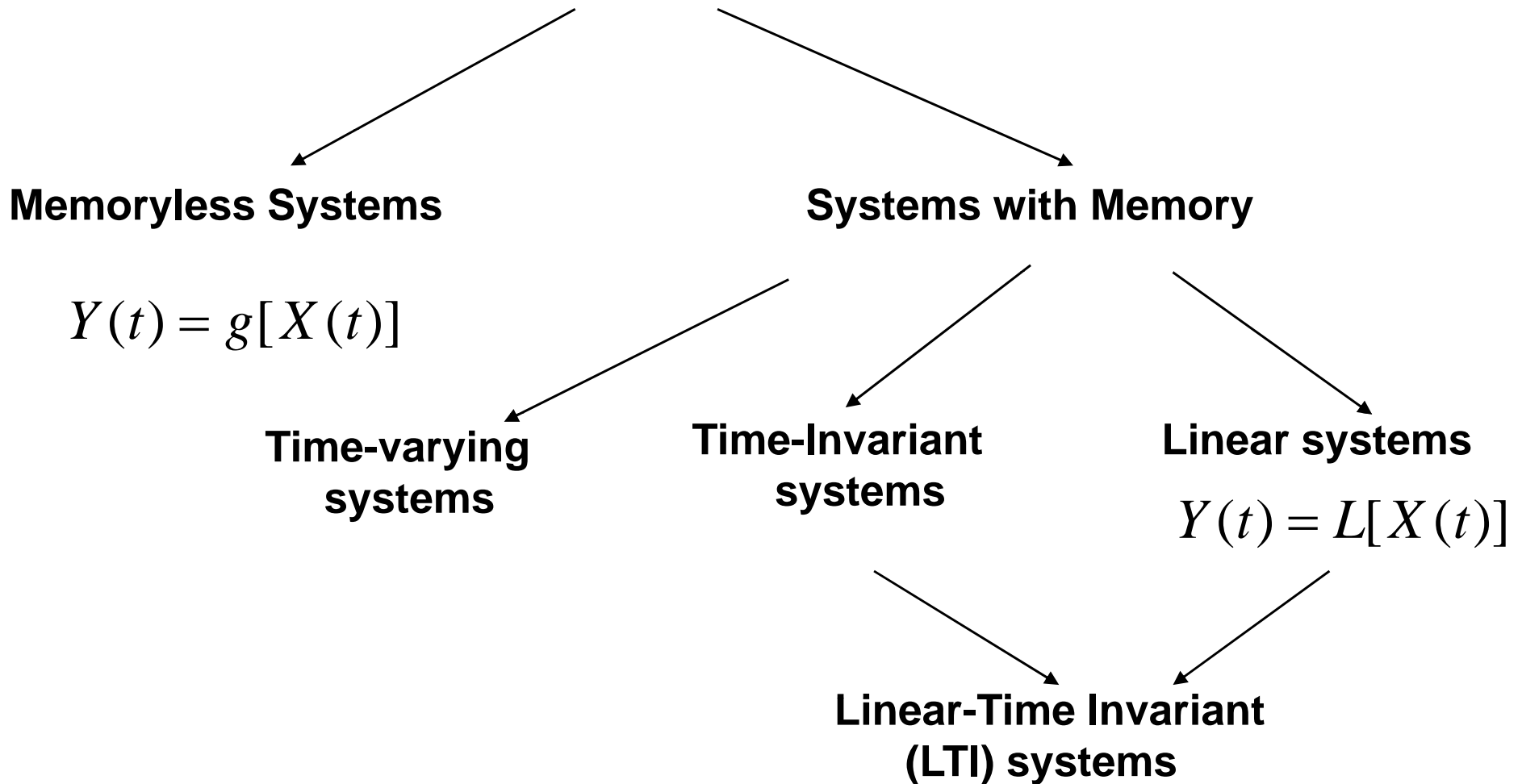


# سیستم با ورودی تصادفی

$$Y(t, \xi_i) = T[X(t, \xi_i)]$$



# Deterministic Systems



$X(t)$  →  $h(t)$  →  $Y(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} h(t - \tau) X(\tau) d\tau$

LTI system

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} h(\tau) X(t - \tau) d\tau.$$





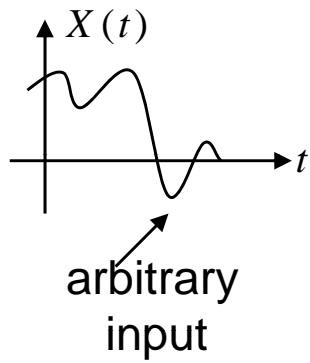
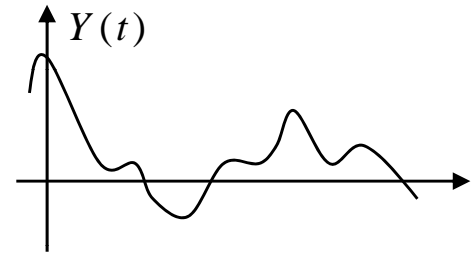


Fig. 14.6



$$Y(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} h(t - \tau) X(\tau) d\tau$$

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

$$X(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} X(\tau) \delta(t - \tau) d\tau$$

$$Y(t) = L\{X(t)\}.$$

$$Y(t) = L\{X(t)\} = L\left\{\int_{-\infty}^{+\infty} X(\tau) \delta(t - \tau) d\tau\right\}$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} L\{X(\tau) \delta(t - \tau)\} d\tau$$

By Linearity

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} X(\tau) L\{\delta(t - \tau)\} d\tau$$

By Time-invariance

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} X(\tau) h(t - \tau) d\tau = \int_{-\infty}^{+\infty} h(\tau) X(t - \tau) d\tau. \quad (14-33)$$



# آمارگان خروجی

$$\begin{aligned}m_Y(t) &= E\{Y(t)\} = \int_{-\infty}^{+\infty} E\{X(\tau)h(t-\tau)d\tau\} \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} m_X(\tau)h(t-\tau)d\tau = m_X(t) * h(t)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}R_{XY}(t, s) &= E\{X(t)Y^*(s)\} \\ &= E\left\{X(t) \int_{-\infty}^{+\infty} X^*(s-\alpha)h^*(\alpha)d\alpha\right\} \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} E\{X(t)X^*(s-\alpha)\}h^*(\alpha)d\alpha \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} R_X(t, s-\alpha)h^*(\alpha)d\alpha \\ &= R_X(t, s) * h^*(s).\end{aligned}$$

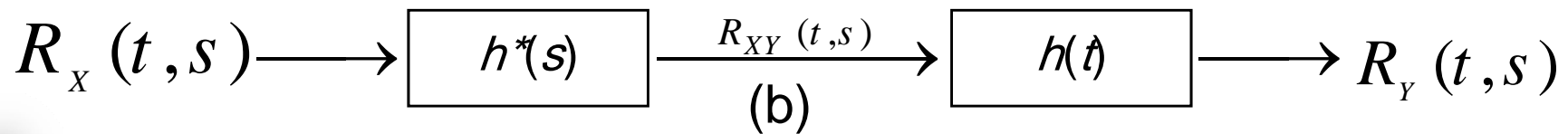
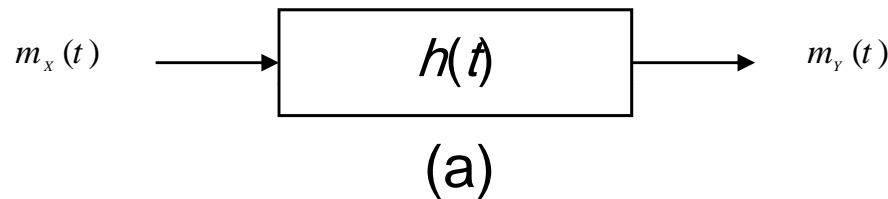


# آمارگان خروجی

$$\begin{aligned}
 R_Y(t, s) &= E \{Y(t)Y^*(s)\} \\
 &= E \left\{ \int_{-\infty}^{+\infty} X(t-\beta)h(\beta)d\beta Y^*(s) \right\} \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} E \{X(t-\beta)Y^*(s)\}h(\beta)d\beta \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} R_{XY}(t-\beta, s)h(\beta)d\beta \\
 &= R_{XY}(t, s) * h(t),
 \end{aligned}$$



$$R_Y(t, s) = R_X(t, s) * h^*(s) * h(t).$$



# خروجی به ازاء ورودی WSS

$$WSS : \begin{cases} m_X(t) = m_X \\ R_X(t, s) = R_X(t - s) = R_X(\tau) \end{cases}$$



$$m_Y(t) = m_X \int_{-\infty}^{+\infty} h(\tau) d\tau = m_X c,$$

$$\begin{aligned} R_{XY}(t, s) &= \int_{-\infty}^{+\infty} R_{XX}(t - s + \alpha) h^*(\alpha) d\alpha \\ &= R_X(\tau) * h^*(-\tau) = R_{XY}(\tau), \quad \tau = t - s. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R_Y(t, s) &= \int_{-\infty}^{+\infty} R_{XY}(t - \beta - s) h(\beta) d\beta, \quad \tau = t - s \\ &= R_{XY}(\tau) * h(\tau) = R_Y(\tau). \end{aligned}$$

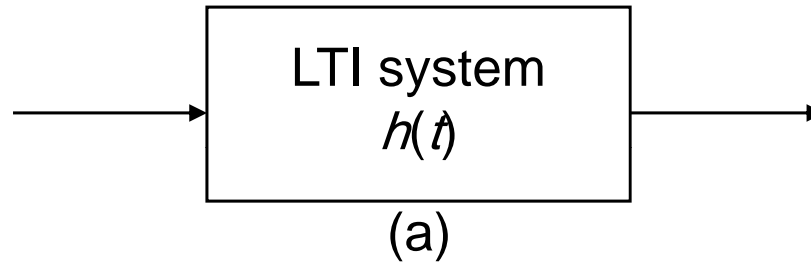


$$R_Y(\tau) = R_X(\tau) * h^*(-\tau) * h(\tau).$$



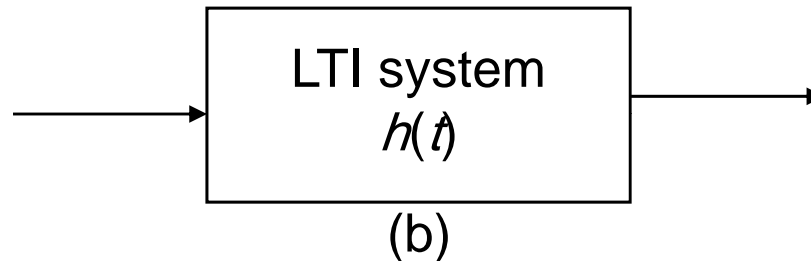
# ورودی ساکن

$X(t)$   
wide-sense  
stationary process



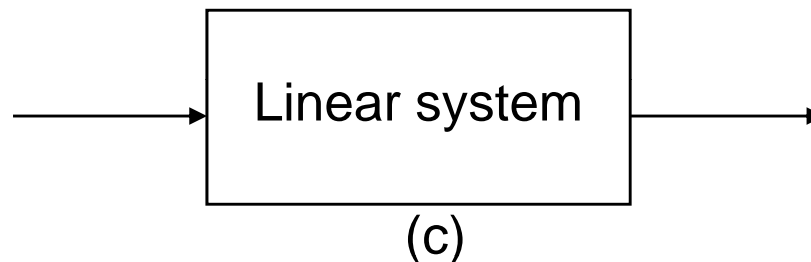
$Y(t)$   
wide-sense  
stationary process.

$X(t)$   
strict-sense  
stationary process



$Y(t)$   
strict-sense  
stationary process  
(see Text for proof)

$X(t)$   
Gaussian  
process (also  
stationary)



$Y(t)$   
Gaussian process  
(also stationary)



# مثال

- ممان های خروجی سیستم مشتق گیر را به دست آورید؟



# فرآیند ارگادیک (Ergodic)

- تعریف متوسط زمانی: معرف مقادیری که تابع  $X$  در طول محور زمان اختیار می کند. برای سیگنال های متناوب کافی است در طول یک دوره انتگرال گیری شود.

$$\langle x(t) \rangle = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T x(t) dt$$

- ارگادیک بودن: داشتن خاصیتی که بتوان از توابع زمانی فرآیند تصادفی، خصوصیات آماری فرآیند را استخراج کرد. (به طور مثال: از متوسط گیری زمانی به جای متوسط گیری آماری استفاده کنیم)



# شرایط ارگادیک بودن

- وجود شباهت هایی بین توابع زمانی فرآیند
  - زیرا لازم است فرقی نکند از کدامیک برای استخراج خصوصیات آماری استفاده می شود.
- ساکن بودن فرآیند در آن خصوصیتی که ارگادیک است.
  - زیرا با متوسط گیری زمانی، حاصل تابعی از زمان نخواهد بود.
- اهمیت ارگادیک بودن
  - با یک آزمایش تصادفی (به دست آوردن یک تابع زمانی فرآیند) می توان خصوصیات آماری فرآیند را به دست آورد.
  - یک نتیجه گیری آماری را می توان به تک تک موارد تعمیم داد.





# ارگادیک بودن در متوسط (ME) Mean Ergodicity

- تابع متوسط فرآیند را از هر یک از توابع زمانی فرآیند می توان به دست آورد.

$$m_X(t) = E[X(t)] = \langle X(t, \xi) \rangle_t$$

- سمت راست مستقل از  $t$  می شود لذا سمت چپ نیز باید مستقل شود.

$$m_X(t) = m_X \quad \text{➤ ساکن بودن در متوسط}$$

➤ سمت راست تابعی از  $\xi$  یعنی متغیر تصادفی می شود. در حالیکه سمت چپ تصادفی نیست. پس لازم است که

$$\langle X(t, \xi) \rangle_t = m_X$$

از نظر عملی تساوی به مفهوم  $MS$  کافی است:

$$E[|\langle X(t, \xi) \rangle - m_X|^2] = 0$$



# قضیه ۱:

- قضیه: شرط کافی و لازم برای ME بودن
- اثبات شرط دوم:

$$\begin{cases} m_X(t) = m_X \\ \langle\langle C_X(t,s) \rangle_t \rangle_s = 0 \end{cases}$$

$$E[|\langle X(t, \xi) \rangle - m_X|^2] = E[(\langle X(t) \rangle_t - m_X)(\langle X(t) \rangle_t - m_X)^*]$$

$$\langle X(t) \rangle_t = \langle \tilde{X}(t) + m_X \rangle_t = \langle \tilde{X}(t) \rangle_t + m_X$$

$$E[|\langle X(t, \xi) \rangle - m_X|^2] = E[\langle \tilde{X}(t) \rangle_t \langle \tilde{X}^*(t) \rangle_t] \langle x(t) \rangle$$

$$= E\left[\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T \tilde{X}(t) dt \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T \tilde{X}^*(t) dt\right]$$

$$= \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{4T^2} \int_{-T}^T \int_{-T}^T \underbrace{E[\tilde{X}(t)\tilde{X}^*(s)]}_{C_X(t,s)} dt ds = \langle\langle C_X(t,s) \rangle_t \rangle_s = 0$$



## قضیه ۲:

- شرط لازم و کافی برای ME بودن فرآیند WSS عبارت است از:

$$\langle C_X(\tau) \rangle_\tau = 0$$

- اثبات: برای فرآیند WSS شرط اول قضیه ۱ برقرار است اما شرط دوم قضیه ۱:

$$\langle [\langle C_X(t, s) \rangle_t] \rangle_s \stackrel{t \rightarrow t+s}{=} \langle \underbrace{\langle C_X(t+s, s) \rangle_t}_{C_X(t)} \rangle_s = \langle \langle C_X(t) \rangle_s \rangle_t = \langle C_X(t) \rangle_t = 0$$



## قضیه ۳:

- شرط کافی برای ME بودن فرآیندهای WSS عبارتست از:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} C_X(\tau) d\tau \neq \infty$$



## قضیه ۴:

- شرط کافی برای **ME** بودن فرآیندهای **WSS** عبارتست از:

$$\begin{cases} C_X(0) \neq \infty \\ C_X(\infty) = 0 \end{cases}$$



# مثال

- فرآیند پواسن با چگالی یکنواخت  $m_X(t) = \lambda t$ ؟
- فرآیند سیگنال تلگرافی با  $\lambda$  یکنواخت؟
- فرآیند با توصیف تحلیلی زیر

$$X(t) = A \cos(2\pi f_0 t + B)$$

$$A \perp\!\!\!\perp B$$

$$B \sim U(0, 2\pi)$$



# ارگادیک بودن در تابع همبستگی Correlation Ergodicity(CE)

- تابع همبستگی فرآیند را به کمک هر یک از توابع زمانی فرآیند به دست آورد. یعنی:

$$R_X(t + \tau, t) = E[\underbrace{X(t + \tau)X^*(t)}_{Z_\tau(t)}] = \langle X(t + \tau)X^*(t) \rangle_t$$

- با تعریف فرآیند کمکی Z می توان CE بودن X را به ME بودن Z تبدیل کرد.



- شرط لازم و کافی برای CE بودن فرآیند  $X$  عبارتست از:

$$\begin{cases} R_X(t+\tau, t) = R_X(\tau) \\ \langle\langle E[X(t+\tau, t)X^*(t)X^*(s+\tau)X(s)] \rangle\rangle_{t,s} = |R_X(\tau)|^2 \end{cases}$$

- اثبات: شرط اول همان ساکن بودن میانگین فرایند  $Z$  ( $R_X$ ) است. اما شرط دوم:

$$\langle\langle C_{Z_\tau}(t, s) \rangle\rangle_{t,s} = 0$$

$$C_{Z_\tau}(t, s) = E[Z_\tau(t)Z_\tau^*(s)] - \underbrace{m_{Z_\tau}(t)}_{E[X(t+\tau)X^*(t)]} m_{Z_\tau}^*(s)$$

$$\langle\langle C_{Z_\tau}(t, s) \rangle\rangle_{t,s} = \langle\langle E[X(t+\tau, t)X^*(t)X^*(s+\tau)X(s)] - \underbrace{R_X(t+\tau, t)}_{R_X(\tau)} \underbrace{R_X^*(s+\tau, s)}_{R_X^*(\tau)} \rangle\rangle_{t,s} = 0$$

$$\Rightarrow \langle\langle E[X(t+\tau, t)X^*(t)X^*(s+\tau)X(s)] \rangle\rangle_{t,s} = \langle\langle |R_X(\tau)|^2 \rangle\rangle_{t,s} = |R_X(\tau)|^2$$

