

Dipartimento di Ingegneria Gestionale, dell'Informazione e della Produzione



IDENTIFICAZIONE DEI MODELLI E ANALISI DEI DATI (IMAD)

Lezione 9: Famiglie di modelli stocastici

Corso di Laurea Magistrale in INGEGNERIA INFORMATICA

SPEAKER

Prof. Mirko Mazzoleni

PLACE

Università degli Studi di Bergamo

Syllabus

Parte II: sistemi dinamici

8. Processi stocastici

- 8.1 Processi stocastici stazionari (pss)
- 8.3 Rappresentazione spettrale di un pss
- 8.4 Stimatori campionari media\covarianza
- 8.5 Densità spettrale campionaria

9. Famiglie di modelli a spettro razionale

- 9.1 Modelli per serie temporali (MA, AR, ARMA)
- 9.2 Modelli per sistemi input/output (ARX, ARMAX)

10. Predizione

10.1 Filtro passa-tutto

- 10.2 Forma canonica
- 10.3 Teorema della fattorizzazione spettrale
- 10.4 Soluzione al problema della predizione

11. Identificazione

- 11.3 Identificazione di modelli ARX
- 11.4 Identificazione di modelli ARMAX
- 11.5 Metodo di Newton

12. Identificazione: analisi e complementi

- 12.1 Analisi asintotica metodi PEM
- 12.2 Identificabilità dei modelli
- 12.3 Valutazione dell'incertezza di stima

13. Identificazione: valutazione



Parte I: sistemi statici

Stima parametrica $\hat{\theta}$

- <u>θ deterministico</u>
 - NO assunzioni su ddp dei dati
 - ✓ Stima parametri popolazione
 - ✓ Stima modello lineare: minimi quadrati
 - SI assunzioni su ddp dei dati
 - ✓ Stima massima verosimiglianza parametri popolazione
 - ✓ Stima modello lineare: massima verosimiglianza
 - ✓ Regressione logistica
- <u>θ variabile casuale</u>
 - SI assunzioni su ddp dei dati
 - ✓ Stima Bayesiana

Machine learning



Parte II: sistemi dinamici

Stima parametrica $\hat{\theta}$

- <u>θ deterministico</u>
 - NO assunzioni su ddp dei dati
 - ✓ Modelli lineari di pss
 - ✓ Predizione
 - Identificazione
 - Persistente eccitazione
 - ✓ Analisi asintotica metodi PEM
 - ✓ Analisi incertezza stima (numero dati finito)
 - ✓ Valutazione del modello

Outline

- 1. Famiglie di modelli a spettro razionale
- 2. Serie temporali: modelli MA, AR, ARMA
- 3. Sistemi ingresso\uscita: modelli ARX e ARMAX
- 4. Sistemi ingresso\uscita: modelli FIR, OE, BJ
- 5. Densità spettrale di potenza: esempio di calcolo

Outline

1. Famiglie di modelli a spettro razionale

- 2. Serie temporali: modelli MA, AR, ARMA
- 3. Sistemi ingresso\uscita: modelli ARX e ARMAX
- 4. Sistemi ingresso\uscita: modelli FIR, OE, BJ
- 5. Densità spettrale di potenza: esempio di calcolo

Gli step per la risoluzione del problema

Seguiremo tre fasi per risolvere il problema della modellazione di sistemi dinamici:

Definizione delle **classi di modelli** \mathcal{M} di sistemi
dinamici

Ci concentreremo su modelli di **sistemi dinamici lineari**, espressi da **funzioni di trasferimento razionali fratte**. I parametri ignoti sono i coefficienti dei polinomi al numeratore e denominatore

Predizione

Identificazione

Data una particolare classe di modello, supponendo di conoscerne il valore dei parametri, qual è il **predittore ottimo**? Quanto vale la predizione ottima?

Come **stimo** il valore dei parametri del modello scelto per la modellazione dei dati?

Famiglie di modelli a spettro razionale

I processi stocastici che si ottengono filtrando un **rumore bianco** tramite un **filtro** asintoticamente stabile H(z) = C(z)/A(z) sono detti **processi a spettro razionale**, dove C(z) e A(z) sono polinomi a coefficienti reali nella variabile z (oppure z^{-1})

Di seguito, vedremo sia modelli di processi stocastici per serie temporali:

MA (Moving Average)

ARMA (AutoRegressive Moving Average)

AR (AutoRegressive)

sia modelli di processi stocastici per **sistemi dinamici** (quindi con ingresso u(t) noto)

ARX (AutoRegressive with eXogenous input)

OE (Output Error)

ARMAX

BJ (Box-Jenkins)

Outline

1. Famiglie di modelli a spettro razionale

2. Serie temporali: modelli MA, AR, ARMA

3. Sistemi ingresso\uscita: modelli ARX e ARMAX

4. Sistemi ingresso\uscita: modelli FIR, OE, BJ

5. Densità spettrale di potenza: esempio di calcolo

Modelli Moving Average (MA)

<u>Definizione</u>: Un processo stocastico y(t), generato a partire dal rumore bianco $e(t) \sim WN(\mu, \lambda^2)$, è detto di tipo $MA(n_c)$, se:

$$y(t) = c_0 e(t) + c_1 e(t-1) + c_2 e(t-2) + \dots + c_{n_c} e(t-n_c) = \sum_{i=0}^{n_c} c_i \cdot e(t-i)$$

- c_0, c_1, \dots, c_{n_c} : coefficienti del modello MA (n_c)
- n_c : ordine del modello

L'uscita di un modello $\mathrm{MA}(n_c)$ è combinazione lineare degli ultimi n_c+1 valori del rumore bianco in ingresso

Modelli Moving Average (MA): funzione di trasferimento

Ricordando che $z^{-1}y(t) = y(t-1)$, possiamo scrivere il processo come

$$\frac{y(t)}{e(t)} = \frac{z^{n_c}c_0 + z^{n_c-1}c_1 + \dots + c_{n_c}}{(z^{n_c})} = C(z)$$

Osserviamo n_c poli in 0. Quindi, i processi $MA(n_c)$ sono sempre stazionari

VALORE ATTESO

$$m_y = \mathbb{E}[y(t)] = \mathbb{E}[c_0 e(t) + c_1 e(t-1) + \dots + c_{n_c} e(t-n_c)]$$

$$=c_0\mathbb{E}[e(t)]+c_1\mathbb{E}[e(t-1)]+\cdots+c_{n_c}\mathbb{E}[e(t-n_c)]$$

$$=c_0\mu+c_1\mu+\cdots+c_{n_c}\mu$$
 $=\mu\cdot\sum_{i=0}^{n_c}c_i$ Non dipende dal tempo t

$$=\mu\cdot\sum_{i=0}^{n_c}c_i$$



Se $e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$, allora $\mathbb{E}[y(t)] = 0$

FUNZIONE DI AUTOCOVARIANZA

Per semplicità, supponiamo $\mathbb{E}[y(t)] = 0$, tramite depolarizzazione

•
$$\gamma_{yy}(0) = \mathbb{E}\left[\left(y(t) - m_y\right)^2\right] = \mathbb{E}\left[\left(y(t)\right)^2\right] = \mathbb{E}\left[\left(c_0 e(t) + c_1 e(t-1) + \dots + c_{n_c}^2 e(t-n_c)\right)^2\right]$$

$$= \mathbb{E} \begin{bmatrix} c_0^2 e(t)^2 + c_1^2 e(t-1)^2 + \cdots + c_{n_c}^2 e(t-n_c)^2 + \\ + 2c_0 c_1 e(t) e(t-1) + \cdots \\ + 2c_{n_c-1} c_{n_c} e(t-n_c+1) e(t-n_c) \end{bmatrix} = c_0^2 \mathbb{E}[e(t)^2] + \cdots + c_{n_c}^2 \mathbb{E}[e(t-n_c)^2]$$

$$= c_0^2 \gamma_{ee}(0) + c_1^2 \gamma_{ee}(0) + \dots + c_{n_c}^2 \gamma_{ee}(0) = \lambda^2 \cdot \sum_{i=0}^{n_c} c_i^2$$
 Non dipende dal tempo t

•
$$\gamma_{yy}(1) = \mathbb{E}[(y(t) - m_y) \cdot (y(t-1) - m_y)] = \mathbb{E}[y(t)y(t-1)] =$$

$$= \mathbb{E}[(c_0e(t) + c_1e(t-1) \dots + c_{n_c}e(t-n_c)) \cdot (c_0e(t-1) + c_1e(t-2) \dots + c_{n_c}e(t-n_c-1))]$$

$$= c_0c_1\mathbb{E}[e(t-1)^2] + c_1c_2\mathbb{E}[e(t-2)^2] + \dots + c_{n-1}c_n\mathbb{E}[e(t-n_c-1)^2]$$

$$= \lambda^2 \cdot \left(c_0 c_1 + c_1 c_2 + \dots + c_{n_c - 1} c_{n_c} \right)$$

•
$$\gamma_{yy}(2) = \lambda^2 \cdot (c_0 c_2 + c_1 c_3 + \dots + c_{n_c-2} c_{n_c})$$
 • $\gamma_{yy}(n_c) = \lambda^2 \cdot (c_0 c_{n_c})$

• $\gamma_{yy}(\tau)=0$ se $\tau>n_c$ Un processo MA (n_c) dipende solo dagli n_c valori precedenti al tempo corrente



Osservazioni

- Un modo per capire se una serie temporale può essere modellata tramite un $MA(n_c)$ è quello di guardare se la sua funzione di autocovarianza (nella pratica, una stima di essa) va a zero dopo n_c lags
- II processo $\tilde{y}(t) = \tilde{c}_0 \tilde{e}(t) + \tilde{c}_1 \tilde{e}(t-1) + \tilde{c}_2 \tilde{e}(t-2) + \dots + \tilde{c}_{n_c} \tilde{e}(t-n_c)$ con $\tilde{e}(t) \sim \text{WN}(0, \tilde{\lambda}^2)$, $\tilde{c}_i = \alpha \cdot c_i$, $\tilde{\lambda}^2 = \lambda^2/\alpha^2$, ha lo stesso valore atteso e autocovarianza del processo $y(t) = c_0 e(t) + c_1 e(t-1) + c_2 e(t-2) + \dots + c_{n_c} e(t-n_c)$

Per evitare questa sovraparametrizzazione del modello, spesso si fissa $c_0 = 1$

<u>Definizione</u>: Un processo stocastico y(t), generato a partire dal rumore bianco $e(t) \sim WN(\mu, \lambda^2)$, è detto di tipo $AR(n_a)$, se:

$$y(t) = a_1 y(t-1) + a_2 y(t-2) + \dots + a_{n_a} y(t-n_a) + e(t) = \sum_{i=1}^{n_a} a_i y(t-i) + e(t)$$

- $a_1, ..., a_{n_a}$: coefficienti del modello $AR(n_a)$
- n_a : ordine del modello

L'uscita di un modello $AR(n_a)$ è **combinazione lineare** degli ultimi n_a valori del processo stesso e del rumore bianco in ingresso

Modelli AutoRegressive (AR): funzione di trasferimento

Ricordando che $z^{-1}y(t) = y(t-1)$, possiamo scrivere il processo come

$$y(t) = a_1 y(t-1) + a_2 y(t-2) + \dots + a_{n_a} y(t-n_a) + e(t)$$

$$= a_1 z^{-1} y(t) + a_2 z^{-2} y(t) + \dots + a_{n_a} z^{-n_a} y(t) + e(t)$$

$$= a_1 z^{-1} y(t) + a_2 z^{-2} y(t) + \dots + a_{n_a} z^{-n_a} y(t) + e(t)$$

$$y(t)[1 - a_1 z^{-1} - a_2 z^{-2} - \dots - a_{n_a} z^{-n_a}] = e(t) \qquad \Longrightarrow \qquad y(t) = \frac{1}{A(z)} e(t)$$

$$\frac{y(t)}{e(t)} = \frac{z^{n_a}}{z^{n_a} - a_1 z^{n_a - 1} - \dots - a_{n_a}} = A(z)$$
• n_a zeri nell'origine
• n_a poli

Un processo $AR(n_a)$ è stazionario se e solo se 1/A(z)asintoticamente stabile

Modelli AutoRegressive (AR): proprietà

VALORE ATTESO (nel caso il processo sia stazionario)

$$\begin{split} m_y &= \mathbb{E}[y(t)] \ = \mathbb{E}\big[a_1 y(t-1) + a_2 y(t-2) + \dots + a_{n_a} y(t-n_a) + e(t)\big] \\ &= a_1 \mathbb{E}[y(t-1)] + \dots + a_{n_a} \mathbb{E}[y(t-n_a)] + \mathbb{E}[e(t)] \\ &= a_1 \mathbb{E}[y(t)] + \dots + a_{n_a} \mathbb{E}[y(t)] + \mu \quad \Longrightarrow \quad \left(1 - a_1 - \dots - a_{n_a}\right) \mathbb{E}[y(t)] = \mu \end{split}$$

$$\mathbb{E}[y(t)] = \frac{\mu}{1 - a_1 - \dots - a_{n_a}}$$



Modelli AutoRegressive (AR): proprietà

FUNZIONE DI AUTOCOVARIANZA (nel caso il processo sia stazionario)

Consideriamo processi AR(1) del tipo $y(t) = a_1 y(t-1) + e(t)$, $e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$. Supponiamo che il processo sia **asintoticamente stabile** (ovvero, $|a_1| < 1$), e a **media nulla**

•
$$\gamma_{yy}(0) = \mathbb{E}[y(t)^2] = \mathbb{E}\left[\left(a_1y(t-1) + e(t)\right)^2\right] = \mathbb{E}[a_1^2y(t-1)^2 + e(t)^2 + 2a_1y(t-1)e(t)]$$

$$= a_1^2 \mathbb{E}[y(t-1)^2] + \mathbb{E}[e(t)^2] + 2a_1 \mathbb{E}[y(t-1)e(t)]$$
 $y(t-1)$ dipende solo da $e(t-1), e(t-2), ...$

$$= a_1^2 \gamma_{yy}(0) + \lambda^2 + 0 \quad \Longrightarrow \quad \gamma_{yy}(0)[1 - a_1^2] = \lambda^2 \quad \Longrightarrow \quad \gamma_{yy}(0) = \frac{\lambda^2}{1 - a_1^2}$$

Modelli AutoRegressive (AR): proprietà

•
$$\gamma_{yy}(1) = \mathbb{E}[y(t)y(t-1)] = \mathbb{E}[(a_1y(t-1) + e(t)) \cdot y(t-1)] = \mathbb{E}[a_1y(t-1)^2 + y(t-1)e(t)]$$

$$= a_1 \mathbb{E}[y(t-1)^2] + \mathbb{E}[y(t-1)e(t)] = a_1 \gamma_{yy}(0) \implies \gamma_{yy}(1) = a_1 \gamma_{yy}(0)$$

•
$$\gamma_{yy}(2) = \mathbb{E}[y(t)y(t-2)] = \mathbb{E}[(a_1y(t-1) + e(t)) \cdot y(t-2)]$$

$$= \mathbb{E}[a_1y(t-1)y(t-2) + y(t-2)e(t)] = a_1\mathbb{E}[y(t-1)y(t-2)] + \mathbb{E}[y(t-2)e(t)]$$

$$= a_1 \gamma_{yy}(1) \quad \Longrightarrow \quad \gamma_{yy}(2) = a_1 \gamma_{yy}(1)$$

Modelli AutoRegressive (AR): equazioni Yule-Walker

Generalizzando, si ha che, per un processo AR(1),

$$\begin{cases} \gamma_{yy}(0) = \frac{\lambda^2}{1 - a_1^2} & \text{se } \tau = 0 \\ \\ \gamma_{yy}(\tau) = a_1 \cdot \gamma_{yy}(\tau - 1) & \text{se } \tau > 0 \end{cases}$$

Equazioni di Yule-Walker

per un AR(1)

Esistono anche per $AR(n_a)$

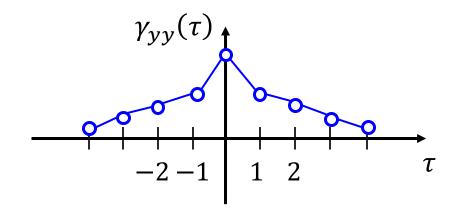
Osservazioni

• Dato che abbiamo supposto un processo AR(1) stazionario, allora $|a_1| < 1$. Quindi

$$\left|\gamma_{yy}(\tau+1)\right| < \left|\gamma_{yy}(\tau)\right|$$

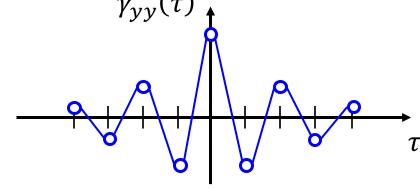
e dato che $|a_1| \neq 1$, allora $\gamma_{\nu\nu}(0)$ esiste finito

• Il processo $\bar{y}(t) = a_1\bar{y}(t-1) + e(t)$, $e(t) \sim \text{WN}(0, \lambda^2)$, con $0 < a_1 < 1$, ha funzione di autocovarianza $\gamma_{yy}(\tau) > 0 \ \forall \tau$, e sarà decrescente (ma non raggiunge mai lo zero)



Le realizzazioni del processo «variano lentamente» e sono «smooth», poiché le variabili casuali sono correlate positivamente fra loro. In media, le realizzazioni «non cambiano segno» da un istante al successivo. Le componenti a bassa frequenza dominano nella densità spettrale di potenza

• Il processo $\bar{y}(t) = a_1\bar{y}(t-1) + e(t)$, $e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$, con $-1 < a_1 < 0$, ha funzione di **autocovarianza** che **cambia segno** ad ogni τ , in modo alternato (e decresce in valore assoluto senza raggiungere lo zero)



Le realizzazioni del processo «variano velocemente» e sono «nervose», poiché le variabili casuali sono correlate negativamente fra loro. In media, le realizzazioni «cambiano segno» da un istante al successivo. Le componenti ad alta frequenza dominano nella densità spettrale di potenza

Abbiamo visto che, per un process $\mathrm{MA}(n_c)$, $\gamma_{yy}(\tau)=0\ \forall \tau>n_c$. Per i processi $\mathrm{AR}(n_a)$, possiamo osservare un comportamento analogo guardando la **funzione di autocorrelazione** parziale (PACF) $\gamma_{yy}^{\mathrm{PAR}}(\tau)$. La PACF è tale che $\gamma_{yy}^{\mathrm{PAR}}(\tau)=0\ \forall \tau>n_a$

Nell'analisi pratica di serie temporali, si seguono questi passaggi:

- 1. Controllo se la serie temporale può essere modellata con un $MA(n_c)$ guardando $\gamma_{yy}(\tau)$
- 2. Controllo se la serie temporale può essere modellata con un $AR(n_a)$ guardando $\gamma_{yy}^{PAR}(\tau)$
- 3. Se nessuna delle due funzioni si annulla da un certo τ in poi, ho bisogno di altri modelli

Un'altra categoria di modelli per serie temporali sono gli $ARMA(n_a, n_c)$

Modelli AutoRegressive Moving Average (ARMA)

<u>Definizione</u>: Un processo stocastico y(t), generato a partire dal rumore bianco $e(t) \sim WN(\mu, \lambda^2)$, è detto di tipo $ARMA(n_a, n_c)$, se:

$$y(t) = a_1 y(t-1) + a_2 y(t-2) + \dots + a_{n_a} y(t-n_a) +$$
 Parte AR(n_a)
 $+e(t) + c_1 e(t-1) + c_2 e(t-2) + \dots + c_{n_c} e(t-n_c)$ Parte MA(n_c)

- $a_1, ..., a_{n_a}$: coefficienti della parte $AR(n_a)$
- $c_0, c_1, ..., c_{n_c}$: coefficienti della parte $MA(n_c)$

• n_a : ordine della parte $AR(n_a)$

• n_c : ordine della parte MA (n_c)

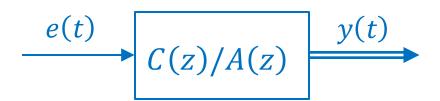
Notiamo che ARMA $(0, n_c) = MA(n_c)$ e ARMA $(n_a, 0) = AR(n_a)$

Modelli AutoRegressive Moving Average (ARMA)

La funzione di trasferimento di un $ARMA(n_a, n_c)$ risulta essere

$$y(t)\left[1 - a_1z^{-1} - a_2z^{-2} - \dots - a_{n_a}z^{-n_a}\right] = \left[1 + c_1z^{-1} + c_2z^{-2} + \dots + c_{n_c}z^{-n_c}\right]e(t)$$

$$y(t) = \frac{1 + c_1 z^{-1} + c_2 z^{-2} + \dots + c_{n_c} z^{-n_c}}{1 - a_1 z^{-1} - a_2 z^{-2} - \dots - a_{n_a} z^{-n_a}} e(t) \qquad \qquad \Rightarrow \qquad y(t) = \frac{C(z)}{A(z)} e(t)$$



Il processo y(t) è stazionario se e solo se C(z)/A(z) è asintoticamente stabile

Modelli AutoRegressive Moving Average (ARMA)

Teorema Dato un processo stocastico stazionario ARMA (n_a,n_c) , esso può essere scritto come un MA (∞)

Esempio

Supponiamo di avere un AR(1) del tipo $y(t) = ay(t-1) + e(t), \ e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$

$$y(t) = \begin{cases} 1 \\ 1 \\ 1 - az^{-1} \end{cases} e(t)$$
 può essere visto come il limite di una serie geometrica di ragione az^{-1}

$$= \sum_{i=0}^{+\infty} (az^{-1})^i \cdot e(t) = \sum_{i=0}^{+\infty} a^i \cdot e(t-i) \quad MA(\infty)$$

Outline

- 1. Famiglie di modelli a spettro razionale
- 2. Serie temporali: modelli MA, AR, ARMA
- 3. Sistemi ingresso\uscita: modelli ARX e ARMAX
- 4. Sistemi ingresso\uscita: modelli FIR, OE, BJ
- 5. Densità spettrale di potenza: esempio di calcolo

Modelli AR with eXogenous input (ARX)

<u>Definizione</u>: Un processo stocastico y(t), generato a partire dal rumore bianco $e(t) \sim WN(\mu, \lambda^2)$, è detto di tipo $ARX(n_a, n_b, k)$, se:

$$y(t) = a_1 y(t-1) + a_2 y(t-2) + \dots + a_{n_a} y(t-n_a) + e(t)$$
 Parte AR(n_a)
$$+ b_0 u(t-k) + b_1 u(t-k-1) + \dots + b_{n_b} u(t-k-n_b)$$
 Parte X(n_b)

- $a_1, ..., a_{n_a}$: coefficienti della parte $AR(n_a)$
- b_0, b_1, \dots, b_{n_b} : coefficienti della parte $X(n_b)$

• n_a : ordine della parte $AR(n_a)$

• n_b : ordine della parte $X(n_b)$

Il termine k è il **ritardo puro** tra ingresso u(t) e uscita y(t)

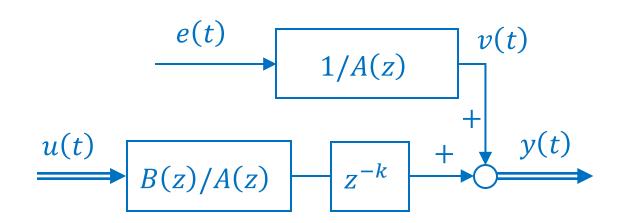
Modelli AR with eXogenous input (ARX)

La funzione di trasferimento di un $ARX(n_a, n_b, k)$ risulta essere

$$y(t) \left[1 - a_1 z^{-1} - \dots - a_{n_a} z^{-n_a} \right] = \left[b_0 z^{-k} + b_1 z^{-k-1} + \dots + b_{n_b} z^{-k-n_b} \right] u(t) + e(t)$$

$$y(t) = \frac{b_0 + b_1 z^{-1} + \dots + b_{n_b} z^{-n_b}}{1 - a_1 z^{-1} - \dots - a_{n_a} z^{-n_a}} u(t - k) + \frac{1}{1 - a_1 z^{-1} - \dots - a_{n_a} z^{-n_a}} e(t)$$

$$y(t) = \frac{B(z)}{A(z)}u(t-k) + \frac{1}{A(z)}e(t)$$



Modelli ARMA with eXogenous input (ARMAX)

<u>Definizione</u>: Un processo stocastico y(t), generato a partire dal rumore bianco $e(t) \sim WN(\mu, \lambda^2)$, è detto di tipo $ARMAX(n_a, n_c, n_b, k)$, se:

$$y(t) = a_1 y(t-1) + a_2 y(t-2) + \dots + a_{n_a} y(t-n_a) +$$
Parte $AR(n_a)$
$$+ b_0 u(t-k) + b_1 u(t-k-1) + \dots + b_{n_b} u(t-k-n_b)$$
Parte $X(n_b)$
$$+ e(t) + c_1 e(t-1) + c_2 e(t-2) + \dots + c_{n_c} e(t-n_c)$$
Parte $MA(n_c)$

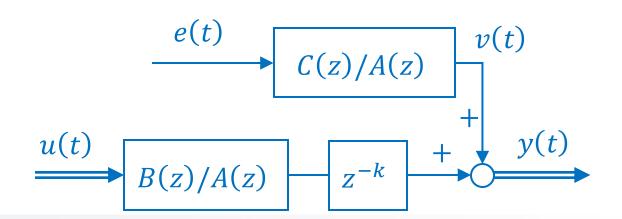
Modelli ARMA with eXogenous input (ARMAX)

La funzione di trasferimento di un ARMAX (n_a, n_c, n_b, k) risulta essere

$$y(t)\left[1 - a_1 z^{-1} + \dots + a_{n_a} z^{-n_a}\right] = \left[b_0 z^{-k} + b_1 z^{-k-1} + \dots + b_{n_b} z^{-k-n_b}\right] u(t) + \left[1 + c_1 z^{-1} + c_2 z^{-2} + \dots + c_{n_c} z^{-n_c}\right] e(t)$$

$$y(t) = \frac{b_0 + b_1 z^{-1} + \dots + b_{n_b} z^{-n_b}}{1 - a_1 z^{-1} + \dots + a_{n_a} z^{-n_a}} u(t - k) + \frac{1 + c_1 z^{-1} + \dots + c_{n_c} z^{-n_c}}{1 - a_1 z^{-1} + \dots + a_{n_a} z^{-n_a}} e(t)$$

$$y(t) = \frac{B(z)}{A(z)}u(t-k) + \frac{C(z)}{A(z)}e(t)$$



Outline

- 1. Famiglie di modelli a spettro razionale
- 2. Serie temporali: modelli MA, AR, ARMA
- 3. Sistemi ingresso\uscita: modelli ARX e ARMAX
- 4. Sistemi ingresso\uscita: modelli FIR, OE, BJ
- 5. Densità spettrale di potenza: esempio di calcolo

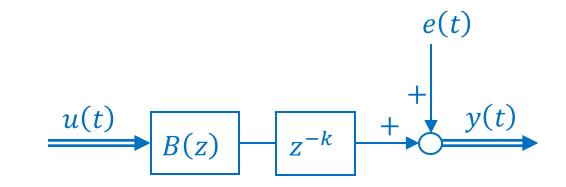
Modelli Finite Impulse Response (FIR)

<u>Definizione</u>: un modello $FIR(n_b, k)$, con rumore bianco additivo $e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$, è definito come

$$y(t) = b_0 u(t - k) + b_1 u(t - k - 1) + \dots + b_{n_b} u(t - k - n_b) + e(t) = \sum_{i=0}^{n_b} b_i \cdot u(t - k - i) + e(t)$$

$$= B(z)u(t - k) + e(t)$$

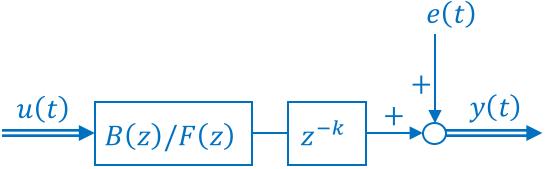
L'uscita di un modello ${\rm FIR}(n_b)$ dipende solo da valori passati dell'ingresso u(t) e dal rumore bianco e(t)



Modelli Output Error (OE)

<u>Definizione</u>: un modello $OE(n_b, n_f, k)$, con rumore bianco additivo $e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$, è definito come

$$y(t) = \frac{B(z)}{F(z)}u(t-k) + e(t)$$



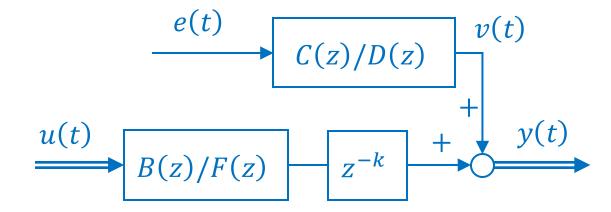
Questo modello è simile al modello $ARX(n_a,n_b,k)$, ma, a differenza di quest'ultimo, suppone che il **rumore entri solo dopo** che l'uscita «non rumorosa» è stata generata

Il modello $OE(n_b, n_f, k)$ è uno dei più utilizzati per modellare processi con solo **errore di misura**

Modelli Box-Jenkins (BJ)

<u>Definizione</u>: Un processo stocastico y(t), generato a partire dal rumore bianco $e(t) \sim WN(\mu, \lambda^2)$, è detto di tipo $BJ(n_c, n_b, n_d, n_f, k)$, se:

$$y(t) = \frac{B(z)}{F(z)}u(t-k) + \frac{C(z)}{D(z)}e(t)$$



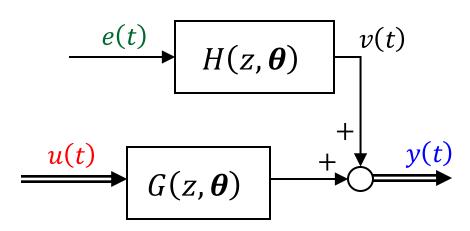
A differenza dei modelli $ARMAX(n_a, n_c, n_b, k)$, questi modelli hanno **polinomi diversi al denominatore**, per cui parte esogena e parte stocastica sono **parametrizzate in modo indipendente**. Tale proprietà si ha anche coi modelli $FIR(n_b, k)$ e $OE(n_b, n_f, k)$

Famiglie di modelli per sistemi ingresso\uscita

Famiglia di modello	$G(z, \boldsymbol{\theta})$	$H(z, \boldsymbol{\theta})$
ARX	$\frac{B(z,\boldsymbol{\theta})}{A(z,\boldsymbol{\theta})}z^{-k}$	$\frac{1}{A(z, \boldsymbol{\theta})}$
ARMAX	$\frac{B(z,\boldsymbol{\theta})}{A(z,\boldsymbol{\theta})}z^{-k}$	$\frac{C(z,\boldsymbol{\theta})}{A(z,\boldsymbol{\theta})}$
OE	$\frac{B(z,\boldsymbol{\theta})}{F(z,\boldsymbol{\theta})}z^{-k}$	1
FIR	$B(z, \boldsymbol{\theta})z^{-k}$	1
BJ	$\frac{B(z,\boldsymbol{\theta})}{F(z,\boldsymbol{\theta})}z^{-k}$	$\frac{C(z,\boldsymbol{\theta})}{D(z,\boldsymbol{\theta})}$

I termini «famiglia», «classe» o «struttura» di modello sono usati come sinonimi

Il vettore θ rappresenta i **parametri del modello** (valore dei coefficienti dei polinomi)



Outline

- 1. Famiglie di modelli a spettro razionale
- 2. Serie temporali: modelli MA, AR, ARMA
- 3. Sistemi ingresso\uscita: modelli ARX e ARMAX
- 4. Sistemi ingresso\uscita: modelli FIR, OE, BJ
- 5. Densità spettrale di potenza: esempio di calcolo

Consideriamo un processo MA(1) del tipo

$$y(t) = c_0 e(t) + c_1 e(t-1),$$
 $c_0 = 1,$ $e(t) \sim WN(0,1)$

1) Calcolo della densità spettrale di potenza usando la definizione

$$\Gamma_{yy}(\omega) = \sum_{\tau = -\infty}^{+\infty} \gamma_{yy}(\tau) e^{-j\omega\tau} = \gamma_{yy}(-1)e^{-j\omega(-1)} + \gamma_{yy}(0)e^{-j\omega(0)} + \gamma_{yy}(+1)e^{-j\omega(+1)}$$

$$= \lambda^2 c_0 c_1 \cdot e^{j\omega} + \lambda^2 (c_0^2 + c_1^2) \cdot 1 + \lambda^2 c_0 c_1 \cdot e^{-j\omega} = c_1 \cdot e^{j\omega} + (1 + c_1^2) + c_1 \cdot e^{-j\omega}$$

$$= c_1 [e^{j\omega} + e^{-j\omega}] + c_1^2 + 1 = 2c_1 \cos \omega + c_1^2 + 1$$



2) Calcolo della densità spettrale di potenza usando il modello

$$y(t) = e(t) + c_1 e(t-1)$$
 \Rightarrow $y(t) = [1 + c_1 z^{-1}]e(t)$ \Rightarrow $y(t) = C(z)e(t)$

$$\Gamma_{yy}(\omega) = \left| C(e^{j\omega}) \right|^2 \cdot \Gamma_{ee}(\omega) = (1 + c_1 e^{j\omega}) \cdot (1 + c_1 e^{-j\omega})$$

$$= 1 + c_1 e^{-j\omega} + c_1 e^{j\omega} + c_1^2 (e^{-j\omega} \cdot e^{j\omega}) = 1 + c_1 [e^{j\omega} + e^{-j\omega}] + c_1^2$$

$$= 2c_1\cos\omega + c_1^2 + 1$$

Per disegnare qualitativamente lo spettro, lo valutiamo in 3 frequenze:

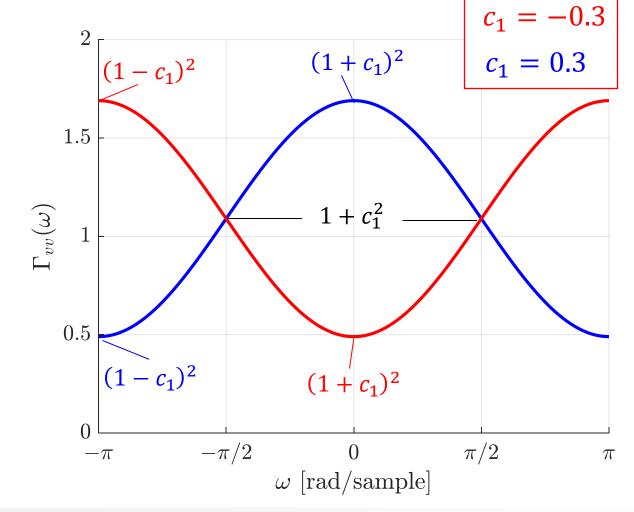
$$\Gamma_{yy}(0) = 1 + c_1^2 + 2c_1 \cos 0 = 1 + c_1^2 + 2c_1$$

= $(1 + c_1)^2$

$$\Gamma_{yy}\left(\frac{\pi}{2}\right) = 1 + c_1^2 + 2c_1\cos\frac{\pi}{2} = 1 + c_1^2$$

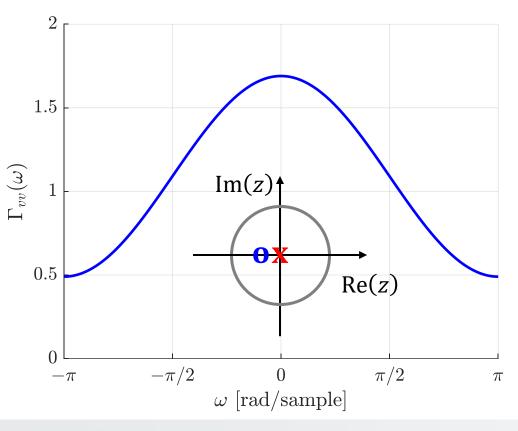
$$\Gamma_{yy}(\pi) = 1 + c_1^2 + 2c_1 \cos \pi = 1 + c_1^2 - 2c_1$$

= $(1 - c_1)^2$



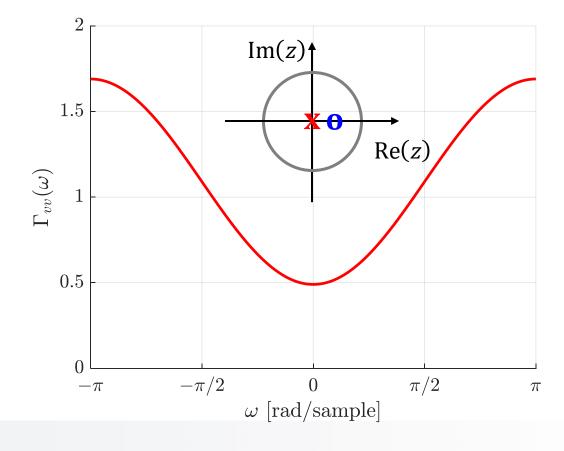
$$y(t) = [1 + 0.3z^{-1}]e(t)$$

zero
$$z = -0.3$$
 polo $z = 0$



$$y(t) = [1 - 0.3z^{-1}]e(t)$$

zero
$$z = +0.3$$
 polo $z = 0$





UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI BERGAMO

Dipartimento di Ingegneria Gestionale, dell'Informazione e della Produzione