Metode bazate pe Teoria Estimatiei

### Metoda lui Bayes (continuare)

• Se poate arăta (deși dificil) că, în anumite condiții, maximizarea probabilității din cadrul problemei lui Bayes conduce la minimizarea matricii de auto-covarianță a erorii de estimare.





$$\not p(\theta, \mathcal{D}) = \not p(\mathcal{D} | \theta) \not p(\theta) = \not p(\theta | \mathcal{D}) \not p(\mathcal{D})$$

$$\frac{p(\theta, \mathcal{D}) = p(\mathcal{D} | \theta) p(\theta) = p(\theta | \mathcal{D}) p(\mathcal{D})}{\hat{\theta}(\mathcal{D}) = \underset{\theta \in \mathcal{S} \subseteq \mathbb{R}^{n\theta}}{\operatorname{argmax}} p(\theta | \mathcal{D}) = \underset{\theta \in \mathcal{S} \subseteq \mathbb{R}^{n\theta}}{\operatorname{argmax}} \frac{p(\mathcal{D} | \theta) p(\theta)}{p(\mathcal{D})} = \underset{\theta \in \mathcal{S} \subseteq \mathbb{R}^{n\theta}}{\operatorname{argmax}} p(\mathcal{D} | \theta) p(\theta)$$



Noua problemă se poate rezolva practic după o strategie recursivă. Probabilitatea de a obține setul măsurat de date nu depinde de parametrii care urmează a fi estimați.

- Dacă ambele densități de probabilitate din produsul ce trebuie maximizat sunt cunoscute, se poate utiliza o tehnică de optimizare (de exemplu, de tipul MNR).
  - ® Cunoașterea acestora este însă dificilă, dacă nu imposibilă.
  - $\odot$  Este totuși **posibilă** cunoașterea densităților de probabilitate:  $\not \approx (\mathcal{D} \mid \theta)$  &  $\not \approx (\mathcal{D})$





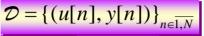
Proprietatea de Teoria Probabilităților poate fi utilizată și pentru a estima recursiv  $\not E(\theta)$ , plecînd de de la o iniţializare.



Metode bazate pe Teoria Estimatiei

### Metoda lui Bayes (continuare)

### **Algoritmul lui Bayes**



 $\mathcal{D} = \{(u[n], y[n])\}_{n \in \overline{1.N}}$  (date intrare-ieşire măsurate)



 $p(\mathcal{D})$ ,  $p(\mathcal{D}|\theta)$  (expresile densităților de probabilitate)

 $\eta > 0$  (prag de precizie)



 $\rho_0(\theta) \Rightarrow$  uniformă, dacă nu se poate stabili altfel

→ ales arbitrar în domeniul de variație

→ indicele iterativ inițial



#### Buclă iterativă

Date de intrare

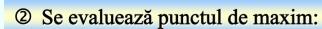
① Se reactualizează densitatea de probabilitate a parametrilor necunoscuți:

$$k \leftarrow k + 1$$

$$\mathcal{A}_{k+1}(\boldsymbol{\theta}) \stackrel{def}{=} \mathcal{A}_{k+1}(\boldsymbol{\theta} \mid \mathcal{D}) = \frac{\mathcal{A}(\mathcal{D} \mid \boldsymbol{\theta}) \mathcal{A}_{k}(\boldsymbol{\theta})}{\mathcal{A}(\mathcal{D})}$$



Vectorul parametrilor trebuie să fie din ce în ce mai bine adaptat la datele achiziționate.



 $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{k+1} = \underset{\boldsymbol{\theta} \in \mathcal{S} \subseteq \mathbb{R}^{n\theta}}{\operatorname{argmax}} \boldsymbol{\beta}_{k+1} \left( \boldsymbol{\theta} \mid \boldsymbol{\mathcal{D}} \right)$ 

Eventual, folosind o tehnică de optimizare.



DA  $\left\|\hat{\boldsymbol{\theta}}_{k+1} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_{k}\right\| < \eta$ 

Date de ieșire



→ aproximația de precizie η



numărul de iterații efectuate | 1





**10.00** Metode bazate pe Teoria Estimației

### Metoda lui Bayes (continuare)

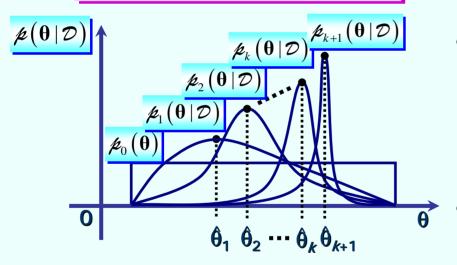


$$\frac{\cancel{p}_{k+1}(\mathbf{\theta}) = \cancel{p}_{k+1}(\mathbf{\theta} \mid \mathcal{D}) = \frac{\cancel{p}(\mathcal{D} \mid \mathbf{\theta}) \cancel{p}_{k}(\mathbf{\theta})}{\cancel{p}(\mathcal{D})}$$

$$\forall k \in \mathbb{N}^{*}$$

d În același timp, densitatea de probabilitate se grupează tot mai mult în jurul unei valori maxime. Pe măsură ce procesul iterativ avansează, corelația dintre parametrii estimați și datele măsurate trebuie să devină tot mai puternică.

Apariția necondiționată a parametrilor este tot mai puțin probabilă, ei fiind din ce în ce mai puternic condiționați de datele măsurate.



• Densitatea de probabilitate a datelor achiziționate nu depinde de valorile parametrilor necunoscuți, astfel că relația recursivă se poate simplifica:

- Se poate arăta că acest proces iterativ este convergent către soluția problemei lui Bayes.
- Algoritmul lui Bayes necesită cunoașterea prealabilă cel puțin a densității de probabilitate a setului de date  $\mathcal{D}$ , condiționate de vectorul  $\theta$ , lucru care s-ar putea dovedi dificil.
- 8 Viteza de convergență a algoritmului este în general scăzută, dacă se pleacă de la o inițializare uniformă.
- © Cu toate acestea, algoritmul lui Bayes este unul dintre puținii algoritmi implementabili din cadrul TE.



**10.00** Metode bazate pe Teoria Estimației

### Metoda Verosimilității Maxime (MVM)

• Metodă înrudită cu MB, care propune rezolvarea problemei de identificare în formă completă, fără a apela la un algoritm recursiv, pentru anumite tipuri de modelel de identificare.

### Ipoteză simplificatoare

Indiferent de procesele furnizoare de date avînd structură fixată și domeniu de stabilitate comun, vectorul parametrilor adevărați poate lua orice valoare din acest domeniu, cu aceeași probabilitate.

$$\not p(\theta) \equiv \text{const.}$$

 $\angle(\theta) \equiv \text{CONST.} \leftarrow \text{Vectorul parametrilor necunoscuti } \theta \text{ este echiprobabil}$ pe domeniul de stabilitate.

Problema verosimilității

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}(\mathcal{D}) = \underset{\boldsymbol{\theta} \in \mathcal{S} \subseteq \mathbb{R}^{n\theta}}{\operatorname{argmax}} \left[ \boldsymbol{z} \left( \mathcal{D} \mid \boldsymbol{\theta} \right) \right]$$

Verosimilitate

Cum poate fi rezolvată problema verosimilității maxime?

În formă completă, dacă se folosesc modele de regresie liniară.

Datele măsurate nu pot fi obținute prin simulare decît dacă vectorul parametrilor modelului de identificare este cel mai plauzibil sau verosimil, adică produce o frecvență maximă de obținere a setului de date măsurate.

Vectorii parametrilor care nu verifică această proprietate sunt declarați mai puțin verosimili sau chiar neverosimili.

Metode bazate pe Teoria Estimatiei

### Metoda Verosimilității Maxime (continuare)

Exemplu Media și varianța – estimații de verosimilitate maximă

$$\mathcal{P}(\theta^*)$$

 $\mathcal{M}(\theta)$ 

$$y[n] = \theta^* + v[n]$$

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

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

Se măsoară valorile unui parametru în mod direct.

$$\hat{\theta}(\mathcal{D}) = \underset{\theta \in \mathbb{R}}{\operatorname{argmax}} \not p \left( \mathcal{D} \mid \theta, \lambda^2 \right) = ?$$

$$\mathcal{D} = \{y[n]\}_{n \in \overline{1,N}}$$

$$\hat{\lambda}^{2}(\mathcal{D}) = \underset{\lambda^{2} \in \mathbb{R}_{+}^{*}}{\operatorname{argmax}} \not p\left(\mathcal{D} \mid \theta, \lambda^{2}\right) = ?$$

$$p\left(y[n]\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\lambda^*} \exp\left[-\frac{\left(y[n] - \theta^*\right)^2}{2\left(\lambda^*\right)^2}\right] \qquad y \in za\left(\theta^*, \sigma_y^2\right) \cap \mathcal{N}\left(\theta^*, \left(\lambda^*\right)^2\right)$$
Exercitin

$$y[n] = \theta + \varepsilon[n, \theta, \lambda^2]$$

$$\varepsilon \left[ n, \theta^*, (\lambda^*)^2 \right] = v[n]$$

$$y[n] = \theta^* + v[n]$$
 zgomot alb normal distribuit  $v \in za(0,(\lambda^*)^2) \cap \mathcal{N}(0,(\lambda^*)^2)$ 

$$\not \mathbf{z}(v[n]) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\lambda^*} \exp\left[-\frac{v^2[n]}{2(\lambda^*)^2}\right]$$

zgomotul afectează  $\frac{\forall n \in \mathbb{N}^*}{}$ direct datele măsurate

$$y \in \mathbf{za}\left(\theta^*, \sigma_y^2\right) \cap \mathcal{O}\left(\theta^*, \left(\lambda^*\right)^2\right)$$

Exercițiu

$$\sigma_y^2 = \left(\theta^*\right)^2 + \left(\lambda^*\right)^2$$

$$y[n] = \theta + \varepsilon[n, \theta, \lambda^{2}]$$

$$\varepsilon[n, \theta^{*}, (\lambda^{*})^{2}] = v[n]$$

$$\rho(y[n] | \theta, \lambda^{2}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\lambda} \exp\left[-\frac{(y[n] - \theta)^{2}}{2\lambda^{2}}\right]$$

Verosimilitatea fiecărui eșantion.





**10.00** Metode bazate pe Teoria Estimatiei

#### Metoda Verosimilității Maxime (continuare)

Exemplu Media și varianța – estimații de verosimilitate maximă (continuare)

 $\forall n \in \mathbb{N}^*$  Propoziția 2 (orice proces neautocorelat și Gaussian este independent)

$$\mathcal{L}(\mathcal{D} \mid \theta, \lambda^{2}) = \frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\lambda\right)^{N}} \prod_{n=1}^{N} \exp\left[-\frac{\left(y[n] - \theta\right)^{2}}{2\lambda^{2}}\right] = \frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\lambda\right)^{N}} \exp\left[-\frac{1}{2\lambda^{2}} \sum_{n=1}^{N} \left(y[n] - \theta\right)^{2}\right]$$

**Aşadar** 

Pentru a rezolva problema verosimilității, trebuie determinat punctul de maxim al unei funcții Gaussiene generalizate.

 $\forall (\theta, \lambda^2) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}_+^*$ 

Punctul de maxim este o rădăcină a gradientului.



 $F(\theta, \lambda^2)$ 

B Evaluarea gradientului este complicată.

Forma funcției sugerează că extremele ei coincid cu cele ale logaritmului natural aplicat acesteia.

$$\left(\hat{\theta}, \hat{\lambda}^{2}\right)(\mathcal{D}) = \underset{\left(\theta, \lambda^{2}\right) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}_{+}^{*}}{\operatorname{argmax}} \left\{ \ln \left[ \varkappa \left(\mathcal{D} \mid \theta, \lambda^{2}\right) \right] \right\}$$

$$\frac{1}{2}\sum_{n=2}^{N} (y[n] - \theta)^2$$



$$(\theta, \lambda^2) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}_+^*$$



**10.00** Metode bazate pe Teoria Estimatiei

#### Metoda Verosimilității Maxime (continuare)

Media și varianța – estimații de verosimilitate maximă (continuare) Exemplu

$$F(\theta, \lambda^{2}) = -\frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln \lambda^{2} - \frac{1}{2\lambda^{2}} \sum_{n=1}^{N} (y[n] - \theta)^{2}$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} F(\theta, \lambda^{2}) = \frac{1}{\lambda^{2}} \sum_{n=1}^{N} (y[n] - \theta) = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \lambda^{2}} F(\theta, \lambda^{2}) = -\frac{N}{2\lambda^{2}} + \frac{1}{2\lambda^{4}} \sum_{n=1}^{N} (y[n] - \theta)^{2} = 0$$

$$\hat{\lambda}^{2}(\mathcal{D})$$

Soluția este unică.

### În concluzie

Media și varianța sunt cele mai verosimile (plauzibile) estimații. **Estimatiile sunt** consistente, datorită IE.

**Medie** 

Varianță

- Nu întîmplător prima caracterizare statistică a numeroase procese nedeterministe, chiar dacă este grosieră, constă în evaluarea mediilor si variantelor acestora.
- Exemplu: media generală a unui student, calculată după 3 ani de studii, are șanse mici să varieze semnificativ după 4 ani de studii, dacă notele sale sunt grupate în jurul acesteia și șanse mari să varieze sensibil în finalul celor 4 ani, dacă notele sale sunt larg dispersate în iurul acesteia.

$$\hat{\theta}(\mathcal{D}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y[n]$$
 (parametru)

 $\forall (\theta, \lambda^2) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R}_+^*$ 

$$\hat{\lambda}^{2}(\mathcal{D}) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \left( y[n] - \hat{\theta}(\mathcal{D}) \right)^{2}$$

$$+ \qquad (1/\text{precizie})$$

$$\hat{v}[n] = y[n] - \hat{\theta}(\mathcal{D}) = y[n] - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} y[n]$$

(zgomot perturbator)

 $\lim_{N\to\infty} \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{\infty} y[n] = E\{y[n]\} = E\{\theta^* + v[n]\} = \theta^*$  $v \in \mathbf{za}\left(0,\left(\lambda^*\right)^2\right)$ 





**10.00** Metode bazate pe Teoria Estimației

Metoda Verosimilității Maxime (continuare)

Dar în cazul modelelor de regresie liniară?



Se poate demonstra un rezultat remarcabil.

#### **Teorema 6 (MVI și MCMMP)**

In contextul modelelor de regresie liniară, următoarele două ipoteze se consideră verificate:

- a. matricea R (sau  $R_N$ ) nu este neapărat deterministă, dar este (strict) pozitiv definită (adică inversabilă) pentru toate dimensiunile orizontului de măsură suficient de mari:
- b. perturbaţia v aparţine clasei  $za(0,(\lambda^*)^2) \cap \mathcal{N}(0,(\lambda^*)^2)$

(adică este un zgomot alb de medie nulă și dispersie necunoscută, cu distribuție Gaussiană centrată în zero, de varianță egală tot cu dispersia necunoscută).

Atunci estimațiile vectorului parametrilor adevărați și dispersiei zgomotului alb obținute aplicînd MCMMP sunt de verosimilitate maximă.

#### Demonstrație |

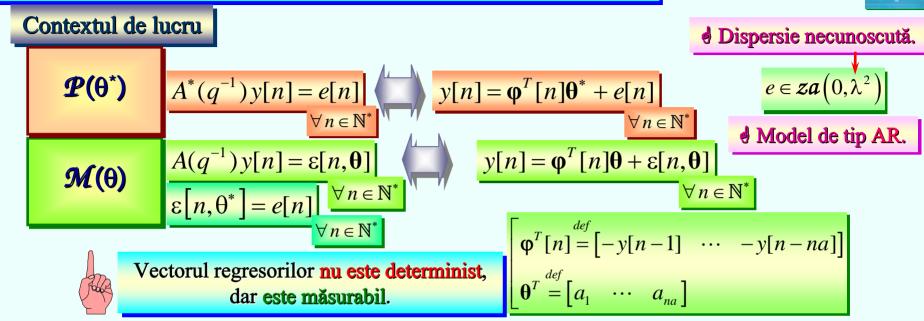


Exercițiu

- Chiar dacă proprietatea de consistență este dificil de verificat în contextul Teoremei 6 (matricea regresorilor nu mai este strict deterministă), cel puțin rămîne proprietatea de verosimilitate maximă.
- © Probabilitatea de a obține setul de date măsurate prin simularea cu un model identificat folosind MCMMP este maximă.



### **10.8** Identificarea și predicția proceselor auto-regresive

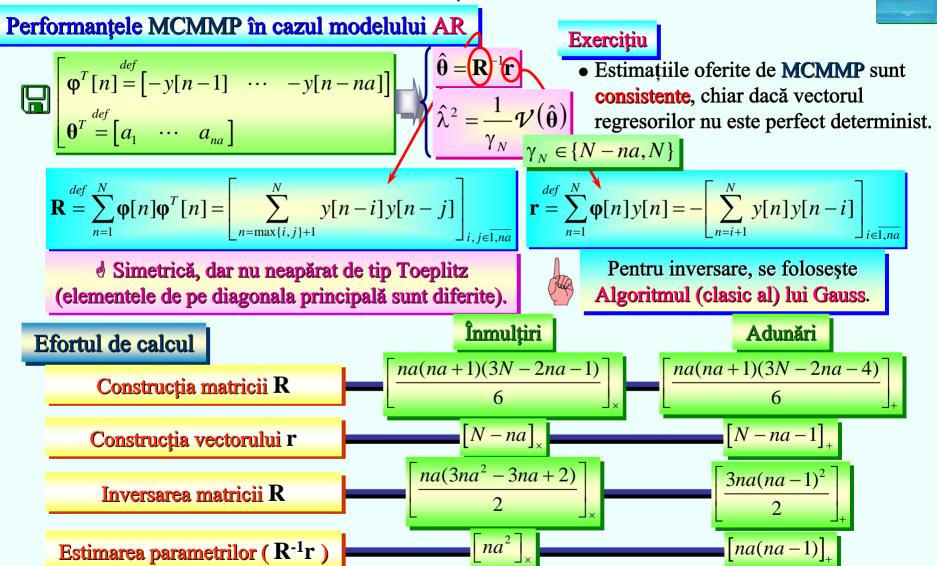


- Modelul autoregresiv (AR) conduce la una dintre cele mai atractive şi simple abordări pentru identificarea surselor de perturbaţii.
- În pofida preciziei sale limitate, modelul AR este adesea preferat în aplicații, în special pentru metoda extrem de rapidă și eficientă de estimare a parametrilor săi.
- Modelul concurent al acestuia în aplicații este ARMA, care, deși necesită utilizarea MCMMPE sau MMEP pentru estimarea parametrilor săi, este tot mai des utilizat, datorită creșterii sensibile a performanțelor tehnicii de calcul automat.

$$\frac{\hat{\mathbf{\theta}} = \underset{\mathbf{\theta} \in \mathbb{R}^{na}}{\operatorname{argmin}} \mathcal{V}(\mathbf{\theta}) = \underset{\mathbf{\theta} \in \mathbb{R}^{na}}{\operatorname{argmin}} \sum_{n=1}^{N} \left( y[n] - \mathbf{\phi}^{T}[n] \mathbf{\theta} \right)^{2} = ?}{\hat{\lambda}^{2} = \frac{1}{\gamma_{N}} \mathcal{V}(\hat{\mathbf{\theta}})}$$

$$\frac{\hat{\lambda}^{2} = \frac{1}{\gamma_{N}} \mathcal{V}(\hat{\mathbf{\theta}})}{\gamma_{N} \in \{N - na, N\}}$$

**0.8** Identificarea și predicția proceselor autoregresive



Total  $O_{MCMMP} \sim \left[ \frac{na[7na^2 + 3na(N-2) + 3N + 5]}{6} \right] + \left[ \frac{na[7na^2 + 3na(N-6) + 3N - 1]}{6} \right]$ 



**0.8** Identificarea și predicția proceselor autoregresive

Efortul de calcul al MCMMP cu modelul AR este sustinut, deoarece aît numărul datelor măsurate cît și numărul de parametri au valori mari (pentru a asigura o precizie suficientă).



Reducerea efortului de calcul prin metode alternative de identificare.

**Objectiv** 

#### Metoda Yule-Walker-Wiener

**Algoritmul Levinson-Durbin** 

Metoda Yule-Walker-Wiener (MYWW)



Ideea lui G.U. Yule & G. Walker (anii'30)

Estimarea parametrilor necunoscuti și a dispersiei zgomotului alb se poate realiza apelînd la secvența de auto-covarianță a ieșirii.

• Se aplică două operații succesive asupra ecuației procesului:

$$E \quad y[n-k] \times A^*(q^{-1})y[n] = e[n]$$

$$V \in \mathbb{N}$$

$$r_y[k] + a_1^* r_y[k-1] + \cdots + a_{na}^* r_y[k-na] = r_{e,y}[k]$$

$$V \in \mathbb{N}$$

$$ecuație autoregresivă deterministă$$

$$y[n] = e[n] + \sum_{m \ge 1} \alpha_m^* e[n-m]$$

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

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

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

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

Împărțire infinită.

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

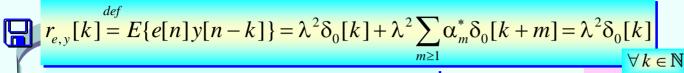
$$\forall n \in \mathbb{N}^*$$

$$r_{e,y}[k] = E\{e[n]y[n-k]\} = \lambda^2 \delta_0[k] + \lambda^2 \sum_{m \ge 1} \alpha_m^* \delta_0[k+m] = \lambda^2 \delta_0[k]$$



**0.8** Identificarea și predicția proceselor autoregresive

#### Metoda Yule-Walker-Wiener (continuare)



### **Ecuațiile Yule-Walker-Wiener**

$$r_{y}[k] + a_{1}^{*}r_{y}[k-1] + \dots + a_{na}^{*}r_{y}[k-na] = \lambda^{2}\delta_{0}[k]$$

(similare ecuatiilor Wiener-Hopf)

d Ieşirea nu este corelată cu valori viitoare ale zgomotului.

Sistemul este inoperant, deoarece are un număr infinit de ecuații și apelează la secvența ideală de auto-covarianță a ieșirii.

Ce se poate face?

Se renunță la sistemul ideal (care ar conduce la determinarea exactă a parametrilor adevărați) și se înlocuiește cu un sistem practic, compatibil.

$$\begin{vmatrix} r_{y}[0] + a_{1}^{*}r_{y}[1] + \dots + a_{na}^{*}r_{y}[na] - \lambda^{2} = 0 \\ r_{y}[1] + a_{1}^{*}r_{y}[0] + \dots + a_{na}^{*}r_{y}[na - 1] = 0 \\ r_{y}[2] + a_{1}^{*}r_{y}[1] + \dots + a_{na}^{*}r_{y}[na - 2] = 0 \\ \vdots \\ r_{y}[na] + a_{1}^{*}r_{y}[na - 1] + \dots + a_{na}^{*}r_{y}[0] = 0$$

 $\int a_1^* r_{v}[1] + \dots + a_{na}^* r_{v}[na] - \lambda^2 = -r_{v}[0]$  $\begin{cases} r_{y}[0] & r_{y}[1] & \cdots & r_{y}[na-1] \\ r_{y}[1] & r_{y}[0] & \cdots & r_{y}[na-2] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{y}[na-1] & r_{y}[na-2] & \cdots & r_{y}[0] \end{cases} \begin{bmatrix} a_{1}^{*} \\ a_{2}^{*} \\ \vdots \\ a_{na}^{*} \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} r_{y}[1] \\ r_{y}[2] \\ \vdots \\ r_{y}[na] \end{bmatrix}$ 





**10.** Identificarea și predicția proceselor autoregresive

