CORSO DI:

ELABORAZIONE DI SEGNALI BIOMEDICI

(LUCIDI DELLE LEZIONI VII)

PROF. SERGIO CERUTTI

Dipartimento di Bioingegneria

Politecnico di Milano

OTTOBRE 2004

METODI DI IDENTIFICAZIONE

1) Deterministici

$$X(k) = \begin{cases} \delta(k) \text{ impulso} \\ u(k) \text{ scalino} \\ sin(\omega k) \text{ sinusoide} \end{cases} ?$$
?

2) Stocastici

$$\xrightarrow{W(k)} ? \xrightarrow{y(k)}$$

 $\{y(k)\}$ processo casuale discreto, stazionario in senso debole (teorema di fattorizzazione spettrale di Astrom: stazionarietà \Rightarrow stabilità asintotica)

$$\{\omega(k)\}$$
 $WN[0,\lambda^2]$ cioè $E[W(k)] = 0$ $E[W(k) \cdot W(l)] = \lambda^2 \cdot \delta_{kl}(\cdot)$

N.B. Vari sono i modelli di identificazione stocastica e varie sono le famiglie di modelli

1. Famiglia di modelli

2. Metodi di identificazione

1. modello ARMA (Auto Regressive Moving Average)

$$y(k) = a_1 y(k-1) + \dots + a_p y(k-p) + w(k) + c_1 w(k-1) + \dots + c_1 w(k-q)$$
$$w(k) \sim WN[0, \lambda^2]$$

il vettore di parametri

$$\vartheta = \begin{vmatrix} a_1 & a_2 & \dots & a_p & c_1 & \dots & c_q \end{vmatrix}^{\mathsf{T}}$$

e λ^2 definiscono univocamente il modello

ARMA (p,q)

Teorema di Wold:

AR(p)

 $ARMA(p,q) \equiv AR(\infty) \equiv MA(\infty)$

MA(q)

2. Metodi di identificazione a minimizzazione dell'errore di predizione basati sulla nozione di "predittore"

PREDITTORE: regola deterministica che, attraverso
l'elaborazione di dati relativi al passato di un certo
processo, fornisce una previsione circa la dinamica
futura del processo stesso.

Predittore ad 1 passo $\hat{y}(k|k-1) = \hat{y}(k) = f(y(k-1), y(k-2),...,k)$ errore di predizione $\epsilon(k) = y(k) - \hat{y}(k|k-1)$

$$J(\vartheta) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^{N} \varepsilon^{2}(k)$$
 con N = numerosità serie temporale

Metodi a minimizzazione dell'errore di predizione:

- minimi quadrati (BLS,RLS)
- minimi quadrati generalizzati
- massima verosimiglianza (MLM, MRLM)

VERIFICHE DEL MODELLO AR

- Test di bianchezza dell'errore di predizione (test di Anderson, test di Portmanteau, periodogramma cumulato)
- Tests di ottimalità

Criterio FPE, AIC o RIS

Akaike:

$$\begin{cases} FPE = \lambda^2 \cdot \frac{1 + \frac{p}{N}}{1 - \frac{p}{N}} \\ AIC = \log \lambda^2 + \frac{2p}{N} \end{cases}$$

Rissanen
$$RIS = \log \lambda^2 + \frac{p}{N} \log N$$

STIMA SPETTRALE PARAMETRICA

- 1. Scegliere il modello di generazione della serie temporale
- stimare i parametri dai dati disponibili o della funzione di autocorrelazione
- 3. determinare la stima dello spettro sulla base dei parametri stimati

Stima dello spettro ⇔ Periodogramma

Siā $x(k \cdot \Delta T)$ il segnale campionato.

Si può dimostrare che:

$$x(k \cdot \Delta t) = \sum_{m=0}^{N-1} a_m \cdot e^{(j2\pi f_m k \Delta t)}$$

cioè il segnale è modellizzabile con N sinusoidi complesse (una per ogni punto). Si determinano gli a_m con i minimi quadrati.

Si ha:

$$\left|a_m\right|^2 = \left|\frac{1}{N} \sum_{m=0}^{N-1} x(n) \cdot e^{\left(-2j\pi m \frac{n}{N}\right)}\right|^2$$

che coincide con il periodogramma già in precedenza introdotto

$$P_m = \left| \; \right|^2 = \frac{\left| X_m \right|^2}{\left(N \Delta t \right)^2}$$

Stima ai minimi quadrati ≡ periodogramma

Stima dello spettro (metodo parametrico)

$$\xrightarrow{P_n(z)} H(z) \xrightarrow{P_X(z)}$$

$$P_X(z) = H(z) \cdot H^*\left(\frac{1}{z}\right) P_n(z)$$

$$H(z) = \frac{B(z)}{A(z)}$$

$$P_X(z) = \frac{B(z) \cdot B^* \left(\frac{1}{z^*}\right)}{A(z) \cdot A^* \left(\frac{1}{z^*}\right)} P_n(z)$$

$$P_{ARMA} = \sigma^2 \Delta t \cdot \left[\frac{\beta(f)}{\alpha(f)} \right]^2$$

$$\alpha(f) = A\left(e^{j2\pi f\Delta t}\right)$$

$$\beta(f) = \Re \left(e^{j2\pi f \Delta t} \right)$$

Caso particolare AR:

$$P_{AR} = \frac{\sigma^2 \Delta t}{\left| 1 + \sum_{k=1}^{p} a_k \cdot e^{-j2\pi f_m k \Delta t} \right|^2}$$

Spettro a Massima Entropia (MEM)

Entropia
$$H = \int_{-f_N}^{f_N} \ln P_X(f) df$$
 PSD

x → processo stocastico gaussiano

si massimizza H con il vincolo

$$\int_{-f_N}^{f_N} P_X(f) e^{-j2\pi f \cdot n \cdot \Delta T} df = R_{XX}(n)$$

per
$$n = 0,1,...,p$$

cioè i (p+1) lags <u>noti</u> devono soddisfare il teorema di Wiener-Khinchin.

Risolvendo con i moltiplicatori di Lagrange:

$$P_X(f) = \frac{\sigma^2 \Delta t}{\left| 1 + \sum_{k=1}^p a_k \cdot e^{-j2\pi \cdot f \cdot k \cdot \Delta t} \right|^2}$$

dove $\{a_k\}$ sono i parametri del predittore con varianza σ^2

Per processi AR (e gaussiani) si ha che:

$$P_{AR} \equiv P_{MEM}$$

per cui

$$P_{AR}(f) = \frac{\sigma^2 \Delta t}{\left| 1 + \sum_{k=1}^{p} a_k \cdot e^{-j2\pi \cdot f \cdot k \cdot \Delta t} \right|^2}$$

è anche uno spettro ME

Questa condizione, sotto ipotesi generali, può anche essere estesa a spettri ARMA.

Pertanto lo spettro di un segnale (prodotto da un modello AR) può essere ricavato direttamente quando si conoscono i parametri a_k , σ^2 , etc.

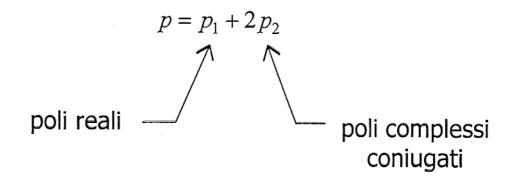
Altri metodi di stima spettrale parametrica sono : Pisarenko, Prony, Bayes, ML, etc. (si veda articolo Kay e Marple, 1981)

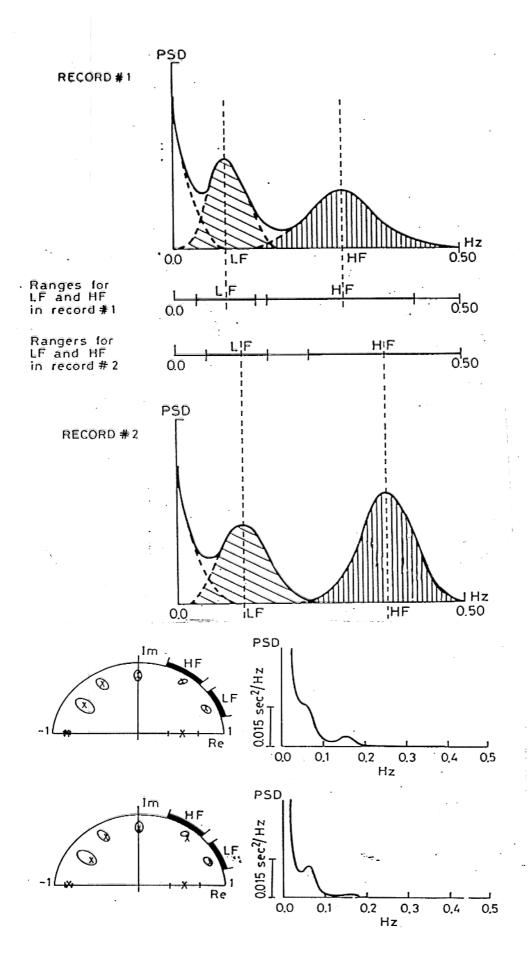
DECOMPOSIZIONE SPETTRALE

Per processi autoregressivi si ha:

$$W(k)$$
 AR $y_X(k)$

$$R_{YY} = \sum_{i=1}^{p_1} F_i \cdot e^{-\alpha_i |\tau|} + \sum_{i=1}^{p_2} e^{-\beta_i |\tau|} \cdot \left(G_i \cos(\omega_i \tau) - H_i \sin(\omega_i \tau) \right)$$





RIASSUNTO STIMA SPETTRALE

	VANTAGGI	SVANTAGGI
Metodi non parametrici	 non si richiede il modello di generazione del segnale algoritmi di calcolo efficienti e veloci 	Τ↓↓
Metodi parametrici	 buona risoluzione anche per T↓ non c'è finestratura sotto certe ipotesi si ha uno spettro ME è possibile una decomposizione spettrale fatta in modo automatico 	verificato in pratica il modello di generazione del segnale • bisogna determinare l'ordine p (cioè l'ordine ottimo)

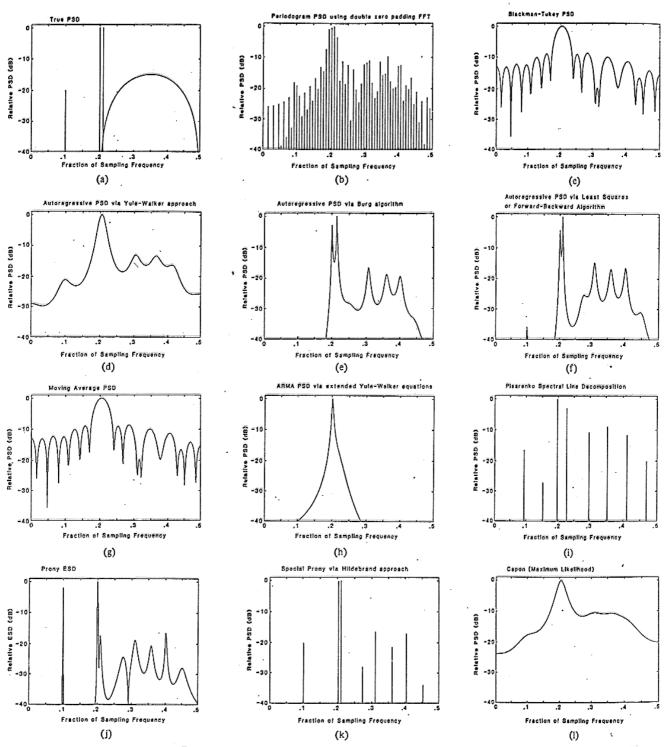


Fig. 16. Illustration of various spectra for the same 64-point sample sequence.