

Dipartimento di Ingegneria Gestionale, dell'Informazione e della Produzione



# IDENTIFICAZIONE DEI MODELLI E ANALISI DEI DATI (IMAD)

Corso di Laurea Magistrale in INGEGNERIA INFORMATICA

# Lezione 11: Identificazione – concetti fondamentali

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. Introduzione all'identificazione dei modelli dinamici

2. Metodi a minimizzazione dell'errore di predizione (PEM)

3. Identificazione PEM di modelli ARX

4. Identificazione PEM di modelli ARMAX

### **Outline**

1. Introduzione all'identificazione dei modelli dinamici

2. Metodi a minimizzazione dell'errore di predizione (PEM)

3. Identificazione PEM di modelli ARX

4. Identificazione PEM di modelli ARMAX

# Gli step per la risoluzione del problema

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

Ci concentreremo su modelli di **sistemi dinamici lineari**, Definizione delle classi di espressi da funzioni di trasferimento razionali fratte. I modelli Mdi sistemi parametri ignoti sono i coefficienti dei polinomi al numeratore dinamici e denominatore Data una particolare classe di modello, supponendo di conoscerne il valore dei parametri, qual è il predittore Predizione ottimo? Quanto vale la predizione ottima? Come stimo il valore dei parametri del modello scelto per Identificazione la modellazione dei dati?

### I passi della procedura Conoscenza a priori Scopo e ambito di utilizzo del modello Design dell'esperimento Criterio di Famiglia di Dati identificazione modelli Stima del modello **NON OK** Nuovo dataset Valutazione Scopo e ambito di utilizzo

OK



del modello

# I passi della procedura di identificazione

**Dati:** i dati possono essere raccolti o dal funzionamento nominale del sistema, oppure tramite **esperimenti progettati ad-hoc**, in modo da ottenere **specifiche informazioni** (guadagno, risposte a scalino, risposta in frequenza,...)

Famiglia di modelli: è necessario scegliere quale tipo di modello usare per spiegare il fenomeno. Possibili scelte sono:

- <u>Lineare</u> \ non lineare
- <u>Tempo invariante</u>\ tempo variante
- <u>Discreto</u> \ continuo
- Altre proprietà (e.g. complessità del modello, struttura,...)

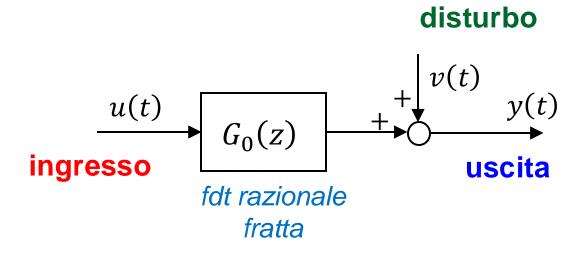
# I passi della procedura di identificazione

Criterio di identificazione: avendo a disposizione le misure e la famiglia di modelli scelta, è necessario decidere come confrontare il modello con i dati. Ciò si traduce spesso nella definizione di una funzione di costo da minimizzare

In tutti questi tre aspetti, una conoscenza a priori riguardo il sistema da identificare può essere di aiuto (es. la fisica mi dice che il modello deve avere un certo numero di poli\zeri)

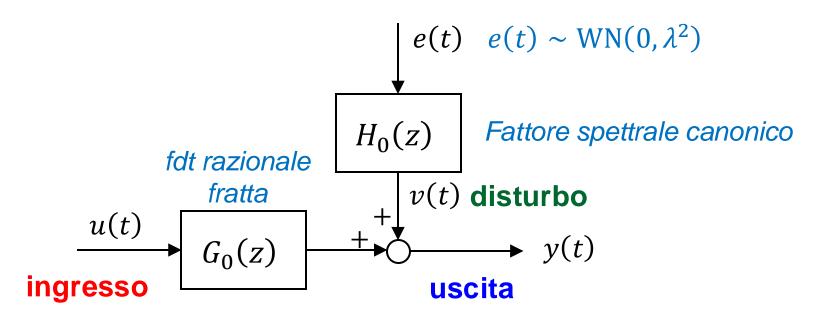
Validazione del modello: in aggiunta a criteri di bontà «oggettivi», un modello potrebbe essere buono o meno a seconda dell'applicazione per il quale verrà usato. Per esempio, modelli «per il controllo» possono essere meno accurati di un «modello per la simulazione»

Ipotesi di lavoro 1: i dati sono generati da un sistema LTI SISO con uscita rumorosa



- I parametri da stimare sono i coefficienti del numeratore e del denominatore di  $G_0(z)$
- Il **disturbo** v(t) modella rumore di misura, ingressi non misurabili. Nel caso in cui il sistema vero non sia LTI, v(t) modella anche gli scostamenti da questa assunzione

Ipotesi di lavoro 2: il disturbo v(t) è modellizzabile come un processo stocastico stazionario a spettro razionale, indipendente da u(t)



• In questo caso, vogliamo sia stimare i coefficienti del numeratore e denominatore di  $G_0(z)$  sia quelli di  $H_0(z)$  (e anche stimare  $\lambda^2$ )

Caso particolare: non c'è l'ingresso u(t), ovvero sto trattando una serie temporale. In pratica, misuro solo l'uscita alimentata alimentata dal rumore bianco

$$e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$$

$$e(t) \leftarrow H_0(z)$$

$$fot razionale fratta$$

Vogliamo sia stimare i coefficienti del numeratore e denominatore di  $H_0(z)$  e  $\lambda^2$ . Posso poi

calcolare 
$$\Gamma_{yy}(\omega) = \left| H_0(e^{j\omega}) \right|^2 \cdot \lambda^2$$

Questo approccio alla stima di  $\Gamma_{yy}(\omega)$  prende il nome di **stima spettrale parametrica** (la **stima «nonparametrica»** è quella basata sul periodogramma)

Il modello più generale che usiamo per stimare un sistema dinamico è dato da

$$y(t) = G(z, \boldsymbol{\theta})u(t) + H(z, \boldsymbol{\theta})e(t), \qquad e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$$

- $H(z, \theta)$ : fattore spettrale canonico, ovvero numeratore e denominatore monici, coprimi, di uguale grado, poli e zeri nel cerchio unitario
- $G(z, \theta)$ : funzione di trasferimento che descrive l'effetto dell'ingresso u(t), misurabile o noto, sull'uscita y(t)

### Proprietà di $G(z, \theta)$

- Spesso si ipotizza che  $G(z, \theta)$  sia **strettamente propria**, ovvero che il grado del numeratore è minore del grado del denominatore
  - ✓ Questo fa si che vi sia un **ritardo puro**  $k \neq 0$  tra ingresso e uscita

•  $G(z, \theta)$  può avere zeri fuori dal cerchio o numeratore e denominatore non monici

•  $G(z, \theta)$  rappresenta un **sistema fisico**, mentre  $H(z, \theta)$  ed e(t) non esistono nella realtà (sono solo costrutti matematici)

### **Outline**

1. Introduzione all'identificazione dei modelli dinamici

2. Metodi a minimizzazione dell'errore di predizione (PEM)

3. Identificazione PEM di modelli ARX

4. Identificazione PEM di modelli ARMAX

Una volta definita la classe di modelli (per esempio ARMAX), potrei stimare i coefficienti  $\theta$  usando la stima a massima verosimiglianza o la stima Bayesiana

In questi casi, dovrei però fare ipotesi sulla distribuzione dei dati (per esempio assumendo che e(t) sia un **processo gaussiano**)

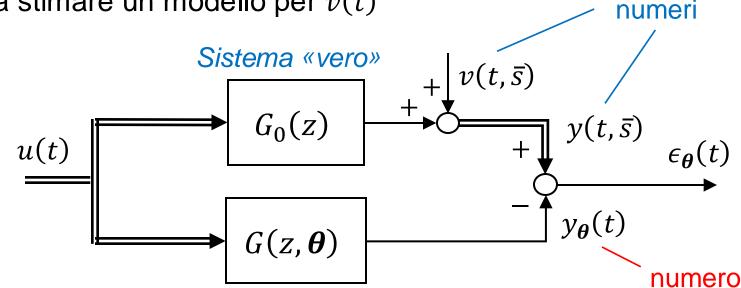
In alternativa, una via più semplice ed intuitiva, e che non necessita di ipotesi ulteriori, è quella di trovare un approccio basato sulla minimizzazione di una somma di residui al quadrato (come per il minimi quadrati)

L'approccio che seguiremo si basa su questa strada

Caso «semplice»: non mi interessa stimare un modello per v(t)

### Dati a disposizione

- $\{u(1), ..., u(N)\}$
- $\{y(1), ..., y(N)\}$

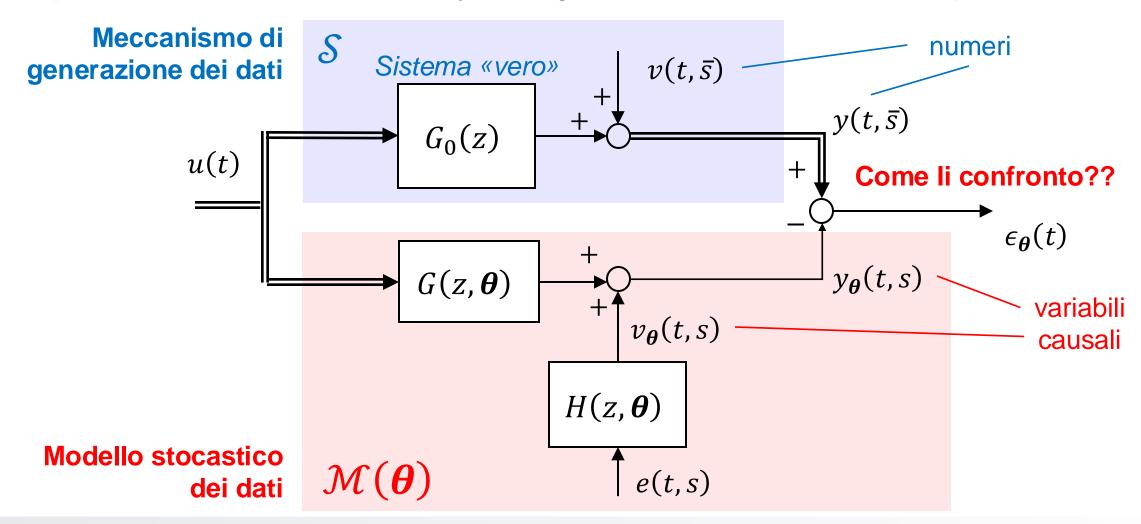


Il valore  $y_{\theta}(t)$  è la **simulazione** del modello  $G(z, \theta)$  a fronte dell'ingresso u(t). La stima a minimi quadrati si trova minimizzando l'**errore di simulazione**  $\epsilon_{\theta}(t)$ 

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{\mathrm{LS}} = \arg\min_{\boldsymbol{\theta}} \sum_{t=1}^{N} \epsilon_{\boldsymbol{\theta}}(t)^2$$

La soluzione è in forma chiusa solo se  $y_{\theta}(t)$  è lineare dei parametri

**Caso «più difficile»:** oltre a stimare  $G_0(z)$ , voglio stimare anche un modello per v(t)

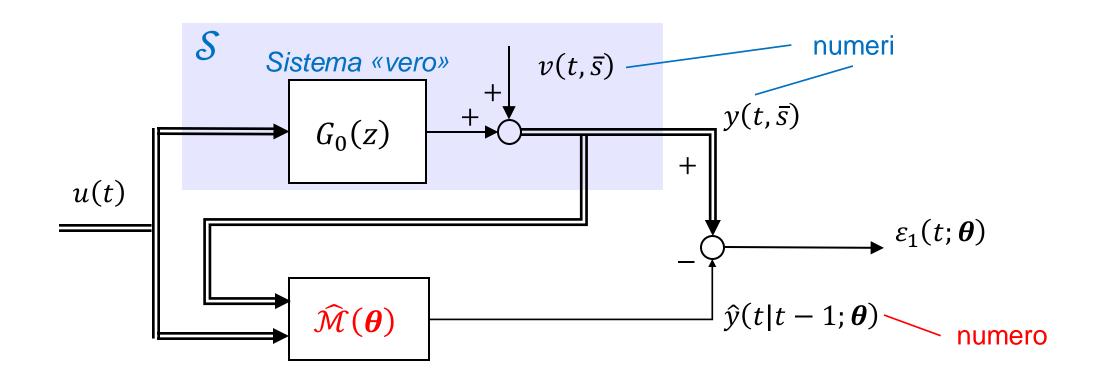


Anche se v(t,s) è un processo stocastico, nella pratica una volta che i dati sono stati collezionati, «è già avvenuta» una «scelta» dell'esito  $s=\bar{s}$  che ha generato quei dati osservati  $y(t,s=\bar{s})$ . Quindi, la quantità  $y(t,s=\bar{s})$  è un vettore di numeri perché frutto di una particolare realizzazione  $v(t,s=\bar{s})$ 

Il mio modello, invece, ha come uscita  $y_{\theta}(t,s)$  che, se non fisso un esito, è un **processo stocastico**. Abbiamo quindi il dilemma che **non possiamo confrontare** un vettore di numeri con un processo stocastico

Se conoscessi il valore dell'esito  $s = \bar{s}$ , allora **potrei simulare** l'uscita del mio modello con quell'esito, e far si che  $y_{\theta}(t, s = \bar{s})$  sia un vettore di numeri. Tuttavia, **non conosco l'esito**  $\bar{s}$ 

**Idea:** considero come residuo  $\epsilon_{\theta}(t)$  da minimizzare l'errore di predizione a un passo  $\epsilon_1(t; \theta)$ 



 $\widehat{\mathcal{M}}(\theta)$ : predittore ottimo ad un passo associato al modello  $\mathcal{M}(\theta)$ 

Definiamo quindi la stima ottenuta, considerando gli errori di predizione, come:

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}_N = \arg\min_{\boldsymbol{\theta} \in \Theta} J_N(\boldsymbol{\theta})$$
 
$$J_N(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})^2$$

 $\Theta$  è l'insieme dei valori ammissibili di  $\theta$ 

È possibile stimare la varianza  $\lambda^2$  di e(t) come:

$$\hat{\lambda}^2 = J_N(\widehat{\boldsymbol{\theta}}_N) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_1(t; \widehat{\boldsymbol{\theta}}_N)^2$$

Uno stimatore corretto richiederebbe di dividere per N-d, dove d è il numero di parametri

#### Osservazioni

•  $\Theta$ : insieme dei **valori ammissibili** per  $\theta$ . Per esempio, se  $\mathcal{M}(\theta) = \text{ARMAX}$ , voglio solo i  $\theta$  tali per cui C(z)/A(z) è canonico

Per valori iniziali t = 1,2, ... il predittore potrebbe non avere dati disponibili. Si usa quindi un' inizializzazione «convenzionale» (ipotizzo che i valori passati di y() siano nulli).
 L'inizializzazione non è un problema in quanto il predittore è stabile

✓ In alternativa, scarto quei dati iniziali che non hanno una predizione associata

- Abbiamo già in parte visto che l'errore di predizione a un passo  $\varepsilon_1(t; \theta)$  gode di interessanti proprietà, che ci permettono di **distinguere**  $\theta^0$  da un  $\theta$  qualsiasi
  - 1. Dato  $\theta$  e i dati  $\{u(1), ..., u(N)\}, \{y(1), ..., y(N)\},$  è sempre possibile calcolare  $\varepsilon_1(t; \theta)$
  - 2. Se  $\exists \theta = \theta^0$  t.c.  $G_0(z) = G(z, \theta^0)$  e  $H_0(z) = H(z, \theta^0)$ , abbiamo che  $\varepsilon_1(t; \theta^0) = e(t)$ , ovvero ci permette di capire se il modello è buono
  - 3.  $\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta}) \neq e(t)$  per qualsiasi  $\boldsymbol{\theta} \neq \boldsymbol{\theta}^0$  (supponendo di avere un *ingresso adeguato*)
  - 4.  $\theta^0$  minimizza la varianza dell'errore di predizione a un passo

I metodi di stima basati sulla minimizzazione dell'errore di predizione prendono il nome di Prediction Error Methods (PEM)

#### <u>Nota</u>

Se ipotizzo che  $S = \mathcal{M}(\theta^0)$  e  $e(t) \sim WN$  Gaussiano, lo stimatore PEM è circa uguale allo stimatore a massima verosimiglianza

La differenza sta in come i due approcci trattano l'inizializzazione del predittore: la funzione di verosimiglianza «propriamente detta» sarebbe più difficile da trattare rispetto a quella «condizionata» ai valori iniziali, per la quale c'è l'equivalenza coi metodi PEM

Se i dati sono molti, non c'è differenza



### **Outline**

1. Introduzione all'identificazione dei modelli dinamici

2. Metodi a minimizzazione dell'errore di predizione (PEM)

3. Identificazione PEM di modelli ARX

4. Identificazione PEM di modelli ARMAX

Consideriamo un **modello**  $ARX(n_a,n_b,1)$ , e di avere a disposizione N dati  $\{u(1),...,u(N)\},\{y(1),...,y(N)\}$ 

$$\mathcal{M}(\boldsymbol{\theta}): y(t) = \frac{B(z, \boldsymbol{\theta})}{A(z, \boldsymbol{\theta})} u(t - 1) + \frac{1}{A(z, \boldsymbol{\theta})} e(t), \qquad e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$$

• 
$$B(z) = b_0 + b_1 z^{-1} + \dots + b_{n_b} z^{-n_b}$$
 •  $A(z) = 1 - a_1 z^{-1} - a_2 z^{-2} - \dots - a_{n_a} z^{-n_a}$ 

#### Osservazioni

- C(z) = 1 poiché non c'è la parte MA
- Abbiamo supposto che k=1. Fissando un ritardo unitario **non lediamo di generalità**. Per esempio, se il ritardo vero fosse k=2, stimeremmo  $b_0=0$

Il modello in forma di predittore è dato da

$$\begin{split} \widehat{\mathcal{M}}(\pmb{\theta}) \colon \widehat{y}(t|t-1;\pmb{\theta}) &= H^{-1}(z,\pmb{\theta})G(z,\pmb{\theta})u(t) + [1-H^{-1}(z,\pmb{\theta})]y(t) \\ &= B(z,\pmb{\theta})u(t-1) + [1-A(z,\pmb{\theta})]y(t) \\ &= \Big(b_0 + b_1 z^{-1} + \dots + b_{n_b} z^{-n_b}\Big)u(t-1) + \Big(a_1 z^{-1} + \dots + a_{n_a} z^{-n_a}\Big)y(t) \\ & \qquad \qquad \bigcirc \\ & \qquad \qquad \bigcirc \end{split}$$

$$\hat{y}(t|t-1;\boldsymbol{\theta}) = b_o u(t-1) + b_1 u(t-2) + \dots + b_{n_b} u(t-n_b-1) + a_1 y(t-1) + \dots + a_{n_a} y(t-n_a)$$

Definendo i vettori

$$\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_{n_a} \\ b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_{n_b} \end{bmatrix} \qquad \boldsymbol{\varphi}(t) = \begin{bmatrix} y(t-1) \\ y(t-2) \\ \vdots \\ y(t-n_a) \\ u(t-1) \\ u(t-2) \\ \vdots \\ u(t-n_b-1) \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\varphi}(t) = \begin{bmatrix} y(t-1) \\ y(t-2) \\ \vdots \\ y(t-n_a) \\ u(t-1) \\ u(t-2) \\ \vdots \\ u(t-n_b-1) \end{bmatrix}$$

Possiamo scrivere

$$\mathcal{M}(\boldsymbol{\theta}): y(t) = \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(t)\boldsymbol{\theta} + e(t)$$

$$\widehat{\mathcal{M}}(\boldsymbol{\theta}): \widehat{y}(t|t-1;\boldsymbol{\theta}) = \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(t)\boldsymbol{\theta} \quad \Longrightarrow \quad \mathsf{II} \text{ predittore è lineare nei parametri } \boldsymbol{\theta}!$$

Per trovare la stima PEM minimizziamo la funzione di costo

$$J_N(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})^2 \qquad = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (y(t) - \hat{y}(t|t-1; \boldsymbol{\theta}))^2 \qquad = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (y(t) - \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(t) \boldsymbol{\theta})^2$$

La soluzione è analoga alla stima a minimi quadrati di un modello lineare statico!

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{N} = \left[\sum_{t=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(t) \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(t)\right]^{-1} \cdot \left[\sum_{t=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(t) y(t)\right]$$
invertibile, allora la soluzione  $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{N}$ 
è unica in quanto la funzione di

Se  $S(N) = \sum_{t=1}^{N} \boldsymbol{\varphi}(t) \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(t)$  è costo è convessa

Come per la regressione lineare, posso esprimere il modello ARX in forma matriciale

$$\boldsymbol{\Phi} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(1) \\ \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(2) \\ \vdots \\ \boldsymbol{\varphi}^{\mathsf{T}}(N) \end{bmatrix} \qquad \boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_{n_a} \\ b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_{n_b} \end{bmatrix} \qquad \boldsymbol{Y} = \begin{bmatrix} y(1) \\ y(2) \\ \vdots \\ y(N) \end{bmatrix} \qquad \boldsymbol{E} = \begin{bmatrix} e(1) \\ e(2) \\ \vdots \\ e(N) \end{bmatrix}$$

$$Y = \begin{bmatrix} y(1) \\ y(2) \\ \vdots \\ y(N) \end{bmatrix} \qquad E = \begin{bmatrix} e(1) \\ e(2) \\ \vdots \\ e(N) \end{bmatrix}$$

Da cui segue che

$$Y = \Phi \theta + E$$

$$N \times 1 \quad N \times d \quad d \times 1 \quad N \times 1$$



$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{N} = (\boldsymbol{\Phi}^{\mathsf{T}} \boldsymbol{\Phi})^{-1} \boldsymbol{\Phi}^{\mathsf{T}} Y$$

$$d \times 1 \qquad d \times d \qquad d \times N \quad N \times 1$$

Si supponga di avere 5 dati da una serie temporale y(t), stazionaria e ergodica, a media nulla

$$y(1) = \frac{1}{2}$$
  $y(2) = 0$   $y(3) = -1$   $y(4) = -\frac{1}{2}$   $y(5) = \frac{1}{4}$ 

**Identificare** un modello AR(1) del tipo y(t) = ay(t-1) + e(t),  $e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$ 

Usando il modello identificato, si calcoli la **predizione**  $\hat{y}(6|5)$  e la **varianza** del rumore  $\hat{\lambda}^2$ 

#### **Nota**

La media campionaria  $\widehat{m} = \frac{1}{5} \sum_{t=1}^{5} y(t) = -0.15$  non è nulla. Il problema però ci dice di considerare una media nulla. In caso contrario, avremmo dovuto depolarizzare il processo al fine di avere un predittore corretto, tale che  $\mathbb{E}[\varepsilon_1(t)] = 0$ 

#### Calcoliamo il predittore ad un passo

Supponiamo che il modello sia in forma canonica (ovvero che |a| < 1)

$$y(t) = \frac{1}{1 - az^{-1}}e(t) \qquad \Longrightarrow \quad \hat{y}(t|t - 1; a) = \frac{C(z) - A(z)}{C(z)}y(t) = \frac{1 - 1 + az^{-1}}{1}y(t) = ay(t - 1)$$

#### Calcoliamo la funzione di costo

Abbiamo due alternative: o inizializzo i valori mancanti del predittore (per esempio  $\hat{y}(1|0)$ ) a zero, oppure parto da t=2 fino a t=5. Scegliamo questa seconda strada (per tanti dati il risultato non cambia)

$$J_5(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{5-1} \sum_{t=2}^{5} (y(t) - ay(t-1))^2$$

$$y(1) = \frac{1}{2}$$
  $y(2) = 0$   $y(5) = \frac{1}{4}$   
 $y(3) = -1$   $y(4) = -\frac{1}{2}$ 

$$= \frac{1}{4} \left[ \left( y(2) - ay(1) \right)^2 + \left( y(3) - ay(2) \right)^2 + \left( y(4) - ay(3) \right)^2 + \left( y(5) - ay(4) \right)^2 \right]$$

$$= \frac{1}{4} \left[ \left( 0 - a \frac{1}{2} \right)^2 + (-1 - a \cdot 0)^2 + \left( -\frac{1}{2} + a \cdot 1 \right)^2 + \left( \frac{1}{4} + a \frac{1}{2} \right)^2 \right]$$

$$= \frac{1}{4} \left[ \frac{1}{4} a^2 + 1 + \frac{1}{4} + a^2 - a + \frac{1}{16} + \frac{1}{4} a^2 + \frac{1}{4} a \right]$$

$$= \frac{1}{4} \left[ \frac{16+4+1}{16} + \frac{-4a+a}{4} + \frac{a^2+a^2+4a^2}{4} \right] = \frac{1}{4} \left[ \frac{21}{16} - \frac{3}{4}a + \frac{3}{2}a^2 \right]$$

#### Minimizziamo la funzione di costo

$$\frac{dJ_5(a)}{da} = 0 \quad \Longrightarrow \quad 3a - \frac{3}{4} = 0 \quad \Longrightarrow \quad \hat{a}_5 = \frac{1}{4}$$

Se avessimo ottenuto  $|\hat{a}_5| > 1$ , avremmo potuto usare un filtro passa-tutto per rendere il modello stabile

#### Stimiamo la varianza del rumore

$$\hat{\lambda}^2 = J_5(\hat{a}_5) = \frac{1}{4} \left[ \frac{21}{16} - \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{4} + \frac{3}{2} \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^2 \right] \approx 0.3$$

### Predizione a un passo $\hat{y}(6|5)$

Notiamo che  $\lambda^2$  non è molto importante: infatti non mi serve per calcolare la predizione

$$\hat{y}(t|t-1;\hat{a}_5) = \hat{a}_5 y(t-1)$$
  $\Rightarrow$   $\hat{y}(6|5) = \frac{1}{4}y(5) = \frac{1}{16}$ 

#### **Modello identificato**

$$y(t) = \frac{1}{1 - \frac{1}{4}z^{-1}}e(t), \qquad e(t) \sim WN(0, 0.3)$$

# **Outline**

1. Introduzione all'identificazione dei modelli dinamici

2. Metodi a minimizzazione dell'errore di predizione (PEM)

3. Identificazione PEM di modelli ARX

4. Identificazione PEM di modelli ARMAX

Consideriamo un **modello** ARMAX $(n_a, n_c, n_b, 1)$ , e di avere a disposizione N dati  $\{u(1), \dots, u(N)\}, \{y(1), \dots, y(N)\}$ 

$$\mathcal{M}(\boldsymbol{\theta}): y(t) = \frac{B(z, \boldsymbol{\theta})}{A(z, \boldsymbol{\theta})} u(t - 1) + \frac{C(z, \boldsymbol{\theta})}{A(z, \boldsymbol{\theta})} e(t), \qquad e(t) \sim WN(0, \lambda^2)$$

• 
$$B(z) = b_0 + b_1 z^{-1} + \dots + b_{n_b} z^{-n_b}$$

• 
$$A(z) = 1 - a_1 z^{-1} - a_2 z^{-2} - \dots - a_{n_a} z^{-n_a}$$

• 
$$C(z) = 1 + c_1 z^{-1} + c_2 z^{-2} + \dots + c_{n_c} z^{-n_c}$$

Il vettore dei parametri, in questo caso, è:

$$\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} a_1 \cdots a_{n_a} & b_0 & b_1 \cdots b_{n_b} & c_1 \cdots c_{n_c} \end{bmatrix}^\mathsf{T}$$

$$(n_a + n_b + 1 + n_c) \times 1$$

$$d \times 1$$

Calcoliamo l'espressione dell'errore di predizione ad un passo. In questo caso, si ha che E(z) = 1, e quindi  $\varepsilon_1(t) = e(t)$ . Di conseguenza, esprimendo e(t) in funzione di u(t) e y(t),

$$\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta}) = e(t) = \frac{A(z, \boldsymbol{\theta})}{C(z, \boldsymbol{\theta})} y(t) - \frac{B(z, \boldsymbol{\theta})}{C(z, \boldsymbol{\theta})} u(t - 1)$$

Potevamo ottenere la stessa cosa anche con l'espressione generica di  $\varepsilon_1(t)$ :

$$\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta}) = H^{-1}(z, \boldsymbol{\theta})[y(t) - G(z, \boldsymbol{\theta})u(t)]$$

$$= \frac{A(z)}{C(z)} \left[ y(t) - \frac{B(z)}{A(z)} u(t-1) \right] = \frac{A(z)}{C(z)} y(t) - \frac{B(z)}{C(z)} u(t-1)$$

Utilizziamo l'approccio predittivo

$$J_N(\boldsymbol{\theta}) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \left[ \frac{A(z, \boldsymbol{\theta})}{C(z, \boldsymbol{\theta})} y(t) - \frac{B(z, \boldsymbol{\theta})}{C(z, \boldsymbol{\theta})} u(t-1) \right]^2$$

#### Osservazioni

- Dato che ho  $C(z, \theta)$  al denominatore, questa funzione di costo non è più convessa! In generale, avrò dei minimi locali
- Per la risoluzione del problema di minimizzazione, devo utilizzare dei metodi iterativi (per esempio il metodo del gradiente)

#### Come gestire i minimi locali

Una strategia semplice è la seguente. Data una inizializzazione  $\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(0)}$  all'iterazione 0:

- Scegliamo  $N_{\rm init}$  inizializzazioni  $\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(0)}$  diverse, ottenendo  $N_{\rm init}$  soluzioni
- Se le  $N_{\rm init}$  soluzioni sono **uguali**, posso pensare (non sono certo) di aver raggiunto il minimo globale di  $J_N({m heta})$
- Se le  $N_{\text{init}}$  soluzioni sono **diverse**, considero quella che mi ha dato  $J_N(\theta)$  minore

Come alternativa (più efficiente) al metodo del gradiente, vedremo il metodo di **ottimizzazione iterativo** noto come **Metodo di Newton**. Questo metodo, oltre al gradiente, sfrutta anche l'informazione data dalla **matrice Hessiana** 

#### **METODO DI NEWTON**

**Idea:** sviluppo in serie di Taylor troncata al 2° ordine di  $J_N(\theta)$ , nell'intorno della stima all'iterazione i-esima  $\widehat{\theta}^{(i)}$ 

$$J_N(\theta) \approx V(\theta)$$
 La funzione  $V(\theta)$  è un paraboloide (è facile calcolarne il minimo)

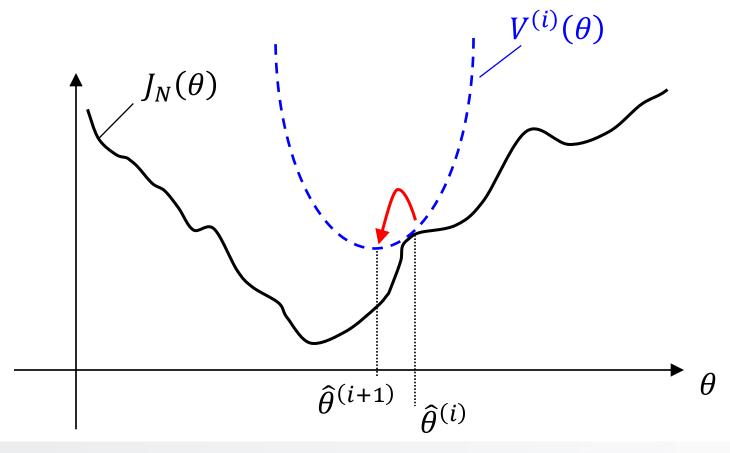
$$V^{(i)}(\boldsymbol{\theta}) = J_{N}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}) + (\boldsymbol{\theta} - \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)})^{\mathsf{T}} \cdot \frac{dJ_{N}(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} + \frac{1}{2} (\boldsymbol{\theta} - \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)})^{\mathsf{T}} \cdot \frac{d^{2}J_{N}(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^{2}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \cdot (\boldsymbol{\theta} - \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)})$$

$$\underbrace{ \text{Gradiente} }$$

$$\mathbf{Matrice Hessiana}$$

Una volta ottenuta l'approssimazione  $V^{(i)}(\theta)$ , si calcola  $\widehat{\theta}^{(i+1)}$  come il **minimo** di  $V^{(i)}(\theta)$ .

Consideriamo un caso scalare per semplicità



# Troviamo un'espressione esplicita per $\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i+1)}$ imponendo $\frac{dV^{(i)}(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} = \mathbf{0}$

$$\nabla_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}^{\mathsf{T}}A\mathbf{x}) = (A + A^{\mathsf{T}})\mathbf{x}$$

$$\frac{dV^{(i)}(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} = \mathbf{0}$$

$$\frac{dV^{(i)}(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} = \frac{dJ_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}}\Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} + \frac{1}{2} \cdot 2 \frac{d^2J_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^2}\Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \cdot (\boldsymbol{\theta} - \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}) = \mathbf{0} \quad \Longrightarrow \quad \text{Ricavo il minimo e lo}$$

$$d \times 1 \qquad d \times 1 \qquad d \times 1 \qquad \text{chiamo } \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i+1)}$$

#### Regola di update per il metodo di Newton



$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i+1)} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)} - \left[ \frac{d^2 J_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^2} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \right]^{-1} \cdot \frac{dJ_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}}$$

$$d \times d \qquad d \times d$$

E simile al gradient descent se al posto del'Hessiana metto la learning rate  $\alpha$ 

Dobbiamo quindi calcolare queste due quantità:

$$\frac{dJ_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}}\Big|_{\boldsymbol{\theta}=\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}}$$
 Gradiente di  $J_N(\boldsymbol{\theta})$ 

$$\frac{d^2 J_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^2}\Big|_{\boldsymbol{\theta}=\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}}$$
 Hessiano di  $J_N(\boldsymbol{\theta})$ 

Calcolo di  $\frac{dJ_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}}$ 

$$\frac{dJ_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} = \frac{d}{d\boldsymbol{\theta}} \left[ \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})^2 \right] = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \frac{d}{d\boldsymbol{\theta}} \varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})^2 = \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta}) \cdot \frac{d\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}}$$

Calcolo di 
$$\frac{d^2J_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^2}$$

$$\frac{d^2 J_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^2} = \frac{d}{d\boldsymbol{\theta}} \frac{dJ_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} = \frac{d}{d\boldsymbol{\theta}} \left[ \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta}) \cdot \frac{d\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \right]$$
Derivata del prodotto

$$\frac{d(v\mathbf{u})}{d\mathbf{x}} = v \cdot \frac{d\mathbf{u}}{d\mathbf{x}} + \frac{dv}{d\mathbf{x}} \mathbf{u}^{\mathsf{T}}$$

Nel nostro caso:

$$v = \varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})$$

$$\mathbf{u} = \frac{d\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}}$$

$$\mathbf{x} = \boldsymbol{\theta}$$

$$= \frac{2}{N} \sum_{t=1}^{N} \frac{d\varepsilon_{1}(t; \boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \cdot \frac{d\varepsilon_{1}(t; \boldsymbol{\theta})^{\mathsf{T}}}{d\boldsymbol{\theta}} + \frac{2}{N} \sum_{t=1}^{N} \varepsilon_{1}(t; \boldsymbol{\theta}) \cdot \frac{d^{2}\varepsilon_{1}(t; \boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^{2}}$$

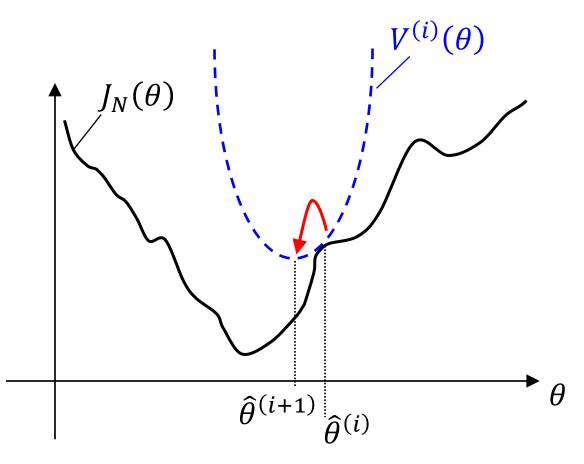
$$\frac{d^2 J_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^2} = \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N \frac{d\varepsilon_1(t;\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \cdot \frac{d\varepsilon_1(t;\boldsymbol{\theta})^{\mathsf{T}}}{d\boldsymbol{\theta}} + \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N \varepsilon_1(t;\boldsymbol{\theta}) \cdot \frac{d^2 \varepsilon_1(t;\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^2}$$

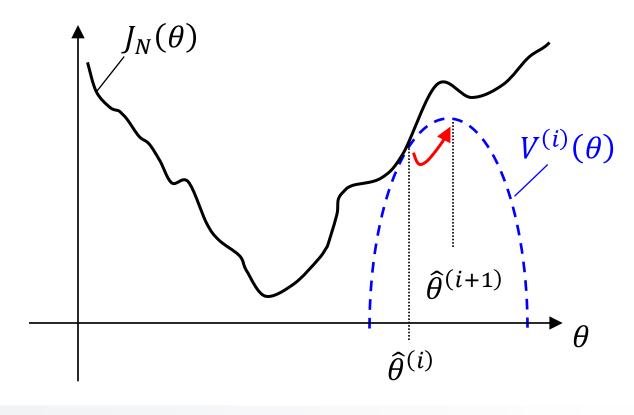
Ignoriamo il secondo termine, approssimando l'Hessiana, dato che:

- Se siamo vicini all'ottimo,  $\varepsilon_1(t; \theta)$  è «piccolo» e il termine «conta poco»
- Possiamo evitare di calcolare  $\frac{d^2 \varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})}{d \boldsymbol{\theta}^2}$
- Ci assicuriamo una Hessiana semi-definita positiva. In questo modo, la direzione dell'algoritmo è sicuramente discendente (concetto simile ad avere learning rate  $\geq 0$ )

### Hessiana > 0







#### Osservazione

L'aggiornamento da  $\hat{\theta}^{(i)}$  a  $\hat{\theta}^{(i+1)}$ , in generale, può essere fatto con tre categorie di metodi:

- 1. Metodo del gradiente
- Metodo di Newton
- 3. Metodi di «quasi-Newton»

#### Metodo del gradiente

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i+1)} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)} - \alpha \cdot \left[ \frac{dJ_N(t; \boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \right]$$

- Semplice e robusto (va sempre nella direzione di discesa)
- Può essere molto lento quando ci avviciniamo al minimo (poiché il gradiente tende a 0)

#### Metodo di Newton

L'Hessiana «modula» il passo del gradiente

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i+1)} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)} - \left[\frac{d^2 J_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^2}\Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}}\right]^{-1} \cdot \frac{dJ_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}}\Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}}$$
• Computazionalmente più **complesso**

$$\underset{d \times d}{\text{doministrate de la finite ne metions}}$$
• Rischio di **instabilità** se l'Hessiana è

- Converge velocemente
- definita negativa

#### <u>Metodi «quasi Newtoniani»</u>

 $O^{-1}$  è un'approssimazione dell'Hessiana semidefinita positiva o definita positiva

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{d \times 1}^{(i+1)} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)} - O^{-1}_{1 \times 1} \cdot \left[ \frac{dJ_N(t; \boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \right]$$

- Più semplice del metodo di Newton
- Più veloce del metodo del gradiente
- Non c'è rischio di allontanarsi dal minimo
- Non è veloce come il metodo di Newton

I metodi «quasi Newtoniani» sono molto usati e differiscono fra loro nel modo in cui viene fatta l'approssimazione definita positiva dell'Hessiana

Per garantire l'invertibilità di  $O^{-1} \ge 0$ , si aggiunge un termine positivo, molto piccolo, di «regolarizzazione»

$$\frac{d^2 J_N(\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}^2} \approx \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N \frac{d\varepsilon_1(t;\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \cdot \frac{d\varepsilon_1(t;\boldsymbol{\theta})^\top}{d\boldsymbol{\theta}} + \left(\delta I_d\right)$$

Dopo aver introdotto l'approssimazione dell'Hessiana, la regola di update diventa:

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{d \times 1}^{(i+1)} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}_{d \times 1}^{(i)} - \left[ \frac{2}{N} \sum_{t=1}^{N} \frac{d\varepsilon_{1}(t;\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \cdot \frac{d\varepsilon_{1}(t;\boldsymbol{\theta})^{\mathsf{T}}}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \right]^{-1} \cdot \left[ \frac{2}{N} \sum_{t=1}^{N} \varepsilon_{1}(t;\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}) \cdot \frac{d\varepsilon_{1}(t;\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \right]$$

Notiamo che i termini 2/N si possono semplificare

Calcoliamo  $\frac{d\varepsilon_1(t;\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}}$ 

Ricordiamo che  $\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta}) = e(t) = \frac{A(z, \boldsymbol{\theta})}{C(z, \boldsymbol{\theta})} y(t) - \frac{B(z, \boldsymbol{\theta})}{C(z, \boldsymbol{\theta})} u(t-1)$ 

$$\varepsilon_1(t;\boldsymbol{\theta}) = \frac{1 - a_1 z^{-1} - \dots - a_{n_a} z^{-n_a}}{1 + c_1 z^{-1} + \dots + c_{n_c} z^{-n_c}} y(t) - \frac{b_0 + b_1 z^{-1} + \dots + b_{n_b} z^{-n_b}}{1 + c_1 z^{-1} + \dots + c_{n_c} z^{-n_c}} u(t-1)$$

$$\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} a_1 \cdots a_{n_a} & b_0 & b_1 \cdots b_{n_b} & c_1 \cdots c_{n_c} \end{bmatrix}^\mathsf{T}$$

$$d \times 1$$

Derivate di  $\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})$  rispetto a  $a_1, a_2, \dots, a_{n_n}$ 

$$\frac{d\varepsilon_1(t)}{da_1} = -\frac{z^{-1}}{C(z)}y(t) = \alpha(t-1)$$

$$\frac{d\varepsilon_1(t)}{da_2} = -\frac{z^{-2}}{C(z)}y(t) = \alpha(t-2)$$

:

$$\frac{d\varepsilon_1(t)}{da_{n_a}} = -\frac{z^{-n_a}}{C(z)}y(t) = \alpha(t - n_a)$$

$$\alpha(t) \equiv -\frac{1}{C(z)}y(t)$$

Derivate di  $\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})$  rispetto a  $b_0, b_1, \dots, b_{n_h}$ 

$$\frac{d\varepsilon_1(t)}{db_0} = -\frac{1}{C(z)}u(t-1) = \beta(t-1)$$

$$\frac{d\varepsilon_1(t)}{db_1} = -\frac{z^{-1}}{C(z)}u(t-1) = \beta(t-2)$$

:

$$\frac{d\varepsilon_1(t)}{db_{n_b}} = -\frac{z^{-n_b}}{C(z)}u(t-1) = \beta(t-n_b-1)$$

$$\beta(t) \equiv -\frac{1}{C(z)}u(t)$$

Derivate di  $\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})$  rispetto a  $c_1, c_2, ..., c_{n_c}$ 

$$\varepsilon_1(t) = \frac{A(z)}{C(z)}y(t) - \frac{B(z)}{C(z)}u(t-1)$$



$$(1 + c_1 z^{-1} + c_2 z^{-2} + \dots + c_{n_c} z^{-n_c}) \varepsilon_1(t) = A(z) y(t) - B(z) u(t-1)$$

$$\frac{d[(1+c_1z^{-1}+c_2z^{-2}+\cdots+c_{n_c}z^{-n_c})\cdot\varepsilon_1(t)]}{dc_1} = \frac{d[A(z)y(t)-B(z)u(t-1)]}{dc_1}$$

Non dipende da  $c_1$ 

$$\frac{d[(1+c_1z^{-1}+c_2z^{-2}+\cdots+c_{n_c}z^{-n_c})\cdot\varepsilon_1(t)]}{dc_1}=0$$

Devo fare la derivata del prodotto

Derivate di  $\varepsilon_1(t; \boldsymbol{\theta})$  rispetto a  $c_1, c_2, \dots, c_{n_c}$ 

$$\frac{d[(1+c_1z^{-1}+c_2z^{-2}+\cdots+c_{n_c}z^{-n_c})\cdot\varepsilon_1(t)]}{dc_1}=0$$

$$\gamma(t) \equiv -\frac{1}{C(z)} \cdot \varepsilon_1(t)$$

$$z^{-1} \cdot \varepsilon_1(t) + C(z) \frac{d\varepsilon_1(t)}{dc_1} = 0$$

$$z^{-1} \cdot \varepsilon_1(t) + C(z) \frac{d\varepsilon_1(t)}{dc_1} = 0 \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \frac{d\varepsilon_1(t)}{dc_1} = -\frac{1}{C(z)} \cdot \varepsilon_1(t-1) = \gamma(t-1)$$

$$\frac{d\varepsilon_1(t)}{dc_{n_c}} = -\frac{1}{C(z)} \cdot \varepsilon_1 (t - n_c) = \gamma (t - n_c)$$

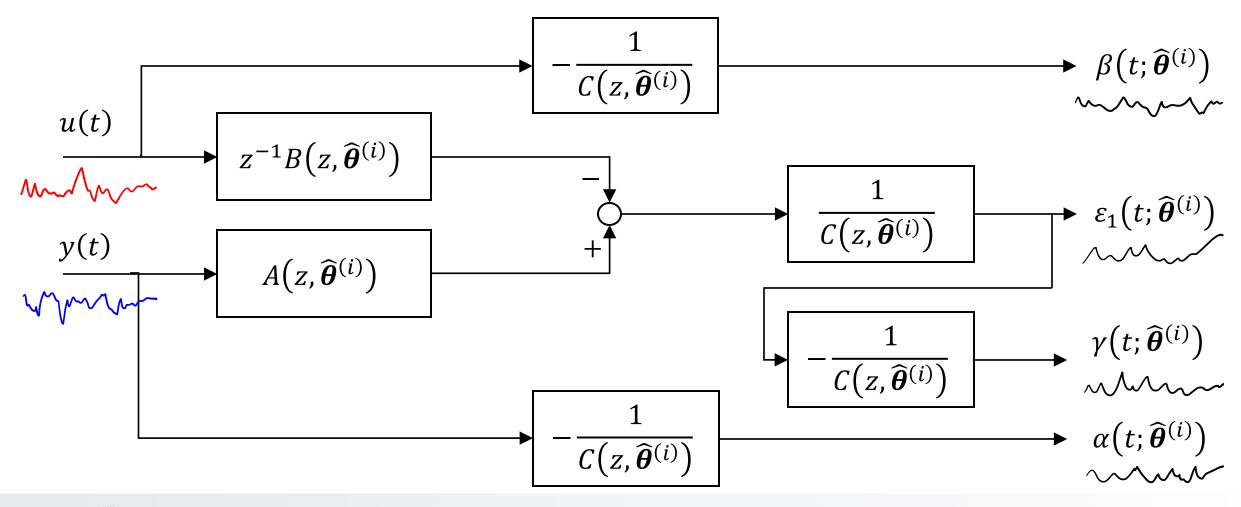
Riassumendo, il vettore gradiente è:

$$\frac{d\varepsilon_{1}(t)}{d\boldsymbol{\theta}} = \begin{bmatrix} \alpha(t-1) \\ \vdots \\ \alpha(t-n_{a}) \\ \beta(t-1) \\ \vdots \\ \beta(t-n_{b}-1) \\ \gamma(t-1) \end{bmatrix} \quad t = 1, \dots, N$$

$$t=1,\ldots,N$$

È possibile definire in modo elegante il calcolo del gradiente tramite una serie di filtraggi dei segnali di ingresso e uscita

Abbiamo il seguente schema di filtraggio dei segnali per trovare il gradiente



#### Riassunto dell'implementazione dell'algoritmo di Newton per modelli ARMAX

- 1. Calcolare i polinomi  $A(z, \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}), B(z, \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}), C(z, \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)})$  all'iterazione *i*-esima
- 2. Calcolare i segnali  $\varepsilon_1(t; \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}), \alpha(t; \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}), \beta(t; \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}), \gamma(t; \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)})$  filtrando i dati u, y disponibili
- 3. Costruire il vettore gradiente  $\frac{d\varepsilon_1(t;\theta)}{d\theta}|_{\theta=\widehat{\theta}^{(i)}}$  coi segnali filtrati ricavati al passo 2.
- 4. Aggiornare la stima dei parametri tramite la regola di update

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i+1)} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)} - \left[ \sum_{t=1}^{N} \frac{d\varepsilon_{1}(t;\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \cdot \frac{d\varepsilon_{1}(t;\boldsymbol{\theta})^{\mathsf{T}}}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \right]^{-1} \cdot \left[ \sum_{t=1}^{N} \varepsilon_{1}(t;\widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}) \cdot \frac{d\varepsilon_{1}(t;\boldsymbol{\theta})}{d\boldsymbol{\theta}} \Big|_{\boldsymbol{\theta} = \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)}} \right]$$

#### Osservazione

• Prima di filtrare tramite  $1/C(z, \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)})$ , dobbiamo controllare che  $C(z, \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)})$  abbia radici interne al cerchio unitario. Se non è il caso, possiamo utilizzare un filtro passa-tutto per rendere  $1/C(z, \widehat{\boldsymbol{\theta}}^{(i)})$  asintoticamente stabile

Per le famiglie di modelli viste, vale che

- ARX, FIR: funzione di costo convessa (minimo globale)
- ARMAX, BJ, OE: funzione di costo non convessa (minimi locali)



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI BERGAMO

Dipartimento di Ingegneria Gestionale, dell'Informazione e della Produzione