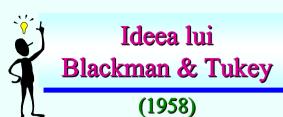
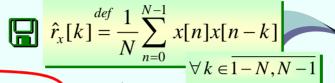
Metode neparametrice de estimare spectrală 🎉

Metoda lui Blackman & Tukey



Fereastra de ponderare ar trebui aplicată direct secvenței de autocovarianță estimate, deoarece, pentru pivoți depărtați, aceasta este mai puțin precisă.



Fereastra are rolul de a depondera valorile imprecise ale autocovarianței estimate.

 $Supp(w) \subset 1-N, N-1$



Periodograma estimată a lui Blackman & Tukey

• Alte proprietăți impuse:

$$\frac{7\nu[-n] = 7\nu[n]}{2\nu[-n]}$$

$$w[-n] = w[n]$$

$$\frac{w[-n] = w[n]|}{\text{(simetrie)}} \quad \forall n \in \mathbb{Z}$$

$$\hat{\Phi}_{w,x}(\omega) = \mathscr{F}(w\,\hat{r}_x)(\omega) = \sum_{n=1}^{N-1} w[n]\,\hat{r}_x[n]\,e^{-j\,\omega n}$$
 (TCFD)

$$\frac{\mathcal{W}(e^{j\omega}) \stackrel{def}{=} \mathscr{F}(w)(e^{j\omega}) \ge 0}{\text{(ne-negativitate)}}$$

Pentru a conserva ne-negativitatea densității spectrale estimate.

Nu toate ferestrele verifică proprietatea.

$$\hat{\Phi}_{w,x}(\omega) = \sum_{n \in \mathbb{Z}} w[n] \hat{r}_x[n] e^{-j\omega n}$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$

▼ Teorema inversă de convoluție periodică

Pentru |k| depărtat de origine, suma conține un

număr mic de termeni, fiind imprecisă.

 $\hat{\Phi}_{w,x}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\pi} \hat{\Phi}_{x}(\mu) \mathcal{W}\left(e^{j(\omega-\mu)}\right) d\mu$

Metode neparametrice de estimare spectrală

Metoda lui Blackman & Tukey (continuare)

Performanțele metodei

• Se evaluează media periodogramei estimate (TCFD).

$$E\{\hat{\Phi}_{w,x}(\omega)\} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{+\pi} E\{\hat{\Phi}_{x}(\mu)\} \mathcal{W}(e^{j(\omega-\mu)}) d\mu$$

$$E\{\hat{\Phi}_{w,x}(\omega)\} = \frac{1}{4\pi^{2}} \int_{-\pi-\pi}^{+\pi+\pi} \Phi_{x}(v) \mathcal{W}_{\Delta,N}(e^{j(\mu-v)}) \mathcal{W}(e^{j(\omega-\mu)}) d\mu dv$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$

$$E\{\hat{\Phi}_{w,x}(\omega)\} = \frac{1}{4\pi^2} \int_{-\pi}^{+\pi} \Phi_x(v) \left(\int_{-\pi}^{+\pi} W_{\Delta,N}(e^{j(\omega-v)}) W(e^{j(\omega-\mu)}) d\mu\right) dv$$
Pentru a obţine o creştere a regulatităţii periodogramei, este necesar ca lungimea ferestrei w să fie mult mai mică decît cea a ferestrei Bartlett.

$$2\pi(W * W_{\Delta,N})(e^{j(\omega-v)})$$

$$Supp(w) = \overline{1-M,M-1}$$

(convoluție periodică) $Supp(w_{\Lambda,N}) = \overline{1-N,N-1}$ $\cong 2\pi \mathcal{W}(e^{j(\omega-v)})$ M << N

 $E\{\hat{\Phi}_{w,x}(\omega)\} \cong \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{+\pi} \Phi_{x}(\mu) \mathcal{W}(e^{j(\omega-\mu)}) d\mu$ TCFD a ferestrei Bartlett se comportă aproximativ ca un impuls Dirac în Similară mediei periodogramei Bartlett. convoluție cu TCFD a ferestrei w.



Metode neparametrice de estimare spectrală



Metoda lui Blackman & Tukey (continuare)

Performanțele metodei (continuare)

• Se evaluează varianța periodogramei estimate (TCFD).



$$\mathbb{E}\left\{\hat{\Phi}_{w,x}(\omega)\right\} \cong \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{+\pi} \Phi_{x}(\mu) \mathcal{W}\left(e^{j(\omega-\mu)}\right) d\mu$$

$$\frac{\sigma_{\hat{\Phi}_{w,x}}^{2}(\omega) = E\{\hat{\Phi}_{w,x}^{2}(\omega)\} - \left(E\{\hat{\Phi}_{w,x}(\omega)\}^{2}\right) \rightarrow \left(E\{\hat{\Phi}_{w,x}(\omega)\}^{2}\right) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi-\pi}^{+\pi+\pi} \Phi_{x}(\mu) \Phi_{x}(\nu) \mathcal{W}\left(e^{j(\omega-\mu)}\right) \mathcal{W}\left(e^{j(\omega-\nu)}\right) d\mu d\nu$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$

$$E\{\hat{\Phi}_{w,x}^{2}(\omega)\} = \frac{1}{4\pi^{2}} \int_{-\pi-\pi}^{+\pi+\pi} E\{\hat{\Phi}_{x}(\mu)\hat{\Phi}_{x}(\nu)\} \mathcal{W}(e^{j(\omega-\mu)}) \mathcal{W}(e^{j(\omega-\nu)}) d\mu d\nu$$





$$E\{\hat{\Phi}_{x}(\mu)\hat{\Phi}_{x}(\nu)\} = \Phi_{x}(\mu)\Phi_{x}(\nu)\left[1 + \left(\frac{\sin\frac{N(\mu+\nu)}{2}}{N\sin\frac{\mu+\nu}{2}}\right)^{2} + \left(\frac{\sin\frac{N(\mu-\nu)}{2}}{N\sin\frac{\mu-\nu}{2}}\right)^{2}\right]$$

$$\sigma_{\hat{\Phi}_{w,x}}^{2}(\omega) \cong \frac{1}{4\pi^{2}} \int_{-\pi-\pi}^{+\pi+\pi} \Phi_{x}(\mu) \Phi_{x}(\nu) \left[\left(\frac{\sin \frac{N(\mu+\nu)}{2}}{N \sin \frac{\mu+\nu}{2}} \right)^{2} + \left(\frac{\sin \frac{N(\mu-\nu)}{2}}{N \sin \frac{\mu-\nu}{2}} \right)^{2} \right] \mathcal{W}(e^{j(\omega-\mu)}) \mathcal{W}(e^{j(\omega-\nu)}) d\mu d\nu$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$

d Se poate observa simetria perfectă a integralelor în

µ şi ∨.



🜀 <u>Metode neparametrice de estimare spectrală</u> 🌠



Metoda lui Blackman & Tukey (continuare)

Performantele metodei (continuare)



$$\sigma_{\hat{\Phi}_{w,x}}^{2}(\omega) \cong \frac{1}{4\pi^{2}} \int_{-\pi-\pi}^{+\pi+\pi} \Phi_{x}(\mu) \Phi_{x}(\nu) \left[\frac{\sin \frac{N(\mu+\nu)}{2}}{N \sin \frac{\mu+\nu}{2}} \right]^{2} + \left[\frac{\sin \frac{N(\mu-\nu)}{2}}{N \sin \frac{\mu-\nu}{2}} \right]^{2} \mathcal{W}(e^{j(\omega-\mu)}) \mathcal{W}(e^{j(\omega-\nu)}) d\mu d\nu$$



TCFD a ferestrei Bartlett se comportă aproximativ ca un impuls Dirac în convoluție cu TCFD a ferestrei W impuls Dirac în convoluție cu TCFD a ferestrei w.

$$\int_{-\pi}^{+\pi} \Phi_{x}(v) \left[\left(\frac{\sin \frac{N(\mu + v)}{2}}{N \sin \frac{\mu + v}{2}} \right)^{2} + \left(\frac{\sin \frac{N(\mu - v)}{2}}{N \sin \frac{\mu - v}{2}} \right)^{2} \right] \mathcal{W}(e^{j(\omega - v)}) dv \cong$$

$$\approx \frac{2\pi}{N} \left[\Phi_{x}(-\mu) \mathcal{W}(e^{j(\omega + \mu)}) + \Phi_{x}(\mu) \mathcal{W}(e^{j(\omega - \mu)}) \right]$$

$$\forall \omega, \mu \in \mathbb{R}$$

$$\sigma_{\hat{\Phi}_{w,x}}^{2}(\omega) \cong \frac{1}{2\pi N} \int_{-\pi}^{+\pi} \Phi_{x}(\mu) \Phi_{x}(-\mu) \mathcal{W}\left(e^{j(\omega+\mu)}\right) \mathcal{W}\left(e^{j(\omega-\mu)}\right) d\mu + \frac{1}{2\pi N} \int_{-\pi}^{+\pi} \Phi_{x}^{2}(\mu) \mathcal{W}^{2}\left(e^{j(\omega-\mu)}\right) d\mu$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$

Produsul versiunilor întîrziată și anticipată ale TCFD corespunzătoare ferestrei w este neglijabil în raport cu pătratul TCFD.



🜀 <u>Metode neparametrice de estimare spectrală 🌬</u>



Metoda lui Blackman & Tukey (continuare)

Performantele metodei (continuare)



$$\sigma_{\hat{\Phi}_{w,x}}^{2}(\omega) \cong \frac{1}{2\pi N} \int_{-\pi}^{+\pi} \Phi_{x}(\mu) \Phi_{x}(-\mu) \mathcal{W}\left(e^{j(\omega+\mu)}\right) \mathcal{W}\left(e^{j(\omega-\mu)}\right) d\mu + \frac{1}{2\pi N} \int_{-\pi}^{+\pi} \Phi_{x}^{2}(\mu) \mathcal{W}^{2}\left(e^{j(\omega-\mu)}\right) d\mu$$

$$\sigma_{\hat{\Phi}_{w,x}}^{2}(\omega) \cong \frac{1}{2\pi N} \int_{-\pi}^{+\pi} \Phi_{x}^{2}(\mu) \mathcal{W}^{2} \left(e^{j(\omega - \mu)} \right) d\mu$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$



Rezoluția în frecvență este stabilită practic de către TCFD a fereastrei, care are o deschidere a lobului principal inferioară lărgimii de bandă a densității spectrale adevărate.

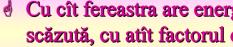
Exercițiu

• Deduceți expresiile performantelor periodogramei Blackman-Tukey folosind TFD.

$$\sigma_{\hat{\Phi}_{w,x}}^{2}(\omega) \cong \frac{\Phi_{x}^{2}(\omega)}{2\pi N} \int_{-\pi}^{+\pi} \mathcal{W}^{2}(e^{j\mu}) d\mu = \Phi_{x}^{2}(\omega) \left[\frac{1}{N} \sum_{m=1-M}^{M-1} \mathcal{W}^{2}[n] \right]$$
Proprietatea lui Parseval

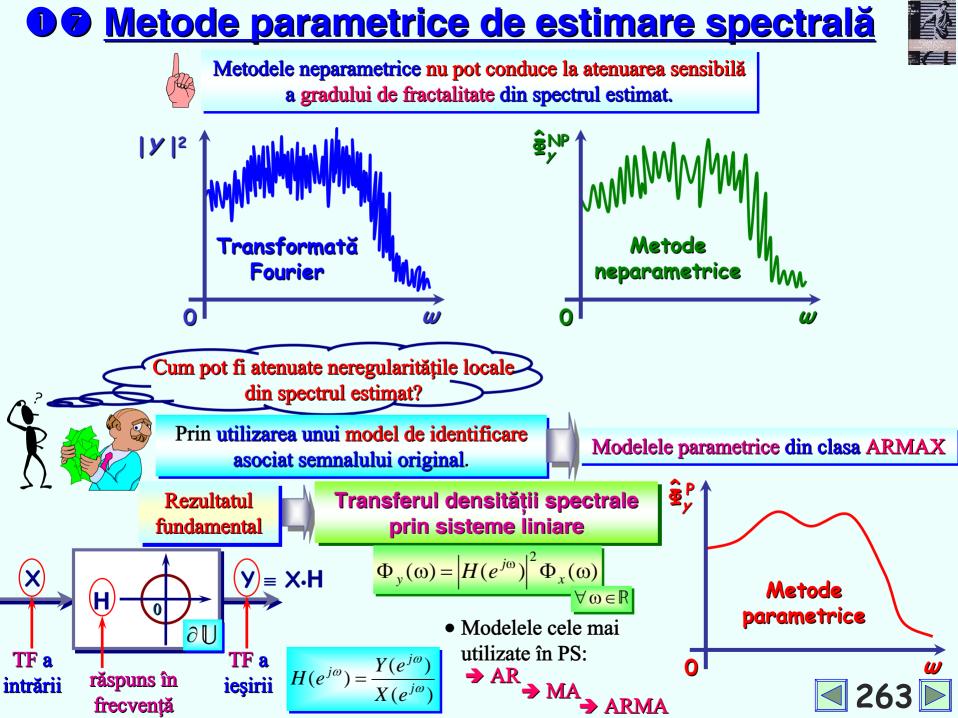


Factorul de calitate $Q(\omega) = \frac{\left(E\left(\hat{\Phi}_{x}(\omega)\right)\right)^{2}}{\sigma_{\hat{\Phi}_{x}}^{2}(\omega)} \cong \frac{1}{\left[\frac{1}{N}\sum_{m=1-M}^{M-1}w^{2}[n]\right]}$ Cu cît fereastra are energie mai scăzută, cu atît factorul de calitate este mai mare.



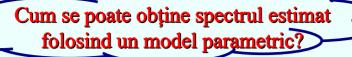






Metode parametrice de estimare spectrală







Cu ajutorul următoarei strategii naturale.

Algoritm

① Se identifică un model parametric asociat semnalului original (y).

■24

- → MA
- → ARMA

$$(\hat{A}(q^{-1})) y[n] = (\hat{C}(q^{-1})) \hat{e}[n]$$

O estimație a zgomotului alb care a stimulat sistemul generator al semnalului original.

$$\hat{A}(q^{-1}) \stackrel{def}{=} 1 + \hat{a}_1 q^{-1} + \hat{a}_2 q^{-1} + \dots + \hat{a}_{na} q^{-na}$$

$$\hat{C}(q^{-1}) \stackrel{def}{=} 1 + \hat{c}_1 q^{-1} + \hat{c}_2 q^{-1} + \dots + \hat{c}_{nc} q^{-nc}$$

parametrii estimați ai modelului

2 Se estimează zgomotul alb care a stimulat sistemul generator al semnalului original.



3 Se estimează densitatea spectrală de putere a zgomotului alb.

$$\Phi_{\hat{e}}(\omega) = \hat{\lambda}^2 = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \hat{e}^2[n]$$

$$\forall \omega \in \mathbb{R}$$

Măsură a preciziei modelului parametric.



264



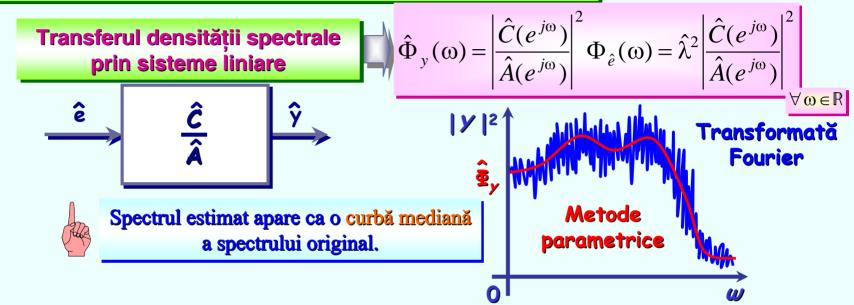
17 N

Metode parametrice de estimare spectrală



Algoritm (continuare)

4 Se estimează densitatea spectrală a semnalului original.



Caracteristici generale ale metodelor parametrice de estimare spectrală

- ② Atenuarea comportamentului fractal se datorează filtrării importante a zgomotelor care corup semnalul, cu ajutorul modelului parametric.
- ② Rezoluția în frecvență poate fi aleasă liber, independent de durata semnalului.
- © Regularitatea spectrului estimat poate fi (parțial) controlată prin intermediul indicilor structurali ai modelului parametric.
- ② Liniile spectrale dominante pot fi puse în evidență mai ușor.
- Gradul de netezime al spectrului estimat nu constituie o măsură a regularității sale.
- 8 Compromisul rezoluție-regularitate este sensibil la variația indicilor structurali.

- Două categorii

 → Metode de varianță minimă

 → Metode de extracție a liniilor spectrale dominante

Metode de varianță minimă



Modelul de identificare ar trebui determinat astfel încît varianța zgomotului alb estimat să fie minimă și răspunsul în frecvență să fie unitar pentru o pulsație precizată.

Exemplu Modelul AR ne-normalizat
$$A(q^{-1}) y[n] = e[n] \qquad \sigma_e^2(\theta) = E\{e^2[n]\} = E\{\theta^T \cdot \mathbf{y}[n] \cdot \mathbf{y}^T[n] \cdot \mathbf{\theta}\}$$

$$A(q^{-1}) y[n] = e[n]$$

$$\forall n \in [0, N-1]$$

$$A(q^{-1}) = a_0 + a_1 q^{-1} + a_2 q^{-1} + \dots + a_{na} q^{-na}$$

$$\mathbf{y}[n] = \begin{bmatrix} y[n] & y[n-1] & \cdots & y[n-na] \end{bmatrix}^T \in \mathbb{R}^{na+1}$$

vector de semnal

Nu neapărat unitar.

$$\mathbf{R}_{na}$$

 $\mathbf{R}_{na+1}(y) = E\{\mathbf{y}[n]\mathbf{y}^{T}[n]\} \in \mathbb{R}^{(na+1)\times(na+1)}$ (IS) matrice de autocovarianță

 $\sigma_{e}^{2}(\mathbf{\theta}) = \mathbf{\theta}^{T} \mathbf{R}_{na+1}(y) \mathbf{\theta}$

• Pentru determinarea parametrilor necunoscuți, se rezolvă o problemă de optimizare cu restricții.
$$\min \left\{ \sigma^2(\theta) \right\}$$

pulsația pentru care va fi determinat modelul AR

$$\min_{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^{na+1}} \left\{ \sigma_e^2(\boldsymbol{\theta}) \right\}$$

$$\min_{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^{na+1}} \left\{ \boldsymbol{\sigma}_{e}^{2} \left(\boldsymbol{\theta} \right) \right\} \qquad \min_{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^{na+1}} \left\{ \boldsymbol{\theta}^{T} \mathbf{R}_{na+1} (y) \boldsymbol{\theta} \right\}$$
s.t. $A(e^{j\omega_{0}}) = 1$ s.t. $\mathbf{w}^{T} (\omega_{0}) | \boldsymbol{\theta} = 1$

$$\left[1 e^{j\omega_0} e^{2j\omega_0} \cdots e^{jna\omega_0}\right]$$

 $\mathbf{\theta} = \begin{bmatrix} a_0 & a_1 & \cdots & a_{na} \end{bmatrix}^T \in \mathbb{R}^{na+1}$

vector de parametri

elementar







Metode de varianță minimă (continuare)

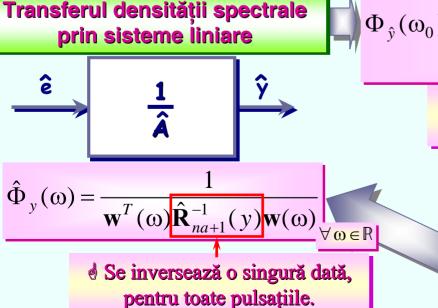
Exemplu

Modelul AR ne-normalizat (continuare)

Soluţia problemei
$$\min_{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^{na+1}} \left\{ \boldsymbol{\theta}^T \mathbf{R}_{na+1}(y) \boldsymbol{\theta} \right\} \mathbf{Lacoss} \quad \hat{\boldsymbol{\theta}}(\boldsymbol{\omega}_0) = \frac{\mathbf{R}_{na+1}^{-1}(y) \mathbf{w}(\boldsymbol{\omega}_0)}{\mathbf{w}^T(\boldsymbol{\omega}_0) \mathbf{R}_{na+1}^{-1}(y) \mathbf{w}(\boldsymbol{\omega}_0)}$$
s.t. $\mathbf{w}^T(\boldsymbol{\omega}_0) \boldsymbol{\theta} = 1$

$$\sigma_e^2\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}(\boldsymbol{\omega}_0)\right) = \lambda_{e,\min}^2(\boldsymbol{\omega}_0) = \frac{\mathbf{w}^T(\boldsymbol{\omega}_0)\mathbf{R}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{R}_{na+1}(y)\hat{\boldsymbol{\theta}}(\boldsymbol{\omega}_0)}{\mathbf{w}^T(\boldsymbol{\omega}_0)\mathbf{R}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{w}(\boldsymbol{\omega}_0)} = \frac{\mathbf{w}^T(\boldsymbol{\omega}_0)\hat{\boldsymbol{\theta}}(\boldsymbol{\omega}_0)}{\mathbf{w}^T(\boldsymbol{\omega}_0)\mathbf{R}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{w}(\boldsymbol{\omega}_0)} = \frac{1}{\mathbf{w}^T(\boldsymbol{\omega}_0)\mathbf{R}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{w}(\boldsymbol{\omega}_0)} = \frac{1}{\mathbf{w}^T(\boldsymbol{\omega}_0)\mathbf{w}(\boldsymbol{\omega}_0)} = \frac{1}{\mathbf{w}^T$$

• Se estimează densitatea spectrală de putere a ieșirii modelului, pentru pulsația specificată.



 $\Phi_{\hat{y}}(\omega_0) = \frac{\Phi_{\hat{e}}(\omega)}{\left|\hat{A}(e^{j\omega_0})\right|^2} = \lambda_{e,\min}^2 = \frac{1}{\mathbf{w}^T(\omega_0)\mathbf{R}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{w}(\omega_0)}$

Nu depinde de vectorul parametrilor estimați, ci doar de pulsația specificată.

- Practic, nu mai este necesar modelul AR (altfel el ar fi trebuit reactualizat pentru fiecare pulsație).
- De remarcat că relația este implementabilă
 numai dacă matricea de autocovarianță se estimează în prealabil.



Metode de varianță minimă (continuare)

Algoritm

① Se alege ordinul modelului AR ascuns.

- Acesta controlează compromisul rezoluție-regularitate pentru spectrul estimat.
- ${\mathbb Q}$ Se estimează și se inversează matricea de autocovarianță a semnalului. $\hat{{\mathbf R}}_{na+1}(y)$

• Matricea este de tip Toeplitz simetrică (adică este determinată complet de prima linie/coloană,

prin expandare pe diagonale).

• Pentru inversarea acesteia, se poate utiliza Algoritmul Levinson-Durbin din IS, care necesită un efort de calcul proporțional cu na^2 (și nu na^3 ca în cazul Algoritmului lui Gauss)

$$\hat{\mathbf{R}}_{na+1}(y) = \begin{bmatrix} \hat{r}_y[0] & \hat{r}_y[1] & \dots & \hat{r}_y[k] & \dots & \hat{r}_y[na] \\ \hat{r}_y[1] & \hat{r}_y[0] & \hat{r}_y[1] & \dots & \hat{r}_y[k] & \dots \\ & \ddots & \hat{r}_y[1] & \hat{r}_y[0] & \hat{r}_y[1] & \dots & \hat{r}_y[k] \\ & \hat{r}_y[k] & \dots & \hat{r}_y[1] & \hat{r}_y[0] & \hat{r}_y[1] & \dots \\ & \ddots & \hat{r}_y[k] & \dots & \hat{r}_y[1] & \hat{r}_y[0] & \hat{r}_y[1] \\ & \hat{r}_y[na] & \dots & \hat{r}_y[k] & \dots & \hat{r}_y[1] & \hat{r}_y[0] \end{bmatrix}$$

3 Se estimează spectrul semnalului.
$$\hat{\Phi}_{y}(\omega) = \frac{1}{\mathbf{w}^{T}(\omega)\hat{\mathbf{R}}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{w}(\omega)}$$

$$\mathbf{w}^{T}(\omega)\hat{\mathbf{R}}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{w}(\omega)$$

$$\mathbf{w}^{T}(\omega)\hat{\mathbf{R}}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{w}(\omega)$$

$$\mathbf{w}^{T}(\omega)\hat{\mathbf{R}}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{w}(\omega)$$

$$\mathbf{w}^{T}(\omega)\hat{\mathbf{R}}_{na+1}^{-1}(y)\mathbf{w}(\omega)$$

Caracteristici generale ale metodei

- Indicele structural al modelului parametric permite un control destul de bun al compromisului rezoluție-regularitate, cu performanțe superioare metodelor ne-parametrice.
- Performanțele unui model AR identificat cu același indice structural sunt superioare celor corespunzătoare modelului AR bazat pe minimizarea varianței de ieșire.



Metode de extracție a liniilor spectrale dominante

Ideea liniilor spectrale dominante

Pentru extracția doar a liniilor spectrale cu puteri dominante, modelul parametric ar trebui să fie constituit numai din suma armonicelor elementare corespunzătoare pulsațiilor dominante.

Orice armonică elementară poate fi generată recursiv cu ajutorul unei ecuații cu diferențe de ordin 2.

$$\begin{cases} x[n] + a_1 x[n-1] + a_2 x[n-2] = 0 \\ a_1 = -2\cos\omega_0 & a_2 = 1 \end{cases} \forall n \in \mathbb{N}$$

Exercițiu

semnal

util

original

• Arătați că soluțiile armonice ale ecuației cu diferențe pot fi următoarele:

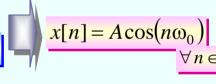
$$\begin{cases} x[0] = 0 \\ x[-1] = -A\sin\omega_0 \end{cases}$$

semnal

parazit

$$\begin{cases} x[0] = 0 \\ x[-1] = -A\sin\omega_0 \end{cases} \qquad x[n] = A\sin(n\omega_0) \\ \forall n \in \mathbb{N} \end{cases} \qquad \begin{cases} x[0] = A \\ x[-1] = A\cos\omega_0 \end{cases} \qquad x[n] = A\cos(n\omega_0) \\ \forall n \in \mathbb{N} \end{cases}$$





Dacă se dorește extragerea primelor *na* linii spectrale dominante, modelul matematic are forma următoare:

 $x[n] = -\sum_{i=1}^{2na} a_i x[n-i]$ $\forall n \in \mathbb{N}$ • Polinomul caracteristic al ecuației cu diferențe:

Armonicele trebuie extrase dintr-un semnal corupt de zgomot aditiv.

$$P(q^{-1}) \stackrel{def}{=} 1 + a_1 q^{-1} + a_2 q^{-1} + \dots + a_{2na} q^{-2na}$$

 $\sum_{i=0}^{2na} a_i y[n-i] = \sum_{i=0}^{2na} a_i v[n-i]$ Rădăcinile sunt situate pe cercul unitar

(nu neapărat în puncte echidistante).

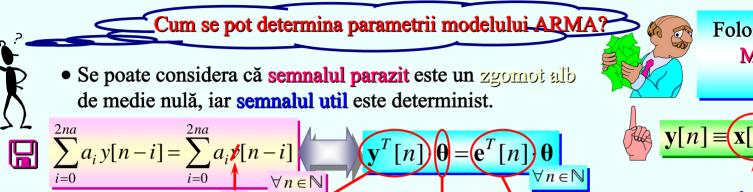
Model ARMA[2na,2na] cu polinoame identice.



D <u>Metode moderne de estimare spectrală</u>



Metode de extracție a liniilor spectrale dominante (continuare)



Folosind Metoda Celor Mai Mici Pătrate (MCMMP).

$$\mathbf{y}[n] \equiv \mathbf{x}[n] + \mathbf{v}[n]$$

$$\forall n \in \mathbb{N}$$

$$\mathbf{vector de semnal util}$$

$$\mathbf{y}[n] = [y[n] \ y[n-1] \ \cdots \ y[n-2na]]^T \in \mathbb{R}^{2na+1}$$

$$\mathbf{e}[n] = [e[n] \ e[n-1] \ \cdots \ e[n-2na]]^T \in \mathbb{R}^{2na+1}$$

vector de semnal

$$\mathbf{R}_{2na+1}(y) = E\left\{\mathbf{y}[n]\mathbf{y}^{T}[n]\right\} \in \mathbb{R}^{(2na+1)\times(2na+1)}$$
 vector de parametri

 $\mathbf{\theta} = \begin{bmatrix} a_0 & a_1 & \cdots & a_{2na} \end{bmatrix}^T \in \mathbb{R}^{2na+1}$ vector de parametri $F\{\mathbf{e}[n]\} = \mathbf{e}[n]$

 $E\{e[n]\}=\mathbf{0}_{2na+1}$ (medie nulă)

$$E\left\{\mathbf{e}[n]\mathbf{e}^{T}[n]\right\} = \lambda_{e}^{2}\mathbf{I}_{2na+1} \in \mathbb{R}^{(na+1)\times(na+1)}$$

vector de zgomot

matrice de autocovarianță

MCMMP

$$E$$
 $y[n] \times$

 $\mathbf{y}[n] \times \mathbf{y}^{T}[n] \cdot \mathbf{\theta} = \mathbf{e}^{T}[n] \cdot \mathbf{\theta}$

∈N

 $E\{\mathbf{y}[n]\mathbf{y}^{T}[n]\}\mathbf{\theta} = E\{\mathbf{y}[n]\mathbf{e}^{T}[n]\}\mathbf{\theta}$

dispersia zgomotului (necunoscută)

Ecuație spectrală.

$$E\{\mathbf{y}[n]\mathbf{e}^{T}[n]\} = E\{(\mathbf{x}[n] + \mathbf{e}[n])\mathbf{e}^{T}[n]\} = E\{\mathbf{e}[n]\mathbf{e}^{T}[n]\} = \lambda_{e}^{2}\mathbf{I}_{2na+1}$$

vector propriu

 $\mathbf{R}_{2na+1}(y)(\boldsymbol{\theta}) = (\lambda_e^2)\boldsymbol{\theta}$

Semnalul util este determinist, iar media zgomotului este nulă.



D® <u>Metode moderne de estimare spectrală</u>



Metode de extracție a liniilor spectrale dominante (continuare)

Așadar Pentru extragerea primelor *na* linii spectrale dominante, trebuie mai întîi rezolvată o ecuație spectrală al cărei principal actor este matricea de autocovarianță estimată a semnalului original.

$$\hat{\mathbf{R}}_{2na+1}(y) \; \mathbf{\theta} = \lambda_e^2 \; \mathbf{\theta}$$

Totuși, spectrul matricii de autocovarianță poate conține mai multe valori proprii.

Care dintre acestea trebuie considerată?



Răspunsul este dat de un rezultat al lui V. F. Pisarenko.

(1973)

Modelul ARMA[2na,2na] care corespunde unei colecții de na sinusoide scufundate într-un zgomot alb aditiv este determinat de valoarea proprie minimă a matricii de autocovarianță a semnalului original. $\lambda_e^2 = \lambda_{\min}$

Cum se estimează spectrul?

Parametrii modelului ARMA sunt identici cu elementele unui vector propriu corespunzător valorii proprii minime.

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = [1 \ \hat{a}_1 \ \cdots \ \hat{a}_{2na}]^T$$

Strategia generală

① Se determină pulsațiile dominante folosind rădăcinile polinomului caracteristic al modelului matematic. $\int_{-\infty}^{\infty} def$

$$\hat{P}(q^{-1}) \stackrel{def}{=} 1 + \hat{a}_1 q^{-1} + \hat{a}_2 q^{-1} + \dots + \hat{a}_{2na} q^{-2na} = 0$$

② Se determină puterile spectrale corespunzătoare pulsaţiilor dominante nenegative folosind autocovarianţa semnalului.



Metode de extracție a liniilor spectrale dominante (continuare)

Metoda lui Pisarenko (descompunere armonică)

Ideea lui Pisarenko

(1973)

Pentru determinarea puterilor spectrale dominante, trebuie utilizată secvența de autocovarianță a semnalului original.

Exercițiu

Semnalul util se exprimă ca o combinație liniară de funcții armonice elemenare reale cu faze stabilite în mod aleator.

$$A_i^2$$
 A_i^2
 $A_i^$

dominante

 $\forall n \in \mathbb{N}$

puteri

$$x[n] = \sum_{i=1}^{na} A_i \cos(n\omega_i) + \phi_i$$
faze aleatoare
(necunoscute)

amplitudini deterministe
(necunoscute)

(cunoscute)

Exercițiu
$$r_{y}[k] = E\{y[n]y[n-k]\} = \lambda_{e}^{2}\delta_{0}[k] + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{na}A_{i}^{2}\cos(k\omega_{i})$$

Soluția unui sistem liniar compatibil și determinat

 $y[n] = x[n] + e[n] = e[n] + \sum A_i \cos(n\omega_i + \varphi_i)$

$$\begin{bmatrix} \hat{A}_{1}^{2} \\ \hat{A}_{2}^{2} \\ \vdots \\ \hat{A}_{na}^{2} \end{bmatrix} = 2 \begin{bmatrix} \cos \omega_{1} & \cos \omega_{2} & \cdots & \cos \omega_{na} \\ \cos 2\omega_{1} & \cos 2\omega_{2} & \cdots & \cos 2\omega_{na} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \cos na\omega_{1} & \cos na\omega_{2} & \cdots & \cos na\omega_{na} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{r}_{y}[1] \\ \hat{r}_{y}[2] \\ \vdots \\ \hat{r}_{y}[na] \end{bmatrix}$$

• Pentru a demonstra această relație se poate ține cont de următoarea proprietate:

$$E\{\cos(n\omega + \theta)\} = \begin{cases} \cos\theta &, \omega = 0\\ 0 &, \omega \neq 0 \end{cases}$$

• Se poate arăta că: $\hat{\lambda}_{\min} = \hat{\lambda}_e^2 = \hat{r}_y[0] - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n_u} \hat{A}_i^2$

• Estimati spectrul unei sinusoide afectat de un zgomot alb aditiv, prin Metoda lui Pisarenko, cunoscînd primele 3 $\hat{r}_y[0]=3$ $\hat{r}_y[1]=1$ $\hat{r}_y[2]=0$ 272 valori ale funcției de autocorelatie.

