

CENTRUL DE CERCETĂRI BIOLOGICE IAȘI
STAȚIUNEA DE CERCETĂRI „STEJARUL” PIATRA NEAMȚ



LUCRĂRILE PRIMULUI SIMPOZION

**„PROVENIENȚA ȘI EFLUENȚA
ALUVIUNILOR”**

(5—6 noiembrie 1986)

SUB REDACȚIA
IONIȚĂ ICHIM

PIATRA NEAMȚ

MODELAREA SI PREDICTIA SERIILOR DE TIMP.APLICATIE
IN STUDIUL EFLUENTEI ALUVIUNILOR RIULUI
TROTUS

Ing. GHEORGHE DUMITRESCU, Mat.ec. CONSTANTIN URSU
Dr. IONITA ICHIM Dr. MARIA RADOANE

MODELLING AND PREDICTION OF THE TIME SERIES.APPLICATION IN THE SEDIMENT TRANSPORT STUDY OF THE TROTUS RIVER. We take into account the time series represented of discharge (Q) and suspension sediment (Qs) of the Trotus river in 8 gauging stations for a period 35 years.

Work stages concerning processing the time series has been: determination of the adequate adjustment type; determination of the seasonally component; determination of the random component. Noted that cyclic trend, adjusted with 3th degree polynomial, emphasize a minimum during 1969 - 1980, after which for 1980 - 1990 a new minimum on foresee.

We utilize a ARMA model for the prediction of 24 months before of 1985 and 12 months after 1985; the results on join in the interval $[y(t) - \lambda, y(t) + \lambda]$.

1. Introducere

Seriile de timp (cronologice), asociate domeniului statistico-matematic, sînt din ce în ce mai mult în atenția diferiților specialiști, din cele mai diverse ramuri ale științei: economie, astronomie, medicină, geologie, hidrologie etc.

Interesul crescînd al acestui domeniu este probat prin înființarea unei Societăți de analiză a seriilor de timp și previziune (Anglia, 1980).

Seria de timp, definită ca un șir de valori pe care le înregistrează o variabilă în diferite momente de timp sau intervale succesive de timp, caracterizează evoluția în timp a unor fenomene sau procese reale.

În studiul unei serii de timp apar două probleme principale:

In multe aplicații ale seriilor de timp, reprezentând fenomene naturale, acest operator este combinat cu un operator de diferențiere de ordin 12 (sezonal) pentru a îndepărta nestaționaritatea seriilor

$$\nabla \nabla^{12} Y_t = (1-z)(1-z)^{12} Y_t$$

Un model de tip ARMA(p,q) poate fi descompus într-un model AR(p) și un model MA(q). Forma modelului este:

$$Y(t) + A_1 Y(t-1) + A_2 Y(t-2) + \dots + A_p Y(t-p) =$$

$$\varepsilon(t) + B_1 \varepsilon(t-1) + B_2 \varepsilon(t-2) + \dots + B_q \varepsilon(t-q)$$

unde ε_t este zgomot alb de medie 0 și dispersie constantă σ^2 .

Modelele de tip ARIMA modelează corect procesele de natură stochastică nestaționare. Întrucât modelele de tip ARMA(p,q) sînt cazuri particulare ale modelelor ARIMA(p,0,q) în care ordinul de diferențiere este 0, aplicarea modelelor ARMA la serii de timp nestaționare implică staționarizarea acestora prin diferențiere sau integrare propuse de BOX și JENKINS.

4. Considerații asupra implementării pe calculator a modelelor. Pachete de program.

In ultimii ani au fost elaborate pachete de programe specifice domeniului serii de timp, precum: CAPTAIN(1972), TIMSAC '74(AKAIKE, 1975), IMSL, SANDIA(1980), ARIMAF(1982), TIMES(1982), PACK System(1984), AUTO&J (TERTISOO et al., 1985).

In prezent este disponibil în Biblioteca Națională de Programe doar TIMES(1982), care oferă abordarea modelelor prezentate exceptînd cele de tip ARIMA, soluționate însă prin AUTO&J. Biblioteca TIMES este executabilă pe minicalculatorul de tip CORAL și INDEPENDENT.

Pentru analiza seriilor de timp s-au elaborat programe pe baza bibliotecii de subprograme STATLIB-MINI.

Aceste programe au fost necesare pentru:

- i) validarea datelor,
- ii) determinarea tendinței, componentelor sezoniere,
- iii) determinarea componentei aleatoare,
- iv) calculul mediilor mobile,
- v) pregătirea fișierelor în structura cerută de programele din

TIMES.

5. Etapele prelucrării seriilor de timp pentru râul Trotuș

5.1. Codificarea, transferarea și validarea datelor pentru un număr de 8 puncte de măsurare din bazinul hidrografic Trotuș.

Date au fost preluate pentru prelucrare pe calculator după co-

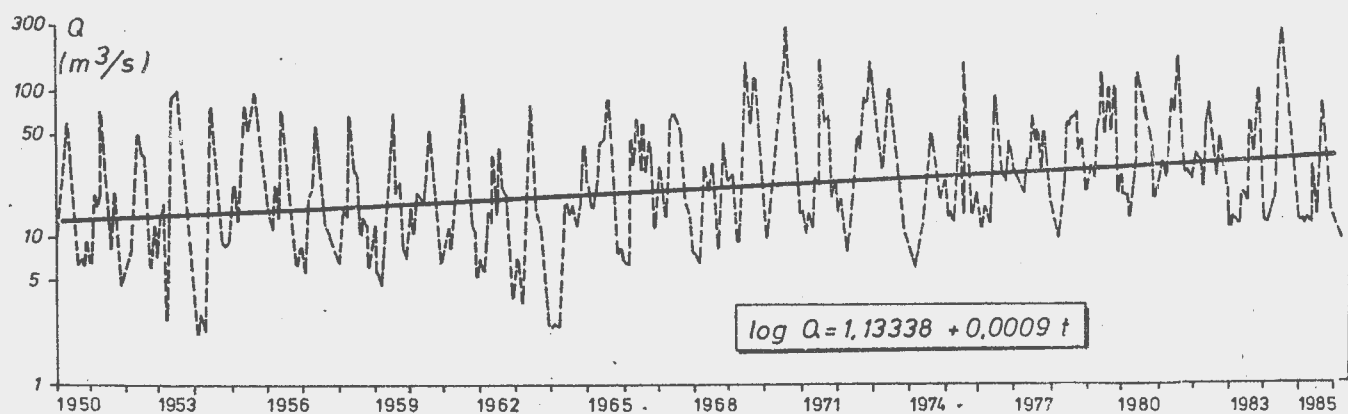
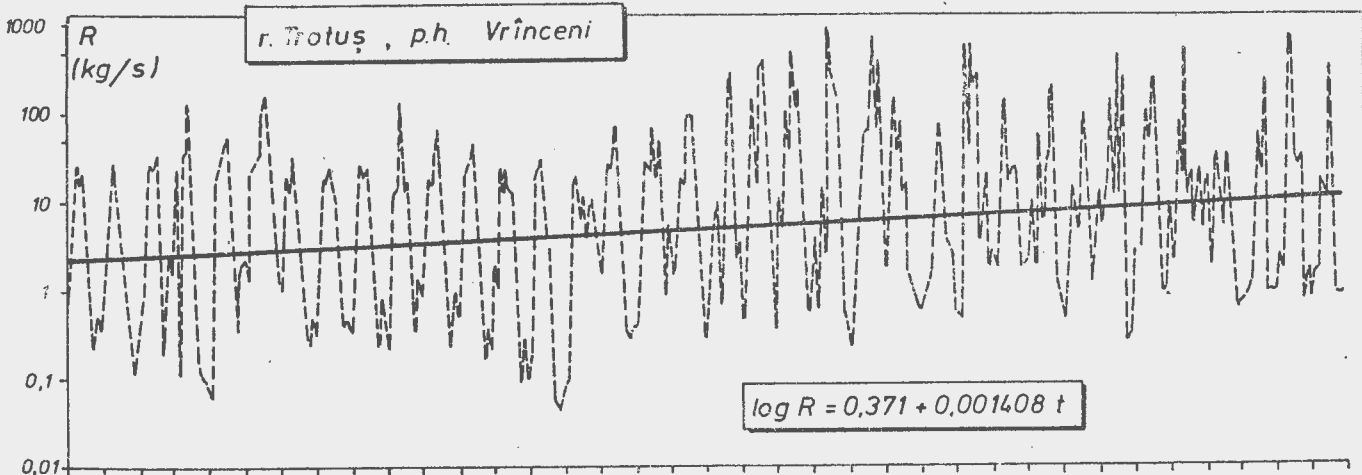


Fig.1. Seria de timp a scurgerii lichide (Qt) și solide (Rt) a râului Trotuș la postul hidrometric Vrînceni. Tendința liniară pentru perioada 1950 - 1985.

dificarea lor în modul următor:

- cod bazin hidrografic , 2 caractere;
- cod rfu din bazinul hidrografic , 2 caractere;
- cod post hidrometric , 2 caractere;
- cod tip variabilă , 2 caractere;
- anul preluării datei , 4 caractere;
- luna preluării datei , 2 caractere;
- valoarea variabilei , 10 caractere (în format variabil cu punct zecimal).

Pentru valoarea variabilei s-a luat în considerare media lunară; în lipsa datelor din anumiți ani, din diferite puncte hidrometrice, s-a procedat la extrapolare pe baza relației $Y = A X^B$, astfel că numărul datelor pentru prelucrarea automată a ajuns la circa 12 500, repartizate pe cele 8 puncte de măsurători ale variabilelor Q, Q_s , pentru o perioadă de 36 de ani (1950 - 1986).

5.2. Repartizarea grafică a seriilor pe scară semilogaritmică

Datele seriilor de timp au fost apoi reprezentate grafic pe scară semilogaritmică (ca exemplu, ilustrăm în fig. 1 seriile $Q(t)$ și $Q_s(t)$ la postul hidrometric Vrânceni pe râul Trotuș). Din analiza graficelor a reieșit o puternică influență sezonieră și o parte aleatoare importantă. Prin examinarea grafică s-au elaborat tendințele vizuale, necesare ulterior pentru alegerea curbelor de tendință polinomiale determinate prin regresii.

5.3. Determinarea tipului de ajustare (tendință) cel mai adecvat.

S-au utilizat funcțiile polinomiale de gradul 1 - 4 și ilustrarea grafică (fig. 2) redă sugestiv principalele caracteristici deterministice ale seriilor analizate. Coeficienții funcțiilor obținute sînt listați în tabelele 1, 2, 3. Alături de coeficienții trend-ului, programul REGPOL a furnizat o serie de indicatori statistici (media, dispersia, coeficient de corelație, de determinare), precum și o analiză statistică a varianței (testul Fisher, suma pătratelor abaterilor, eroarea standard a estimării etc.).

Din analiza reprezentărilor grafice cît și a funcțiilor rezultate, am reținut următoarele observații:

- pentru intervalul celor 432 luni care se cuprind în perioada 1950-1985 există o tendință generală de creștere a volumului scurgerii lichide și solide pe întreg bazinul Trotuș;
- panta de creștere a procesului diferă de la un post hidrometric la altul. Se poate observa, însă, o creștere a acesteia pe măsură ce dimensiunea bazinului crește;

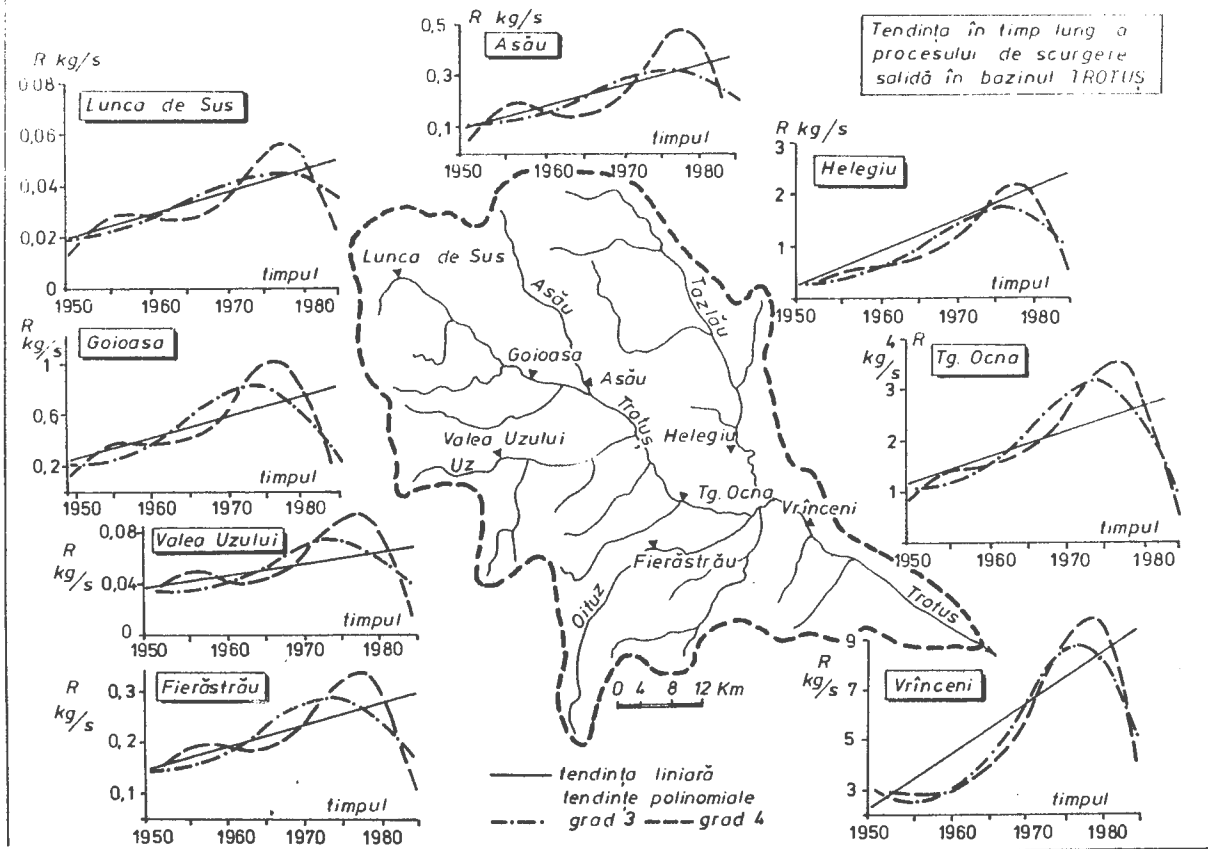


Fig. 3 .

Tabelul 1. Elemente de calcul ale tendințelor centrale liniare ale variației scurgerii lichide și solide în bazinul hidrografic Trotuș

Rîul	Secțiunea	Debit lichid (Q, m ³ /s)				Debit solid (R, kg/s)			
		șirul de date 1950-1985		coef.regresiei liniare log Q = a + b · t		șirul de date 1950-1985		coef.regresiei liniare log R = a + b · t	
		măsură- tori	extra- polate	a	b	măsură- tori	extra- polate	a	b
Trotuș	Lunca de Sus	1974- 1985	1950- 1973	- 0,29735	0,000477	1976- 1985	1950- 1975	- 1,68188	0,000902
	Goioasa	1950- 1985		0,5348	0,000623	1964- 1985	1950- 1963	- 0,5743	0,00113
	Tg. Ocna	1950- 1985		0,91469	0,000675	1984- 1985	1950- 1963	0,07836	0,000892
	Vrînceni	1950- 1985		1,13338	0,000909	1967- 1985	1950- 1966	0,371	0,001408
Arșeu	Asău	1950- 1985		0,00662	0,000639	1977- 1985	1950- 1976	- 0,9544	0,001213
Taziău	Helegiu	1950- 1963- 1970- 1985	1964- 1979	0,3116	0,00122	1971- 1985	1950- 1970	- 0,541	0,00215
Uz	Valea Uz	1968- 1985	1950- 1967	- 0,03447	0,000461	1969- 1985	1950- 1968	- 1,4209	0,00065
Oituz	Fierăstrău	1962- 1985	1950- 1961	0,2471	0,000345	1973- 1985	1950- 1972	0,8139	0,000648

Tabel 2. Elemente de calcul ale polinoamelor de gradul 3 ale variației scurgerii lichide și solide în bazinul hidrografic Trotuș

Râul	Secțiunea	Debit lichid ($Q, m^3/s$)				Debit solid ($R, kg/s$)			
		Coeficienții polinomului de gradul 3 $\log Q = a + b \cdot t + c \cdot t^2 + d \cdot t^3$				$\log R = a + b \cdot t + c \cdot t^2 + d \cdot t^3$			
		a	b	c	d	a	b	c	d
Trotuș	Lunca de Sus	-0,324	$3,438 \cdot 10^{-4}$	$3,8 \cdot 10^{-6}$	$-5,8 \cdot 10^{-8}$	-1,709	$4,41 \cdot 10^{-4}$	$6,8 \cdot 10^{-6}$	$-2,7 \cdot 10^{-8}$
	Goioasa	0,5125	$3,62 \cdot 10^{-5}$	$7,6 \cdot 10^{-6}$	$-3,5 \cdot 10^{-8}$	-0,6482	$-4,48 \cdot 10^{-4}$	$2,17 \cdot 10^{-5}$	$-3 \cdot 10^{-8}$
	Tg.Ocna	0,9162	$-2,88 \cdot 10^{-4}$	$8,8 \cdot 10^{-6}$	$-4,2 \cdot 10^{-8}$	0,0765	$-2,08 \cdot 10^{-3}$	$2,77 \cdot 10^{-5}$	$-1 \cdot 10^{-7}$
	Vrînceni	1,249	$-2,63 \cdot 10^{-3}$	$2,17 \cdot 10^{-5}$	$6 \cdot 10^{-8}$	0,5403	$-4,159 \cdot 10^{-3}$	$3,52 \cdot 10^{-5}$	$-1 \cdot 10^{-7}$
Azău	Asău	-0,0142	$2,59 \cdot 10^{-4}$	$4,2 \cdot 10^{-6}$	$-3,9 \cdot 10^{-8}$	-0,94061	$-5,95 \cdot 10^{-4}$	$1,54 \cdot 10^{-5}$	$-2,9 \cdot 10^{-8}$
Tazlău	Helegiu	0,2351	$1,25 \cdot 10^{-3}$	$7,1 \cdot 10^{-6}$	$-2,9 \cdot 10^{-8}$	-0,67008	$2,20 \cdot 10^{-3}$	$1,19 \cdot 10^{-5}$	$-3 \cdot 10^{-8}$
Uz	V.Uz	-0,055	$2,66 \cdot 10^{-4}$	$3,78 \cdot 10^{-6}$	$-8,56 \cdot 10^{-9}$	-1,401	$-1,724 \cdot 10^{-3}$	$2 \cdot 10^{-5}$	$-3,7 \cdot 10^{-8}$
Oituz	Fierăstrău	0,1662	$1,17 \cdot 10^{-3}$	$1 \cdot 10^{-7}$	$-2,9 \cdot 10^{-8}$	-0,848	$-2,42 \cdot 10^{-4}$	$1,15 \cdot 10^{-5}$	$-2,43 \cdot 10^{-8}$

-tendința ciclică extrasă cu ajutorul polinomului de gradul 3 evidențiază un minimum la începutul seriei (1950 - 1965) și un maximum bine conturat în perioada 1970-1980, după care se predictează pentru 1980 - 1990 realizarea unui nou minim;

-tendința ciclică obținută cu polinomul de gradul 4 ajustează și mai complet seria, atît cea lichidă cît și solidă; se constată astfel, o evidențiere a unui al doilea ciclu de creștere centrat în 1955, dar de amplitudine mult redusă față de ciclul de creștere din 1970 - 1980.

5.4. Determinarea componentelor sezoniere

Analiza componentei sezoniere s-a făcut, utilizînd periodograma Schuster, obținîndu-se o reprezentare a puterii medii a fiecărei armonici în dreptul perioadei acesteia. Maximum periodogramei Schuster (fig. 4) s-a înregistrat odată la 12 luni, ceea ce rezultă că anual există o oscilație dominantă, așa cum de altfel ne-am așteptat. De asemenea, periodograma Schuster pune în evidență o serie de alte perioade cu pasul mai mare, din care reținem perioada de 2,5 - 2,7 ani și perioada de 18 ani. Ambele se întîlnesc atît la nivelul seriei de debit lichid cît și a celui de debit solid pentru cea mai mare parte a posturilor hidrometrice analizate. Valorile și maximele periodogramei Schuster au fost obținute prin intermediul subprogramelor SCHUSTER și PERSCH.

5.5. Determinarea componentei aleatoare

Din analiza grafică a seriilor de timp s-a concluzionat că modelul este de tip aditiv, motivat de faptul că amplitudinea seriei este relativ constantă

$$Y = T + S + A$$

unde T - tendința, S - componenta sezonieră, A - componenta reziduală (aleatoare). Componenta aleatoare a fost determinată după eliminarea trend-ului și a componentei sezoniere, cu ajutorul programului DESEZ, ce a folosit subrutine din biblioteca statistică STATIST.

5.6. Utilizarea pachetului TIMES pentru modelarea și predicția componentei aleatoare

După determinarea componentei aleatoare pentru fiecare punct hidrometric și fiecare variabilă s-au constituit fișiere de structură acceptată de programele AUTCOR, FPEAUT, CANARM, PRDCTR, specifice modelării și predicției seriilor de timp monovariabile.

Programul AUTCOR a furnizat funcția de autocorelație și autocovarianță, necesară pentru determinarea caracterului de nestacionaritate sau nestacionaritate a seriilor. După reprezentarea grafică (fig. 5 și 6) s-a constatat că seriile componentei aleatoare sînt de tip staționar, întrucît după 50 lag-uri, funcțiile tind spre 0 (spre

Periodograma Schuster pentru seria de timp formată de scurgerea solidă pe albia râului Trotuș

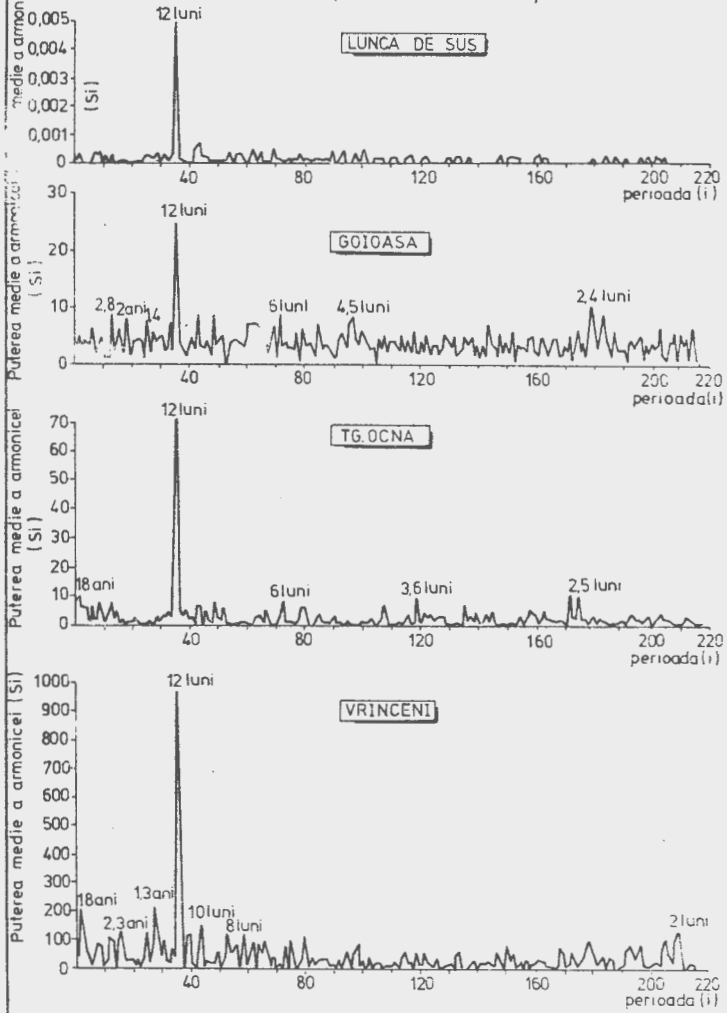


Fig. 4 .

Funcția de autocorelație pentru
componenta aleatoare nestationarizată

Vrînceni $Q (+)$

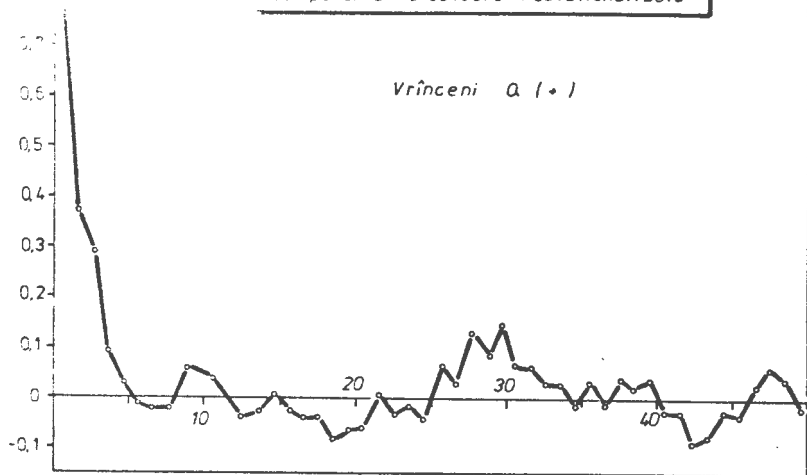
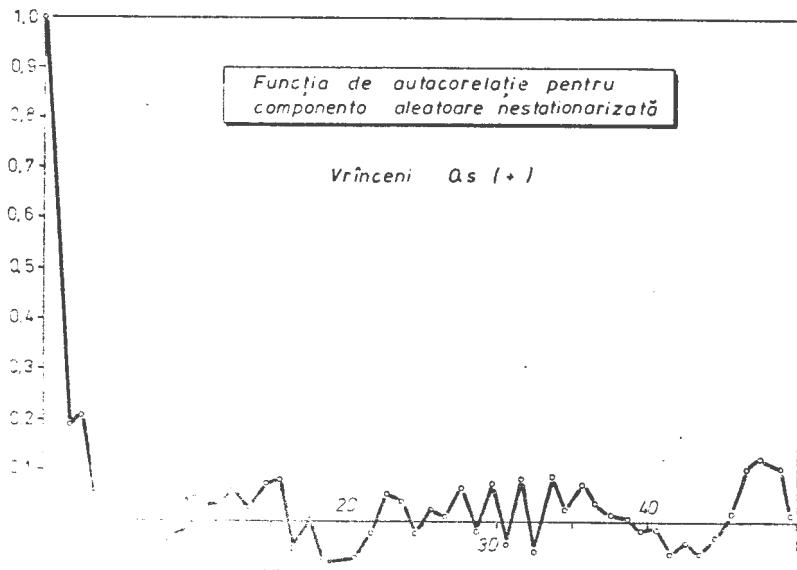


Fig. 5

Funcția de autocorelație pentru
componenta aleatoare nestationarizată

Vrînceni $Q_s (+)$



amortizare).

Pentru staționizarea seriei am utilizat un operator de diferențiere de ordin 12 după metodologia BOX-JENKINS:

$$Y_t = (1-z)^{12} Y_t$$

Obținând componentele aleatoare staționare am putut utiliza modele de tip ARMA, determinate cu programul CANARM. Modelul ARMA a fost obținut în două etape:

i) modelul de tip AR, determinat ca fiind cel mai optim pe baza criteriului informațional AIC = $N \times D \log(SD(M) + 2 \times M$, unde SD - deviația standard, M - ordinul modelului; N - numărul datelor seriei. O primă concluzie a reieșit că majoritatea modelelor AR au ordinul 3, coeficienții AR sînt subunitari, condiții necesare pentru staționaritatea modelelor. Astfel, ecuația modelului pentru componenta aleatoare a seriei $Q_s(t)$ la postul hidrometric Vrînceni este:

$$Y(t) - 0,161 Y(t-1) - 0,187 Y(t-2) + 0,72 Y(t-3) = \xi(t)$$

$$\lambda^2 = 8111,9$$

$$\text{minim criteriu AIC(3)} = 3894,5$$

Ecuația modelului de tip AR pentru componenta aleatoare a seriei $Q(t)$ la postul hidrometric Vrînceni este:

$$Y(t) - 0,3172 Y(t-1) - 0,2095 Y(t-2) + 0,0767 Y(t-3) = \xi(t)$$

$$\lambda^2 = 647,32$$

$$\text{minim criteriu AIC(3)} = 2802,3$$

ii) modelul de tip ARMA obținut după analiza canonică prin minimul criteriului DIC = $\chi^2 - 2 GL$ (tabel 4), unde χ^2 - chi pătrat, GL - grade de libertate, are următoarea ecuație (pentru componenta aleatoare a seriei $Q_s(t)$ la postul hidrometric Vrînceni):

$$Y(t) - 0,986 Y(t-1) - 0,0279 Y(t-2) + 0,210 Y(t-3) =$$

$$= \xi(t) - 0,825 \xi(t-1) + 0,026 \xi(t-2)$$

$$\lambda^2 = 8111,9$$

$$\text{minim DIC} = -1,93 \text{ atins la modelul de grad } M = 3.$$

Ecuația modelului de tip ARMA obținut prin minimul criteriului DIC = $\chi^2 - 2 GL$ (tabel 5):

$$Y(t) - 0,01669 Y(t-1) - 0,2928 Y(t-2) = \xi(t) + 0,3006 \xi(t-1)$$

$$\lambda^2 = 647,32$$

$$\text{Minim DIC} = -2,28 \text{ pentru modelul de ordin } M = 2.$$

Pentru predicție, în continuare s-a utilizat modelele AR și ARMA în programul PRDCTR, obținându-se numeric valorile componente aleatoare pentru o perioadă de 24 luni (tabel 6 și 7).

Din analiza valorilor predictate am conchis că valorile reale se încadrează în domeniul $[Y_t - \lambda, Y_t + \lambda]$ unde λ - deviația stand a reziduurilor modelului, ceea ce ne arată că predicția este bun

Tabel 6. Predicția componentei aleatoare a seriei Q (t) la
postul hidrometric Vrînceni, utilizînd modelul ARMA

N = 432										
Date reale					Date predictate					
Anul/ luna	Tem- dința	Comp. sezo- nială	Comp. alea- toare	Valoa- re reală	Componenta aleatoare predictată			Val.predictată		
					predic- tată	pre- dic- tat +	pre- dic- tat -	+	-	
1984	1	-14,10	-13,26	15,6						
	2	-12,31	-14,71	16,0						
	3	2,43	16,50	62,0						
	4	29,50	198,37	271,0						
	5	24,50	151,32	219,0	67,92					
	6	21,36	7,80	72,4	88,69					
	7	2,19	6,71	52,2	19,35					
	8	-7,43	-9,33	26,6	-7,44					
	9	-9,94	-18,27	15,2	-1,75					
	10	-12,70	-18,36	12,4	-7,86					
	11	-11,17	-19,45	12,9	-8,54					
	12	43,58	-12,35	-19,43	11,8	-8,21				
1985	1	43,63	-14,10	-16,73	12,8	-8,43				
	2	43,69	-12,31	-19,48	11,9	-7,48				
	3	43,75	2,43	-15,48	30,7	-7,79				
	4	43,80	29,50	-61,10	12,2	-7,31				
	5	43,86	24,50	-36,36	32,0	-20,73				
	6	43,92	21,36	13,62	78,9	-22,74				
	7	43,97	2,19	-5,06	41,1	1,79				
	8	44,03	-7,43	-20,90	15,7	4,44				
	9	44,09	-9,94	-23,15	11,0	-8,33				
	10	44,14	-12,70	-21,34	10,1	-10,93				
	11	44,20	-11,17	-23,25	9,7	-9,61				
	12	44,25	-12,35	-21,10	10,8	-9,67	-4,63	-14,70		
1986	1	44,31	-14,10		-5,90	-0,62	-1,18	24,32	29,59	19,03
	2	44,36	-12,31		-1,71	3,79	-7,22	30,35	35,85	24,83
	3	44,42	2,43		-0,63	4,89	-6,17	46,22	51,75	40,69
	4	44,48	29,50		0,29	5,83	-5,24	74,27	79,81	68,74
	5	44,53	24,50		0,49	6,03	-5,04			
	6	44,59	21,36		0,67	6,21	-4,97			

7	44,65	2,19	0,69	6,23	-4,84
8	44,70	-7,43	0,72	6,26	-4,81
9	44,76	-9,94	0,73	6,26	-4,81
10	44,81	-12,70	0,73	6,27	-4,81
11	44,87	-11,17	0,73	6,27	-4,80
12	44,93	-12,35	0,73	6,27	-4,81
<hr/>					
1987 1	44,98	-14,10	0,73	6,27	-4,81
2	45,04	-12,31	0,73	6,27	-4,81
3	45,15	2,43	0,73	6,27	-4,31
4	45,2	9,50	0,73		
5	45,27	24,50			
6	45,32	21,36			
7	45,38	2,19			
8	45,43	-7,43			
9	45,49	-9,94			
10	45,55	-12,70			
11	45,60	-11,17			
12	45,66	-12,35			

Obs.: Valoare predictată = Tendința + componenta sezonieră +
componenta aleatoare predictată

Valoarea predictată ± = Tendința + componenta sezonieră +
componenta aleatoare predictată ±

Tabel 7. Predicția componentei abatere a seriei $Q_n(t)$ la
postul hidrometric Vrînceni, utilizînd modelul ARMA
N = 432

Anul lucii	Ten- dința	Comp. sezo- niera	Componenta aleatoare			Q _n predicat			
			predic- ția	predic- ția	predic- ția	Valoarea predicției			
				+	-				
						+	-		
1986	1	63,30	-10,52	17,913	23,526	-10,212	70,7001	76,313	42,575
	2	63,44	-13,16	32,340	35,000	0,826	82,75	85,410	51,238
	3	63,57	5,89	34,711	49,800	14,880	104,370	119,459	84,539
	4	63,71	10,66	35,078	52,171	17,251	109,445	126,538	91,618
	5	63,84	13,70	32,465	52,543	17,613			
	6	63,97	36,07	29,398	49,969	14,961			
	7	63,11	3,19	26,222	46,940	11,855			
	8	64,24	-0,43	23,556	43,799	8,644			
	9	64,38	-11,70	21,484	41,154	5,956			
	10	64,51	-12,30	20,036	39,095	3,873			
	11	64,65	-11,13	19,112	37,652	2,419			
	12	64,78	-10,27	18,597	36,730	1,493			
1987	1	65,01	-10,52	18,369	36,215	0,978			
	2	65,05	-13,16	18,324	35,987	0,750			
	3	65,28	5,89	18,383	35,943	0,706			
	4	65,51	10,66	18,487	36,001	0,742			
	5	65,41	13,70	18,601	36,105	0,868			
	6	65,54	36,07	18,704	36,219	0,982			
	7	65,72	3,19	18,787	36,322	1,085			
	8	65,85	-0,43	18,847	36,405	1,168			
	9	65,99	-11,70	18,887	36,466	1,228			
	10	66,12	-12,30	18,911	36,506	1,268			
	11	66,25	-11,13	18,923	36,530	1,292			
	12	66,39	-10,27	18,927	36,546	1,308			

Q_n predicat = Tendință + componentă sezonieră + componentă aleatoare predicată.

Q_n predicat + = Tendință + componentă sezonieră + componentă aleatoare predicată +

Tabel 4. Rezultatele analizei canonice pentru determinarea modelului ARMA al seriei Qs(t) Ța postul hidrometric Vrînceni

N = 432					
Ordinul modelului (P)	Corelație canonică (R)	R ²	2 (chi pătrat)	Grade de libertate (GL)	DIC(P)
0	1,000	1,000	9999,0	16	9967,0
1	0,2068	0,043	26,38	9	8,384
2	0,1306	0,017	7,51	4	-0,493
3	0,130 ^m	0,000	0,07	1	-1,927

^mcoeficienți de corelație canonică a căror valoare teoretică este egală cu 0.

Tabel 5. Rezultatele analizei canonice pentru determinarea modelului ARMA al seriei Qs(t) la postul hidrometric Vrînceni

N = 432					
Ordinul modelului (P)	Corelație canonică (R)	R ²	2 (chi pătrat)	Grade de libertate (GL)	DIC(P)
0	1,000	1,000	16191,32	12	16167,319
1	0,2120	0,045	21,58	6	9,581
2	0,0631 ^m	0,004	1,72	2	-2,278

^mcoeficienți de corelație canonică a căror valoare teoretică este egală cu 0.

Pentru determinarea unor valori de predicție mai bune, am utilizat metoda predicției pas cu pas, în care iterativ, punctul predicat a fost atașat seriei inițiale pentru determinarea unui alt model de tip ARMA.

6. Concluzii

Din analiza modelelor rezultate și reprezentate grafic, precum și a tendințelor studiate a reieșit următoarele observații:

1) pentru intervalul 1950 - 1985, există o tendință generală de creștere a volumului scurgerii lichide și solide pe întreg bazinul hidrografic Trotuș.

ii) panta de creștere a procesului diferă de la un post hidro-metric la altul. S-a observat o creștere pe măsură ce dimensiunea bazinului crește.

iii) tendința ciclică extrasă, ajustată cu un polinom de gradul 3, evidențiază un minim la începutul seriei (1950 - 1965) și un maxim bine conturat în perioada (1970 - 1980), după care se predictează pentru 1980 - 1990, realizarea unui nou minim.

iv) tendința ciclică obținută cu polinomul de gradul 4 ajustează și mai complet seria, atât cea lichidă cât și solidă; se constată conturarea unui al doilea ciclu de creștere centrat în 1955, dar de amplitudine mult mai redusă decât în perioada 1970 - 1980.

v) modelele obținute ARMA de ordin 3, ne indică staționaritatea lor iar predicția obținută pentru o perioadă anterioară de 24 luni și una posterioară de 12 luni, se încadrează în intervalul $[Y_t - \lambda, Y_t + \lambda]$.

vi) pentru îmbunătățirea modelelor ar fi necesară disponibilitatea pachetului AUTOB&J, ce permite determinarea unor modele de tip ARIMA.

BIBLIOGRAFIE

- BOX G.E.P., G.M. JENKINS (1976), Time Series Analysis: Forecasting and Control, San Francisco, Holden Day.
- ICHIM I., MARIA RADOANE, C. URSU, GH. DUMITRESCU (1986), Posibilități de abordare cibernetică a sistemelor geomorfologice fluviale, Institutul de Cercetare Științifică și Inginerie Tehnologică pentru Tehnica de Calcul și Informatică, A vi-a Sesiune națională de comunicări științifice, București, 22-25 septembrie 1986.
- PEGRAM G.G.S., J.D. SALAS, D.C. BOES, V. YEVJEVICH (1980), Stochastic properties of water storage, Hydrology Papers, Colorado State Univ., Fort Collins, 50 p.
- RAMACHANDRA RAO A. (1980), Statistical characteristics of some Indian an hydrologic time series, Mausam, 31, 2, 273-286 p.
- RADOANE MARIA, I. ICHIM, C. URSU, GH. DUMITRESCU (1986), Aplicații ale analizei seriilor de timp în studiul unor procese fluviale, A VI-a Sesiune națională de comunicări științifice, Institutul de Cercetare Științifică și Inginerie Tehnologică pentru Tehnica de Calcul și Informatică, București, 22-25 septembrie 1986.
- TERTISCO M., P. STOICA, TH. POPESCU (1985), Modelarea și predicția seriilor de timp, Ed. Academiei R.S.R., 298 p.