ANALIZA MEĐUSOBNE ZAVISNOSTI AGREGATNE NACIONALNE TRAŽNJE I KOLIČINE NOVCA U OPTICAJU U JUGOSLAVIJI POMOĆU MODELA PRENOSNE FUNKCIJE

*Drago ČEPAR, Ernest KOCUVAN i Marko VOLJČ**

1. UVOD

Cilj ovog napisa je: a) potražiti kauzalnost veza između količine novca i privredne aktivnosti u Jugoslaviji, odnosno, pokazati, postoje-li u našim uslovima statistički dokazi da je novac u nekom smislu »egzogena« promenljiva u odnosu na dohodak i b) prikazati model prenosne funkcije i testirati njegovu prognostičku vrednost na primeru odnosa novac — dohodak u Jugoslaviji. Traženje veza između količine novca u opticaju i nacionalnog dohotka često je izučavana tema niza ekonomista.[1] Međutim, za naše specifično društveno-ekonomsko uređenje to je još uvek nedovoljno istraženo, iako istraživano područje.[2]

O značaju novca u socijalističkom samoupravnom sistemu privređivanja često se govori samo načelno, bez kvantifikacija odnosa između novčane mase i agregata u privredi. U ovom će se članku pokušati dati jedan mali doprinos izučavanju zavisnosti između privredne aktivnosti i količine novca u Jugoslaviji. Pri tome će se više nego teorijskim razmatranjima pažnja posvetiti ostvarenim kretanjima odnosno vezama između količine novca u opticaju i celokupne tražnje kod nas.

Odavno je poznato, da su količina novca i novčani izrazi privredne aktivnosti u pozitivnim korelacijama. Postoje, dalje, i mišljenja da novac ili stopa njegove promene teže da »prethode« dohodak u nekom smislu. Ne može se, međutim, tvrditi da bilo kakav stepen pozitivne povezanosti između novca i dohotka sam po sebi može biti dokaz da promene u novcu prouzrokuju promene u dohotku.

---

* Drago Čepar i Ernest Kocuvan, Institut Jožef Štefan, Ljubljana; Marko Voljč, Narodna banka Slovenije, Ljubljana.

1) Neka nam bude dopušteno da od velikog broja autora koji su se bavili tom tematikom navedemo samo nekoliko: M. Friedman, A. Schwartz, P. Cagan, D. Meiselman, J. Tobin, W. Brainard, H. Johnson, F. DeLeeuw, J. Kalchbrenner, A. Metzler K. Brunner, C. Sims i mnogi drugi.

2) Navedimo ovde samo nekoliko autora koji su u poslednjim godinama izučavali ovu problematiku: T. Badovinac, M. Ćirović, D. Dimitrijević, B. Dragaš, J. Petrović, I. Ribnikar, Lj. Teslić-Nadlački, F. Štiblar. Time, naravno, ne mislimo da je spisak ekonomista koji su pridoneli istraživanjima na polju novca i dohotka iscrpljen.

Nema sumnje, da novac u tržišno-planskoj privredi kao što je naša zauzima veoma značajnu ulogu u nesmetanom odvijanju procesa društvene reprodukcije. Mišljenja većine ekonomista se, u tom pogledu, ne razilaze. Do razlika u pogledima, međutim, dolazi kada je reč o intenzitetu odnosno stepenu značaja novca u našoj privredi, a naročito kada se treba opredeliti, da li su promene u količini novca posledica ili inicijalni faktor privrednih kretanja.

Novim sistemskim rešenjima (Ustav, Zakon o udruženom radu, novi zakoni sa područja novca, kredita i bankarstva), bez sumnje su dati institucionalni uslovi da se odredi realno mesto značaja novca kod nas. Biće, međutim, potrebno još obimno empirijsko i teorijsko izučavanje koje će nas dovesti do socijalističke samoupravne teorije o novcu.

Razume se, da je namera naše analize mnogo skromnija. Pokušaće se dati prikaz povezanosti između novčane mase i agregatne tražnje kao rezultata kretanja u privredi u proteklom periodu. Razdoblje posmatranja je postreformski period od početka 1966. do kraja 1974, a poslužili smo se mesečnim podacima obe serije.

Kao količina novca u opticaju u Jugoslaviji poslužila nam je novčana masa (M_1) u koju se prema zvaničnoj metodologiji Narodne banke ubrajaju: gotov novac, depozitni novac i sredstva u platnom prometu. Pod agregatnom tražnjom podrazumeva se zbir svih oblika potrošnje kod nas. Polazili smo, dakle, od dohodne jednačine (»income identity«):

$Y = C + I + B + T$ gde su

Y — agregatna tražnja,
C — izdaci stanovništva za robu,
I — izdavanja za investicije,
B — izdaci iz budžeta i
T — saldo spoljnotrgovinskog bilansa.

Često je konstatovano, da je kod izučavanja međusobne zavisnósti monetarnih i privrednih agregata pomoću regresione analize, ekonomske vremenske serije potrebno prilagoditi, statistički modifikovati, kako bi se dobila realnija slika veza između količine novca s jedne i tražnje s druge strane. U ovom članku veza između novčane mase i agregatne tražnje pokušaće se izučavati pomoću jedne metode analiza vremenskih serija koja se ne upotrebljava baš često. Radi se o direktnom testu postojanja jednosmernog kauzaliteta do koga ćemo doći primenom modela prenosne funkcije (engl. »Transfer Function«), gde jedan od posmatranih agregata služi kao glavni indikator (engl. »Leading Indicator«) za drugi.

U nastavku će se prvo dati definicija modela sa prikazom pojma prenosne funkcije, diferencne jednačine i stohastičkog modela. Sledi identifikacija modela koji najbolje odgovara međusobnoj vezi između novca (M_1) i tražnje (Y), ocena njegovih parametara i testiranje modela. Na osnovu konstruisanog modela najzad će se pristupiti i prognoziranju kretanja agregatne tražnje za 1974. i 1975. godinu i pokušati dati ocena o tome kakva je meusobna povezanost novca i dohotka u Jugoslaviji, kako proizlazi iz modela.

2. DEFINICIJA MODELA

2.1. Prenosna funkcija

Pretpostavimo, da imamo dve diskretne vremenske serije

$$X_t\,,\ t = 1, 2 \ldots\ldots$$

i

$$Y_t\,,\ t = 1, 2 \ldots\ldots$$

koje su date u ekvidistantnim vremenskim tačkama. Pretpostavimo još i to, da vremenska serija X_t predstavlja ulaz u neki dinamičan sistem, a vremenska serija Y_t izlaz iz tog sistema. Ako X_t i Y_t predstavljaju devijacije od nekog ravnotežnog stanja onda pokušamo izlaz iz sistema opisati u obliku

$$Y_t = v_o X_t + v_1 X_{t-1} + v_2 X_{t-2} + \ldots\ldots =$$

$$= (v_o + v_1 B + v_2 B^2 + \ldots\ldots) X_t = v/B/X_t \qquad (2.1.)$$

pri čemu je operator v/B/ ustvari već definisan jednačinom (2.1.); zapišimo definiciju još u obliku

$$v/B/X_t = /v_o + v_1 B + v_2 B^2 \ldots\ldots / X_t =$$

$$= v_o X_t + v_1 X_{t-1} + \ldots\ldots\ldots, \qquad (2.2.)$$

pri čemu je X_t bilo koja vremenska serija, $v_o, v_1, v_2, \ldots$ su konstante. Jednačinu (2.1.) nazivamo i linearni filtar, a operator v/B/ prenosnom funkcijom filtera.

Ako uzmemo

$$x_t = /1 - B/\, X_t = X_t - X_{t-1}$$

i

$$Y_t = /1 - B/\, Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

onda i za vezu između x_t i Y_t važi ista jednačina

$$Y_t = v/B/x_t$$

Ako beskrajna serija v/B/ kovergira za $B \leqslant 1$, kžemo da je sistem stabilan. Ako se ulaz X_t u stabilan sistem drži na konstantnoj vrednosti X, onda se i izlaz Y_t s vremenom stabilizuje na nekoj vrednosti Y_∞. Zavisnost između Y_∞ i X je često približno linearna. Ako se za polaznu tačku merenja uzme neka tačka na premici koju ova zavisnost definiše, onda se može zapisati

$$Y_\infty = gX \qquad (2.3.)$$

pri čemu je g neka konstanta.

2.2. *Diferencna jednačina*

Drugi način za opis veza između ulaza u dinamični sistem i izlaza iz njega je diferencijalna jednačina.

Njezin opšti oblik izgleda ovako:

$$(1 - \delta_1 B - \ldots - \delta_r B^r)\, Y_t = (\omega_o - \omega_1 B - \ldots - \omega_s B^s)\, X_{t-b}$$

ili kraće

$$\delta(B)\, Y_t = \omega(B)\, X_{t-b} \qquad (2.4.)$$

pri čemu je

$$\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \ldots\ldots - \delta_r B^r \qquad (2.5.)$$

i

$$\omega(B) = \omega_o - \omega_1 B - \ldots\ldots \omega_s B^s \qquad (2.6.)$$

Ako zapišemo

$$\Omega(B) = \omega(B)\, B^b \qquad (2.7.)$$

dobijemo iz (2.4.) model

$$\delta(B)\, Y_t = \Omega(B)\, X_t \qquad (2.8.)$$

i pošto iz (2.8.) proizlazi

$$Y_t = \delta^{-1}(B)\Omega(B)\, Y_t \qquad (2.9.)$$

prenosna funkcija za taj model jednaka je

$$v(B) = \delta^{-1}(B)\,\Omega(B) \qquad (2.10).$$

Iz definicije stabilnosti sistema proizlazi da je sistem stabilan ako su nule polinoma δ(B) u apsolutnoj vrednosti veće od 1.

Ako jednačinu (2.4.) zapišemo u obliku

$$Y_t = \delta_1 Y_{t-1} + \ldots\ldots + \delta_r Y_{t-1} + \\ + \omega_o X_{t-b} - \omega_1 X_{t-b-1} - \ldots\ldots \omega_s X_{t-b-s} \qquad (2.11.)$$

onda se veličina g iz jednačine (2.3.) može izračunati na taj način, da se stavi $X_t = X = 1$ i $Y_t = Y_\infty$

Na taj način dobijemo

$$g = \frac{\omega_o - \omega_1 - \ldots - \omega_s}{1 - \delta_1 - \ldots \delta_r} \qquad (2.12.)$$

2.3. *Stohastički modeli*

Gore opisani modeli su deterministički pošto ne obuhvataju slučajne komponente. Međutim, izlaz iz sistema obično ne prati tačno jednačinu (2.9.), jer ne zavisi samo od ulaza X_t, već na njega utiču i smetnje (slučajne komponente) čiji uticaj na izlaz označavamo sa N_t. U slučaju da je taj uticaj aditivan može se zapisati

$$Y_t = \delta^{-1}/B/\omega/B/\, X_{t-b} + N_t \qquad (2.13.)$$

Ako se smetnja N_t može opisati sa procesom ARIMA (p, d, g)[3)]

$$\varphi/B/N_t = \ /B/\, a_t \qquad (2.14.)$$

onda je konačni oblik modela (2.13.) sledeći

$$Y_t = \delta^{-1}/B/\,\omega/B/\, X_{t-b} + \varphi^{-1}/B/\,\theta/B/\, a_t. \qquad (2.15.)$$

3. IDENTIFIKACIJA, OCENA, TESTIRANJE MODELA I PROGNOZIRANJE

U prethodnoj glavi ukratko smo definisali model pomoću koga pokušavamo matematički povezati izlaz Y_t nekog dinamičkog sistema sa ulazom X_t u taj sistem.

U ovoj glavi pokušaćemo naći matematičku vezu između novčane mase M_1 i agregata tražnje Y, pri čemu će nam jednom Y poslužiti kao glavni indikator za M_1, a u drugom slučaju obrnuto. Poslužili smo se mesečnim podacima za M_1 i Y za period od januara 1966. do decembra 1974., koji su dati u *tabeli 3.1.*

3.1. *Identifikacija modela*

Ako je dinamički sistem takav da mu se može izabrati ulaz, onda se model odnosno prenosna funkcija v /B/ može odrediti na taj način da za ulaz izaberemo jedinični impuls i merimo izlaz. Ova metoda, međutim, ne može se primeniti kod ekonomskih pojava; ne mogu se

3) Definiciju modela ARIMA (p, d, g) (Auto Regresive Integrated Moving Average) videti u (2) i (3).

tu, naime, praviti eksperimenti, pa se treba poslužiti statističkim metodama. Iz podataka za vremenske serije X_t i Y_t potrebno je odrediti model (2. 15.).

Već gore smo spomenuli da korektna analiza međusobne povezanosti ekonomskih fenomena zahteva određene prethodne statističke postupke, kako bi se moglo sa što većim stepenom pouzdanosti zaključivati o smeru i intenzitetu kauzaliteta. Postupci za određivanje našeg modela i ocena parametara izvedeni su za primer kada su X_t i Y_t stacionarne vremenske serije. Pri tom se stacionarnost definiše na sledeći način:

Vremenska serija je stacionarna ako se njezin nivo u vremenu signifikantno ne menja i ako se varijansa serije u vremenu ne menja. Ako serije nisu stacionarne onda je potrebno pomoću transformacija i diferencija prvobitne vremenske serije X_t i Y_t prevesti u stacionarne vremenske serije x_t i Y_t.

Pokazalo se da vremenske serije novčane mase i agregatne tražnje nisu stacionarne pa ih je bilo potrebno prilagoditi.

Kod analize pojedinih vremenskih serija u (3) došli smo do zaključka da su vremenske serije M_I i Y stacionarne kada zauzimaju ove oblike:

$$x_t = (1-B)\ln Ml_t = \ln Ml_t - \ln Ml_{t-1} = \frac{Ml_t}{Ml_{t-1}} \tag{3.1}$$

i

$$Y_t = (1-B)(1-B^{12})\ln Y_t =$$

$$= \ln Y_t - \ln Y_{t-1} - \ln Y_{t-12} + \ln Y_{t-13} = \ln \frac{Y_t\, Y_{t-13}}{Y_{t-1}\, Y_{t-12}} \tag{3.2.}$$

Kod vremenske serije novčane mase, dakle, u posmatranom periodu stacionarnost se postiže ako se uzme logaritam koeficijenata dinamike M_I. Time su uzeta u obzir kako snažna inflatorna kretanja tako i trend kao posledica realnog porasta društvenog proizvoda odnosno celokupne privredne aktivnosti (1—B). Ta dva faktora (inflacija i realni porast) imaju za posledicu, da se porast novca u Jugoslaviji kreće po eksponencijalnom obliku. Može se, međutim, uočiti da uticaj sezonskih faktora na novčana kretanja u posmatranom periodu nije bio toliko snažan da bi bilo potrebno posebno desezoniranje serije.

Nešto drugačiji je postupak kod transformisanja vremenske serije agregatne tražnje. Kako bismo došli do takvog kretanja Y čiji se nivo u vremenu ne menja i ostaje bez većih oscilacija, pored eliminisanja inflatornih faktora bilo je potrebno uzeti u obzir i uticaj sezone $(1-B^{12})$ i trenda (1—B). Moglo bi se sa određenim stepenom aproksimacije reći, da se radi o modifikovanoj vremenskoj seriji agregatne tražnje kod koje je uziman u obzir uticaj cena, linije razvoja i sezonskih faktora koji su kod Y očigledno mnogo izraženiji nego kod M_I.

Tabela 3.1.: Kretanje novčane mase (M_I) i agregatne tražnj[illegible] u periodu januar 1966 — decembar 1974. [illegible] mio din

Mesec	Godina	Stanje krajem meseca M_I	Y	Mesec	Godina	Stanje krajem meseca M_I	Y
1	66	21073.	4609.	7	70	34056.	16445.
2	66	21741.	5778.	8	80	35487.	16839.
3	66	22573.	7150.	9	70	35467.	16427.
4	66	22240.	7582.	10	70	36364.	18159.
5	66	21520.	7460.	11	70	36025.	16853.
6	66	22536.	8186.	12	70	37029.	21209.
7	66	22299.	8109.	1	71	36636.	13734.
8	66	22789.	8868.	2	71	37151.	13995.
9	66	23520.	8127.	3	71	36202.	16885.
10	66	22835.	8423.	4	71	38512.	18315.
11	66	23314.	8490.	5	71	39153.	18296.
12	66	23185.	11456.	6	71	38068.	20071.
1	67	23136.	5815.	7	71	39721.	19675.
2	67	22529.	7294.	8	71	40999.	20119.
3	67	21679.	7648.	9	71	39843.	19328.
4	67	22125.	7917.	10	71	40999.	18991.
5	67	21883.	8257.	11	71	41885.	19754.
6	67	21430.	9097.	12	71	42546.	24551.
7	67	21773.	8343.	1	72	43774.	15031.
8	67	22227.	9297.	2	72	44920.	17747.
9	67	22089.	8811.	3	72	45965.	20147.
10	67	21994.	8571.	4	72	46861.	20915.
11	67	21908.	9054.	5	72	47638.	20400.
12	67	21895.	11187.	6	72	48340.	22355.
1	68	21714.	6032.	7	72	51790.	22437.
2	68	21636.	7352.	8	72	53233.	24894.
3	68	21707.	8105.	9	72	54455.	23841.
4	68	22116.	9363.	10	72	58703.	24474.
5	68	21768.	9681.	11	72	56835.	23659.
6	68	22469.	10322.	12	72	60541.	29466.
7	68	24063.	9878.	1	73	61886.	19269.
8	68	24800.	10883.	2	73	63204.	21182.
9	68	24800.	10395.	3	73	64095.	24686.
10	68	25885.	10844.	4	73	66746.	24377.
11	68	26245.	10795.	5	73	68480.	26380.
12	68	27603.	13927.	6	73	70932.	29296.
1	69	26217.	7879.	7	73	73062.	28320.
2	69	26924.	8409.	8	73	75969.	30049.
3	69	26481.	10084.	9	73	78157.	28855.
4	69	27018.	10929.	10	73	78443.	31117.
5	69	26832.	10950.	11	73	80400.	33293.
6	69	26728.	12080.	12	73	82774.	42279.
7	69	27324.	11989.	1	74	82604.	30399.
8	69	27913.	12045.	2	74	85400.	32349.
9	69	28187.	12477.	3	74	87540.	37131.
10	69	28904.	12468.	4	74	89922.	41859.
11	69	29728.	12054.	5	74	89958.	41316.
12	69	30828.	16937.	6	74	92173.	43645.
1	70	31032.	9322.	7	74	92527.	46176.
2	70	31457.	10622.	8	74	97803.	49272.
3	70	31619.	13152.	9	74	98690.	46495.
4	70	33253.	13937.	10	74	98064.	50187.
5	70	33045.	14004.	11	74	98929.	47070.
6	70	33515.	15848.	12	74	104378.	61873.

Izvor: Statistički bilten SDK Jugoslavije, 1966—1975.

Za ulaz u sistem prvo ćemo uzimati x_t a za izlaz Y_t. Pokušaćemo, dakle, identifikovati model

$$Y_t = \delta^{-1}(B)\omega(B)\, x_{t-b} + n_t \tag{3.3.}$$

pri čemu su x_t i Y_t definisani (3.1.) i (3.2.) i n_t označava smetnju na izlazu iz sistema. Merićemo, dakle, u kojoj meri je modifikovana serija agregatne tražnje zavisna od modifikovane serije novčane mase.

Identifikacija modela mnogo je jednostavnija ako je ulaz u sistem »beli šum«[4]. No, s obzirom na to, da ulaz ne možemo proizvoljno da biramo, pomažemo se na drugi način. Prethodnom analizom utvrđeno je da za modifikovanu seriju novčane mase x_t važi model

$$[1 - \varnothing_{12} B^{12}]\, x_t = \Theta_o + [1 - \Theta B]\,[1 - \Theta_3 B^3]\,\alpha_t \tag{3.4.}$$

pri čemu je α beli šum, a vrednosti parametara su sledeće

$$\varnothing_{12} = 0.213,\ \Theta_o = 0.0128,\ \Theta = 50.172,\ \Theta_3 = -0.238$$

Ako na obe strane (3.3.) primenimo operator

$$([1 - \Theta B]\,[1 - \Theta_3 B^3])^{-1}\,[1 - \varnothing_{12} B^{12}] \tag{3.5.}$$

dobijemo

$$\beta_t = \delta^{-1}[B]\,\omega[B]\,[\alpha_t + c] + \varepsilon_t \tag{3.6.}$$

pri čemu je

$$\beta_t = ([1 - \Theta B]\,[1 - \Theta_3])^{-1}\,[1 - \varnothing_{12}B^{12}]\, Y_t \tag{3.7.}$$

$$c = \frac{\Theta_o}{[1 - \Theta]\,[1 - \Theta_3]} \tag{3.8.}$$

$$\varepsilon_t = ([1 - \Theta B]\,[1 - \Theta_3 B^3])^{-1}\,[1 - \varnothing_{12}B^{12}]\, n_t \tag{3.9.}$$

i α_t beli šum. Ako obe strane jednačine (3.6.) pomnožimo s α_{t-k}, uzimamo da su α_t i ε_t nezavisne i uzmemo matematičko očekivanje obe strane, onda dobijemo

$$\gamma_{\alpha\beta}[k] = \nu_k\, \sigma_\alpha^2 \tag{3.10.}$$

pri čemu je $\gamma_{\alpha\beta}$ [k] kovarijansa sa pomakom k između vremenskih serija α_t i β_t. Iz ovoga proizlazi da je

$$\nu_k = \frac{\sigma_\beta}{\sigma_\alpha}\ ,\ \rho_{\alpha\beta}\ [k] \tag{3.11.}$$

4) Definicija »belog šuma« data je u (2) i (3). On predstavlja serijsko nekorelisani proces sa matematičkim očekivanjem O.

pri čemu su σ_α i σ_β standardne devijacije vremenskih serija α_t odnosno β_t, a $\rho_{\alpha\beta}$ (k) korelacija sa pomakom k između vremenske serije α_t i β_t. Pošto nam nisu poznate stvarne vrednosti σ_α , σ_β i $\rho_{\alpha\beta}$ umesto njih služe ocene s_α, s_β, $r_{\alpha\beta}$ (k), izračunate na osnovu podataka. Rezultati proračuna za model zavisnosti između novčane mase M_1 i agregatne tražnje Y dati su u *tabeli 3.2.*

Koeficijenti korelacije sa vremenskim pomakom (time lagom) između originalnih vremenskih serija M_1 i Y, te vremenskih serija ln M_1 i ln Y ne daju informaciju o prenosnoj funkciji v (B), pošto su sve te serije nestacionarne. Korelogram između vremenskih serija x_t i y_t koje su stacionarne daje nam indikaciju o signifikantnosti korelacionih koeficijenata sa vremenskim pomakom 1 i 2; i korelacije između vremenskih serija α_t i β_t ukazuju na signifikantnost veza kod ova dva vremenska pomaka.

Iz ovoga bi se moglo zaključiti, da su u modelu gde novčana masa predstavlja eksplanatornu promenljivu za agregatnu tražnju značajne veze između stacionarnih serija M_1 i Y (x_t, y_t i α_t, β_t) izražene u veoma kratkom vremenskom pomaku: promene u prilagođenim serijama novčane mase (x_t odn. α_t) već se nakon 1—2 meseca odraze na promenama u modifikovanim serijama tražnje (y_t odn. β_t). O ekonomskoj interpretaciji takvih nalaza više će biti govora u završnom delu članka. Grafički prikaz veza sa time lagom kod različitih transformacija vremenskih serija M_1 i Y dat je u slikama 3.1.a — 3.1.e. Ocene standardne pogreške za ocenu koeficijenata korelacije iznose najmanje 0.11 sa malim odstupanjima od te vrednosti kod različitih vremenskih pomaka. Pitanje je, da li korelaciju kod pomaka 2 možemo smatrati značajnom za određivanje modela. Odlučili smo da nju privremeno smatramo značajnom, da je, dakle, uklopimo u model, a da naknadno proverimo njenu signifikantnost kod ocenjivanja parametara modela.

Ako se za ulaz u sistem uzme vremenska serija y_t i kao izlaz iz sistema vremenska serija x_t (agregatna tražnja, dakle, nastupa kao glavni indikator za novčanu masu) onda će se pokušati identifikovati model:

$$x_t = \delta'^{-1}{}_{(B)}\,\omega'(B)\, Y_{t-b'} + n'_t \tag{3.3.}$$

Iz analize u (3) poznato je da za vremensku seriju y_t važi model

$$y_t = (1 - \Theta' B)\ \ (1 - \Theta'_3 B^3)\ \ (1 - \Theta_{12} B^{12})\,\alpha'_t, \tag{3.4.}$$

pri čemu je α'_t »beli šum«, a parametri modela imaju vrednosti

$$\Theta' = 0.409, \qquad \Theta'_3 = -0.241, \qquad \Theta'_{12} = 0.546.$$

Ako se na obe strane (3.4'.) upotrebi operator

$$[(1 - \Theta' B)\,(1 - \Theta'_3 B^3)\,(1 - \Theta'_{12} B^{12})]^{-1}, \tag{3.5'.}$$

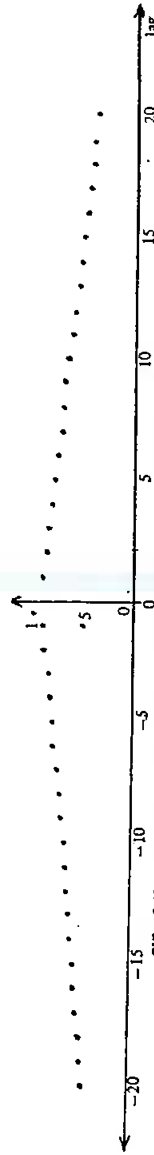
dobija se

$$\beta'_t = \delta'^{-1}(B)\,\omega'(B)\,\alpha'_t + \varepsilon'_t\ , \tag{3.6'.}$$

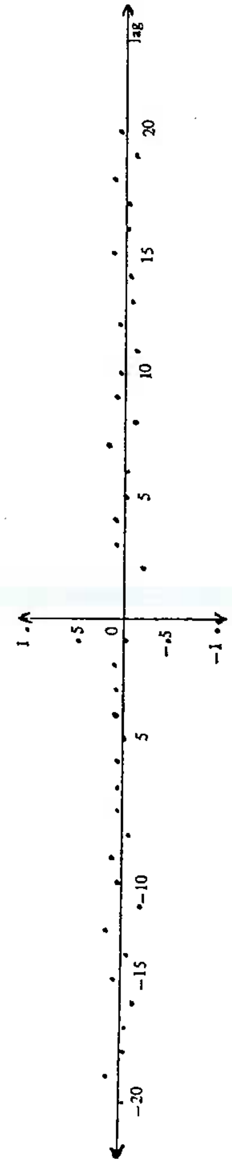
Tabela 3.2.: Korelacija sa time lagom kod različitih transformacija vremenskih serija M_1 i Y (r (k) = koeficijent korelacije)

Time lag u mesecima	$r_{M1,\ Y}^{(k)}$	$r_{\ln M1,\ \ln Y}^{(k)}$	$r_{xy}^{(k)}$	$r_{\alpha\beta}^{(k)}$	$r_{\alpha'\beta'}^{(k)}$
—25	.241	.367	.019	—.010	.066
—24	.270	.397	.033	.075	—.026
—23	.273	.407	.049	.088	.046
—22	.284	.424	—.054	—.102	—.065
—21	.301	.444	.049	.066	.076
—20	.315	.464	—.091	—.068	—.090
—19	.332	.483	.114	.129	—.057
—18	.356	.507	—.029	—.061	.083
—17	.377	.532	—.049	—.019	.108
—16	.401	.557	—.126	—.206	—.007
—15	.419	.575	.060	.064	.126
—14	.443	.600	—.086	—.069	—.071
—13	.470	.623	.149	.119	.077
—12	.513	.652	—.221	—.246	—.052
—11	.528	.667	.020	—.058	.005
—10	.551	.688	.097	.102	—.020
—9	.580	.711	—.080	—.053	.148
—8	.618	.737	.021	.054	—.086
—7	.650	.761	.026	—.040	.055
—6	.689	.788	.017	.025	.071
—5	.734	.819	—.022	—.046	.173
—4	.782	.851	.076	.143	—.001
—3	.818	.874	.063	.048	.119
—2	.864	.903	.074	.048	—.054
—1	.900	.927	—.044	—.004	.324
0	.966	.961	.062	.137	.056
1	.927	.922	.323	.337	.138
2	.897	.892	—.214	—.187	.053
3	.866	.864	.065	.030	.239
4	.834	.837	.080	—.016	—.013
5	.797	.806	—.003	.075	.052
6	.767	.781	—.030	—.069	.058
7	.736	.756	.157	.177	.207
8	.708	.732	—.140	—.124	.006
9	.673	.702	.070	.057	.097
10	.642	.676	.027	—.007	.004
11	.610	.647	—.117	—.106	.212
12	.583	.626	.042	—.048	—.119
13	.547	.588	—.083	—.175	.142
14	.516	.557	—.064	—.001	—.043
15	.484	.526	.139	.105	.137
16	.452	.496	—.026	.072	—.184
17	.419	.465	—.025	—.014	—.071
18	.389	.438	.128	.085	—.007
19	.361	.411	—.115	—.132	.214
20	.335	.387	.043	.045	—.136
21	.306	.358	.005	—.049	.009
22	.282	.331	—.010	.044	—.034
23	.255	.304	.082	.114	.161
24	.232	.281	—.033	.017	—.017
25	.202	.245	.071	.136	.103

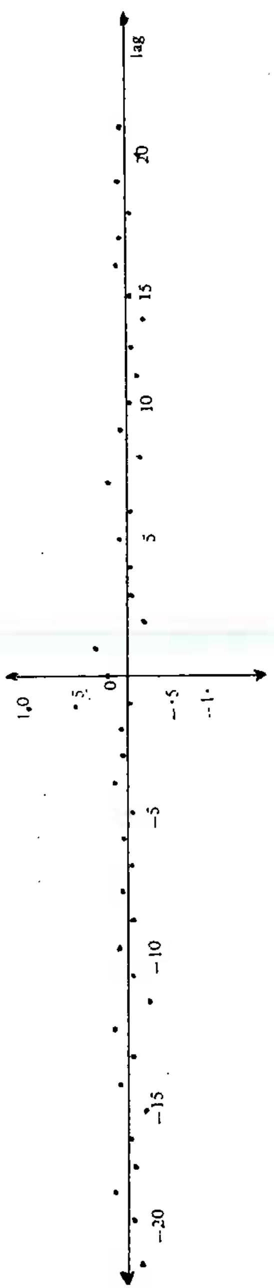
Slika 3.1a: Grafički prikaz korelacija sa lagom između vremenske serije M_1 in Y



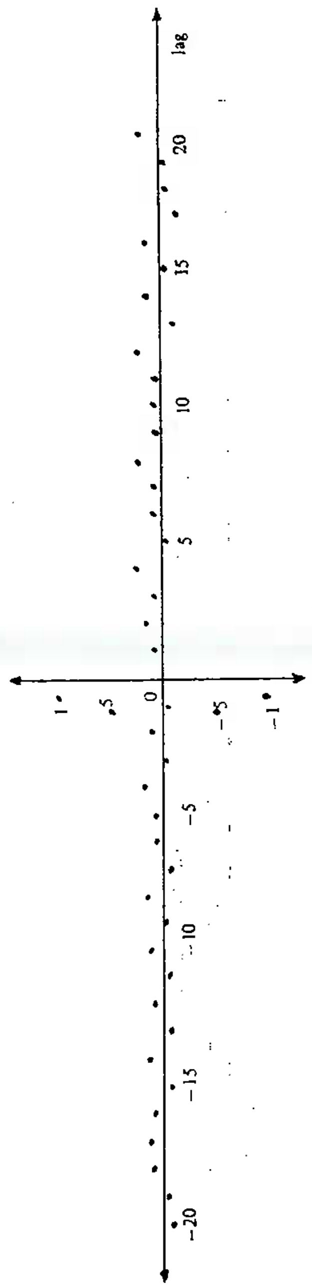
Slika 3.1b: Grafički prikaz korelacija za lagom između vremenske serije $\ln M_1$ i $\ln Y$



Slika 3.1c: Grafički prikaz korelacija sa lagom između vremenske serije $(1-B)\ln M_1$ i $(1-B)(1-B^{12})\ln Y$



Slika 3.1d: Grafički prikaz korelacija sa lagom između vremenske serije α i β



Slika 3.1e: Grafički prikaz korelacija sa lagom između vremenske serije α' i β'

gde je

$$\beta'_t = [(1 - \Theta' B)(1 - \Theta'_3 B^3)\ (1 - \Theta'_{12} B^{12})]^{-1} x_t, \qquad (3.7'.)$$

$$\varepsilon'_t = [(1 - \Theta' B)(1 - \Theta'_3 B^3)\ (1 - \Theta'_{12} B^{12})]^{-1} n'_t, \qquad (3.9'.)$$

i α'_t »beli šum«. Ako se model s prenosnom funkcijom zapiše u obliku

$$x_t = (v'_o + v'_1 B + v'_2 B^2 + \ldots\ldots) Y_t + n'_t,$$

onda za parametre v'_i važi jednačina

$$v'_k = \frac{\sigma_{\alpha'}}{\sigma_{\beta'}} \rho_{\alpha'\beta'}{}^{(k)} \qquad (3.11'.)$$

s obzirom na to da stoji relacija

$$r_{xy}(k) = r_{yx}(-k),$$

korelacije $r_{xy}(k)$ mogu poslužiti i za identifikaciju modela (3.3.) ako se umesto pozitivnih izučavaju negativni vremenski pomaci k. Korelacije između vremenskih serija x_t i y_t kod negativnih vremenskih pomaka (time lagova) (tabela 3.2.), međutim, ne pokazuju signifikantnost: nijedna od njih ne prelazi granice od dve standardne devijacije. Takođe ni korelacije između α' i β' nisu signifikantne. Na granici signifikantnosti nalazi se samo korelacija sa pomakom 3, ali se kod ocenjivanja parametara kod ovog laga ne dobija signifikantnost. Izučavanje zavisnosti stacionarne serije novčane mase od stacionarne serije agregatne tražnje u posmatranom periodu, dakle, ne ukazuje na signifikantnost veza kada Y predstavlja eksplanatornu varijablu za M_1. Zato se u nastavku napušta dalje izučavanje slučaja kada Y služi kao vodeći indikator za M_1. Može se, dakle, smatrati da su svi parametri v_i prenosne funkcije jednaki 0, pa model (3.3'.) prelazi u model bez prenosne funkcije

$$x_t = n_t$$

koji je već analiziran u (3). U nastavku pažnja će se usredsrediti samo na slučaj; kada je ulaz u sistem vremenska serija x_t, a izlaz iz sistema vremenska serija y_t.

3.2. Ocenjivanje parametara modela

Kod ocenjivanja parametara koje je objašnjeno u (2), pokazalo se, da je parametar v_2 prenosne funkcije signifikantan, pa je identifikovan i ocenjen model

$$x_t = (v_1 B + v_2 B^2) x_t + n_t, \qquad (3.12.)$$

a za parametre dobijene su sledeće ocene

$$v_1 = 0.773 \pm 0.228, \ v_2 = -0.514 \pm 0.228, \tag{3.13.}$$

gde veličina sa predznakom ± znači stadardna pogreška ocene pojedinog parametra. Vidimo, dakle, da najbolje rezultate dobijamo u modelu prenosne funkcije gde su promene u agregatnoj tražnji objašnjene sa promenama u novčanoj masi ispred jednog i dva meseca. Ako želimo model prenosne funkcije (3.12.) zapisati u obliku (3.3.) vidimo da je red operatora $\delta(B)$ jednak $r = 0$, a red operatora $\omega(B)$ jednak $s = 1$, a vrednost parametra b jednaka 1.

Dakle,

$$y_t = (\omega_o - \omega_1 B)\, x_{t-1} + n_t, \tag{3.14.}$$

pri čemu važi

$$\omega_o = v_1 \ i \ \omega_1 = -v_2.$$

Za vremensku seriju smetnji n_t odredili smo model koji je po obliku jednak modelu (3.4'.), što smo ga u (3) odredili za vremensku seriju y_t;

model izgleda ovako:

$$n_t = (1 - \Theta B)(1 - \Theta_3 B^3)(1 - \Theta_{12} B^{12})\, a_t \tag{3.15.}$$

sa parametrima

$$\Theta = 0.415 \pm 0.091, \qquad \Theta_3 = -0.225 \pm 0.097$$

$$\Theta_{12} = 0.469 \pm 0.084, \tag{3.16.}$$

koji se po svojim vrednostima dosta poklapaju sa parametrima modela (3.4'.):

$$\Theta' = 0.409 \pm 0.091, \qquad \Theta_3 = -0.241 \pm 0.097$$

$$\Theta'_{12} = 0.546 \pm 0.081 \tag{3.17.}$$

Model sa prenosnom funkcijom za agregatnu tražnju glasi

$$y_t = (0.773 - 0.514\, B)\, x_{t-1} + $$
$$+ (1 - 0.415\, B)(1 + 0.225\, B^3)(1 - 0.469\, B^{12})\, a_t \tag{3.18.}$$

dok bez prenosne funkcije izgleda ovako:

$$y_t = (1 - 0.409\, B)(1 + 0.241\, B^3)(1 - 0.546\, B^{12})\, \alpha'_t. \tag{3.19.}$$

Pri tome je standardna devijacija impulsa a_t u modelu (4.18.)

$$\sigma_a = 0.045,$$

a u modelu (3.19.)

$$\sigma_{\alpha'} = 0.047.$$

Kao i kod jednostavnog modela ARIMA, tako i u našem modelu, prenosne funkcije količina σ_a predstavljaju standardnu pogrešku prognoze za jedan mesec unapred, izraženu u procentima. Standardna pogreška u modelu prenosne funkcije, dopunjena ARIMA modelom smetnje n_t jednaka je 0.045, dok u modelu (3.19.), gde nije uzet u obzir uticaj agregata M_1 na agregat Y, njena vrednost iznosi 0.047. Dodajmo još i to da je standardna devijacija smetnji n_t jednaka 0.061, a kod vremenske serije y_t ona je 0.066. Tabela 3.3. pokazuje nam, da su minimalne i maksimalne vrednosti vremenske serije slučajnih impulsa po apsolutnoj vrednosti manje kod modela sa prenosnom funkcijom što ukazuje na određeno poboljšanje prognostičkih vrednosti uvođenjem modela prenosne funkcije.

3.3. *Testiranje modela*

Iz postupka testiranja pokazanih u (2) vidi se da nijedna autokorelacija po apsolutnoj vrednosti ne prekoračuje vrednost 0.19 koja predstavlja dve standardne devijacije za ocenu autokorelacije slučajnih impulsa. I statistika χ^2 čija je vrednost 19.857 i signifikantnost 0.83 ne daje razloga da se model smetnji n_t odbaci.

Ispravnost prenosne funkcije testirali smo pomoću korelacije sa vremenskim pomakom između vremenskih serija α_t i a_t. I tu su korelacije sa pozitivnim pomacima koje nas interesuju po apsolutnoj vrednosti manje od dve standardne devijacije. Za upoređenje modela sa prenosnom funkcijom i modela bez prenosne funkcije u tabeli 3.3. navedeno je, nekoliko statistika koje opisuju slučajne impulse a_t odnosno α'_t. Iz tabele se vidi da model sa prenosnom funkcijom ima manju standardnu devijaciju slučajnih impulsa i manji razmak između minimalne i maksimalne vrednosti tih impulsa.

Tobela 3.3.: Statistike slučajnih impulsa za model sa prenosom funkcijom (a_t) i za model bez prenosne funkcije (α'_t)

	Standardna devijacija	min	max	χ^2-test	Stepeni slobode	Nivo signifikovanosti
a_t	0.045	—0.112	0.100	20.919	27	0.82
α'_t	0.047	—0.121	0.151	23.497	27	0.66

3.4. *Prognoziranje*

Polazeći od modela (3.18.) izračunali smo prognoze agregatne tražnje za tri meseca unapred i iste uporedili sa stvarnim vrednostima. Prognozama kretanja za tri meseca unapred pristupilo se iz praktičnog razloga, pošto su podaci o novčanoj masi dostupni sa zakašnjenjem od oko mesec dana, dok je rok publiciranja podataka o agregatnoj tražnji oko 3 meseca. To, međutim, ne znači da se ne bi moglo i da ne bi imalo smisla raditi prognoze za više meseci unapred. Prognoze su izračunate za 1974. i 1975. godinu; pri tome su podaci za 1974. uzimani u obzir kod identifikacije i ocene modela dok su podaci za 1975. za model novi.

Prognoza vremenske serije y_t za k meseca unapred od polazne tačke t dobija se tako da jednačinu (3.18.) zapišemo za trenutak $t+k$, onda nepoznate vrednosti $x_{t+k-1}, x_{t+k-2}, \ldots\ldots; a_{t+k}, a_{t+k-1}, \ldots\ldots, a_{t+1}$ supstituišemo sa njihovim matematičkim očekivanjima. Matematičko očekivanje za slučajne impulse $a_{t+k}, \ldots\ldots a_{t+1}$ jednako je 0, a za količine $x_{t+1-1}, x_{t+k-2}, \ldots\ldots$ ono je jednako prognozama $\hat{x}_t\,(k-1)$, $\hat{x}_t\,(k-2), \ldots\ldots$ iz polazne tačke t za $k-1$, $k-2$, ... vremenskih intervala unapred. Ove se prognoze izračunavaju prema modelu (3.4.). Na taj smo način došli do prognoza agregatne tražnje za tri meseca unapred prema sledećem postupku.

Prvo izračunamo prognoze z vremensku seriju y_t za jedan, dva i tri meseca unapred:

$$\hat{y}_t\,(1) = v_1 x_t + v_2 x_{t-1} - \Theta a_t - \Theta_3 a_{t-2} - \Theta_{12} a_{t-11} + \\ + \Theta\Theta_3 a_{t-13} + \Theta\Theta_{12} a_{t-12} + \Theta_3\Theta_{12} a_{t-14} - \Theta\Theta_3\Theta_{12} a_{t-15}, \tag{3.20.}$$

$$\hat{y}_t\,(2) = v_1 \hat{x}_t\,(1) + v_2 x_t - \Theta_3 a_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-10} + \Theta\Theta_3 a_{t-2} + \\ + \Theta\Theta_{12} a_{t-11} + \Theta_3\Theta_{12} a_{t-13} - \Theta\Theta_3\Theta_{12} a_{t-14} \tag{3.21.}$$

$$\hat{y}_t\,(3) = v_1 \hat{x}_t\,(2) + v_2 \hat{x}_t\,(1) - \Theta_3 a_t - \Theta_{12} a_{t-9} + \Theta\Theta_3 a_{t-1} + \\ + \Theta\Theta_{12} a_{t-10} + \Theta_3\Theta_{12} a_{t-12} - \Theta\Theta_3\Theta_{12} a_{t-13}. \tag{3.22.}$$

Nakon toga izračunamo prognoze za tri meseca unapred za agregatnu tražnju prema obrascu:

$$\hat{Y}_t\,(3) = \frac{Y_t Y_{t-9}}{Y_{t-12}}\, e^{\hat{y}_t(1) + \hat{y}_t(2) + \hat{y}_t(3)} \tag{3.23.}$$

Pri tome su $\hat{x}_t\,(1)$ i $\hat{x}_t\,(2)$ prognoze vremenske serije x_t za jedan odnosno dva meseca unapred iz polazne tačke *t* na osnovi modela (3.4.).

Da bismo mogli izračunati standardne pogreške prognoza model sa prenosnom funkcijom mora se zapisati u obliku

$$y_t = \frac{\Theta_o\,(\nu_1 + \nu_2)}{1 - \varnothing_{12}} + \sum_{j=0} \nu_j \alpha_{t-j} + \sum_{j=0} \psi_j a_{t-j'} \tag{3.24.}$$

gde je

$$\nu_o = 0, \quad \nu_1 = 0.773, \quad \nu_2 = -0.647, \ldots\ldots \\ \Psi_o = 1, \quad \Psi_1 = -0.415, \quad \Psi_2 = 0, \ \ldots\ldots \tag{3.25.}$$

Pomoću proračuna parametara koji su dati u (2), za naš model može se ustanoviti da je varijansa pogreške prognoze za tri meseca unapred za vremensku seriju $\ln Y_t$ jednaka

$$V_{lnY}\,(3) = [\nu_o^2 + (\nu_o + \nu_1)^2 + (\nu_o + \nu_1 + \nu_2)^2]\,\sigma_\alpha^2 + \\ + [1 + (1 + \Psi_1)^2 + (1 + \Psi_1 + \Psi_2)^2]\,\sigma_\alpha^2 = 0.003766 \tag{3.26.}$$

pri čemu uzeto je u obzir, da je $\sigma_\alpha = 0.022$ što je izračunato u (3). Standardna devijacija je

$$\sigma_{lnY}\,(3) = \sqrt{V_{lnY}\,(3)} = 0.061.$$

Spomenimo, da smo u (3) kod prognoziranja agregatne tražnje (pomoću ARIMA metode), ne uzimajući u obzir uticaj novčane mase, dobili

$$\sigma_{lnY}\,(3) = 0.062.$$

Pošto greška ocene vremenske serije $\ln Y_t$ znači približno procentualnu grešku prognoze vremenske serije Y_t, vidimo da su i prognoze za tri meseca unapred posmatrano globalno na čitavom intervalu izučavanja procentualno bolje ako su izračunate sa modelom prenosne funkcije. Uz pretpostavku da je greška prognoze normalno distribuisana interval pouzdanosti sa 95%-nim stepenom pouzdanosti za prognoze agregatne tražnje Y za tri mesece unapred može se zapisati u obliku

$$P\,(\hat{Y}_t\,(3)\,e^{-1,96 \times 0.062} < Y_{t+3} < \hat{Y}_t\,(3)\,e^{1.96 \times 0.062}) = 0.95,$$

ili

$$P\,(\hat{Y}_t\,(3) \times 0.887 < Y_{t+3} < \hat{Y}_t\,(3) \times 1.127) = 0.95. \tag{3.28.}$$

Prognoze za tri meseca unapred, donja i gornja granica intervala pouzdanosti te naknadno unete stvarne vrednosti agregatne tražnje Y za 1974. i 1975. godinu date su u tabeli 3.4. i na slici 3.2.

Tabela 3.4.: Kretanje agregatne tražnje u periodu 1974—1975. — izračunato pomoću modela prenosne funkcije, za $\dot{M}_1$ kao ulazom u sistem

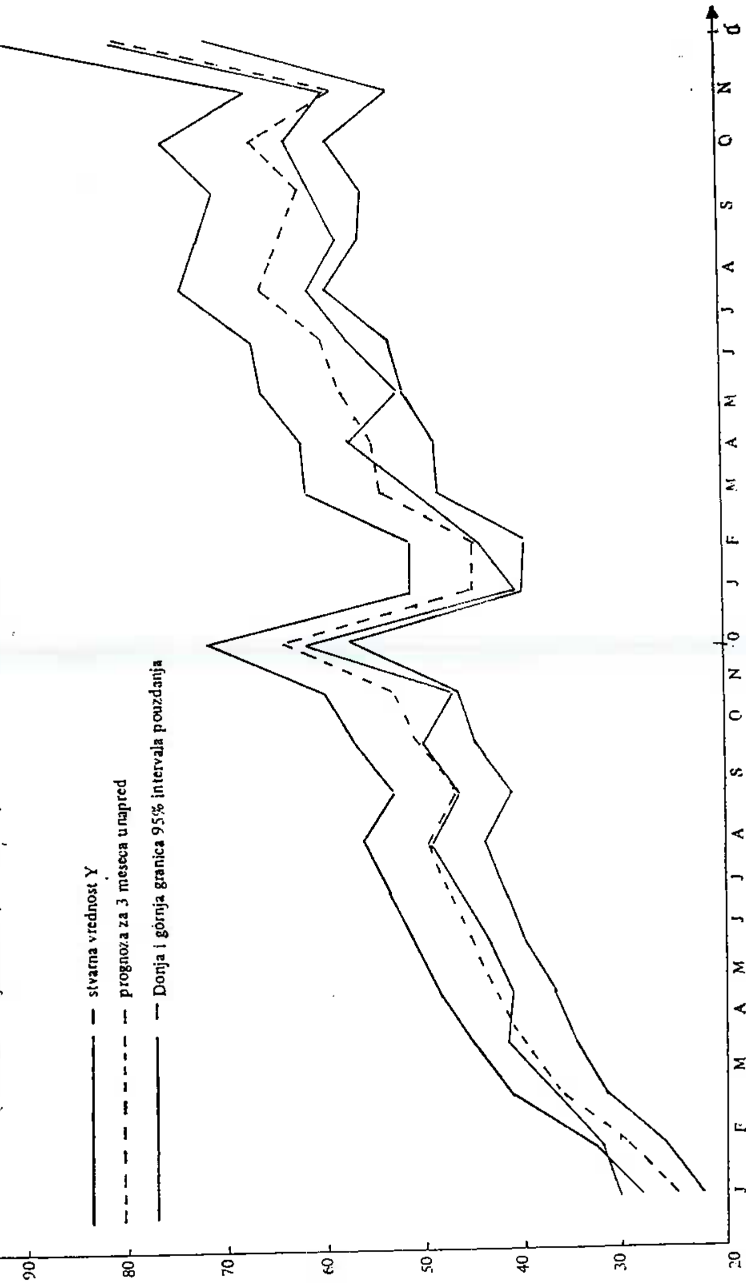
u mio din

	Datum	Stvarna vrednost	Prognoza	Gor. gran. sa 95%	Don. gran. sa 95%	Pogreška ocene	
						Apsolut.	Proc.
1974.	J	30399	24857	28008	22061	5541.7	18.2
	F	32349	29478	33215	26161	2871.2	8.8
	M	37131	36655	41402	32531	475.7	1.2
	A	41859	40098	45181	35587	1760.6	4.2
	M	41316	42540	47933	37754	—1224.3	—2.9
	J	43645	45266	51004	40173	—1620.6	—3.7
	J	46761	47616	53651	42259	—854.5	—1.8
	A	49272	49618	55907	44036	—345.8	—0.7
	S	46495	46943	52894	41662	—448.2	—1.0
	O	50187	50758	57193	45048	—571.5	—1.1
	N	47070	53164	59904	47183	—6094.2	—12.9
	D	61873	64574	72760	57309	—2700.9	—4.4
1975.	J	40593	45241	50976	40151	—4647.8	—11.5
	F	44478	45043	50752	39975	—564.5	—1.3
	M	50518	54769	61712	48607	—4520.8	—8.4
	A	57689	55194	62191	48985	2494.5	4.3
	M	52711	58569	65994	51980	—5858.2	—11.1
	J	57101	59941	67539	53198	—2840.1	—5.0
	J	61245	66487	74915	59007	—5241.6	—8.6
	A	58112	64058	72179	56852	—5946.4	—10.2
	S	60197	62833	70798	55764	—2636.4	—4.4
	O	63294	67129	75638	59577	—3834.9	—6.1
	N	59486	58715	67284	52997	—228.8	—0.4
	D	80033	79775	89887	70800	258.3	0.3

4. ZAKLJUČAK

1. Osnovni empirijski zaključak ove analize mogao bi se izraziti ovako: u posmatranom postreformskom periodu (1966—1974) ostvarena kretanja potvrđuju hipotezu o jednosmernoj uzročnosti od novca ka dohotku (tražnji) u Jugoslaviji. Gornju tvrdnju treba, međutim, uzimati sa izvesnim ograničenjima: rezultati analize samo potvrđuju očekivanja jednosmernog kauzaliteta, ali to ne znači da oni opovrgavaju pretpostavku o obostranoj uzročnosti na relaciji novac — dohodak. No, ne može se niukom slučaju tvrditi da se u periodu posmatranja u našim uslovima novac ponašao čisto pasivno, bez uticaja na privredna kretanja. Isto tako na osnovu naših nalaza ne može se zaključiti da u posmatranom periodu determinante kretanja novca pokazuju bilo kakav signifikantan uticaj od strane agregatne tražnje.[5]

[5] Do sličnih je zaključaka došao i C. Sims u analizi međusobne veze novca i dohotka u posleratnom periodu u SAD. Videti (6).



Slika 3.2: Grafički prikaz prognoza agregatne tražnje (Y) za period 1974—75. sa 95% intervalom pouzdanja (vrednosti u milijardama din) — računato pomoću modela prenosne funkcije.

Treba kao rezervu za gornju interpretaciju ukazati na vrlo važnu činjenicu, da u jednostavnom regresionom modelu kao što je ovaj naš sa jednom eksplanatornom i jednom zavisnom varijablom postoji opasnost da su obe promenljive zavisne od jedne treće, pa tako ni veza između njih nije rezultat međusobne zavisnosti već posledica uticaja ove treće, egzogene promenljive. Pretpostavke naše analize i njezini rezultati ne isključuju tu opasnost, pa je time i definitivno opredeljenje za novac kao egzogenu odnosno eksplanatornu varijablu agregatne tražnje treba uzimati sa izvesnim ograničenjima.

2. Moguća interpretacija dobijenih rezultata (uz uvažavanje gornjih napomena) bila bi sledeća: Rezultati modela prenosne funkcije kada je ulaz u sistem vremenska serija x_t (priređena, stacionarna vremenska serija novčane mase), kada, dakle x_t predstavlja glavni indikator za izlaz, za vremensku seriju y_t (stacionarna vremenska serija agregatne tražnje), ukazuju na signifikantnost veze između x_t i y_t odnosno α_t i β_t s time lagom od 1 i 2 meseca. Korelacije transformisanih vremenskih serija x_t i y_t govore o tome da promena novčane mase najjače utiče na promene u agregatnoj tražnji dosta brzo, to je nakon 1—2 meseca. Relativno brz efekat novčanih kretanja na kretanja u privredi može se objasniti na sledeći način: agregatna tražnja je zbir pojedinih oblika trošenja kod nas, gde izdaci stanovništva predstavljaju značajan deo ukupne tražnje. Pošto porast novca u rukama stanovništva brzo utiče na izdavanja za kupovinu konzumne robe (relativno visoka sklonost sektora stanovništva ka trošenju i relativno niska sklonost ka štednji u uslovima dvocifrene inflacije), ovi se povećani izdaci brzo odraze na porast celokupne tražnje. Nešto slično može se zapaziti i kod investicija i budžeta, tj. da porast likvidnih sredstava za ove namene brzo utiče na porast investicione i budžetske potrošnje.[6] Sve gore rečeno zajedno sa rezultatima matematičke analize govori o jednostavnosti odnosno »kratkoći« procesa tzv. »transmisionog mehanizma« kod nas. Efekti promenjene količine novca relativno brzo se prenose na privredna kretanja (a to je suština pojma transmisionog mehanizma — kako se dejstva promenjene količine novca održavaju i sa kakvim vremenskim zakašnjenjem se odražavaju u privredi) zbog jednostavne finansijske strukture u Jugoslaviji, relativno skromnog izbora finansijskih institucija, specifične uloge kamatne stope, inflacionih uslova privređivanja, kada je uštedevinu odnosno raspoloživa finansijska sredstva najbolje što pre utrošiti itd.

Sve gore rečeno potvrđuje činjenicu da je količina novca i njene promene značajan činilac privrednih kretanja kod nas.

3. Nesignifikantne su veze, koje proizlaze iz našeg modela, između količine novca i tražnje u slučaju kada je ulaz u sistem serija y_t a izlaz x_t. Radi se o obrnutom modelu kada smo agregatnu tražnju uzeli kao glavni indikator za novčanu masu. Iz proračuna modela proizlazi da nijedna korelacija između y_t i x_t (pa i između β_t i α_t) ne prelazi granice dve standardne devijacije.

U regresiji vremenskih serija može se testirati pretpostavka da je promenljiva na desnoj strani jednačine egzogena; izbor smera regresije,

6) Više o efektima novčanih agregata na elemente nacionalnog dohotka kod nas videti u (5).

dakle, ne treba da bude čisto apriornog karaktera. Primena ovog testa na agregatnoj tražnji i količini novca u Jugoslaviji pokazuje da se na osnovu našeg modela u razdoblju januar 1966—decembar 1974. agregatna tražnja ne može smatrati egzogenom promenljivom sa novcem na levoj strani regresione jednačine.

4. Za adekvatnu interpretaciju rezultata ove analize i posebno za upoređivanje rezultata dobijenih sa ARIMA modelom i rezultata dobijenih pomoću modela prenosne funkcije treba istaći, da ARIMA model pokušava objasniti što veći deo varijanse vremenske serije na osnovi vremenske serije same; model prenosne funkcije za objašnjavanje varijanse koristi pored same vremenske serije još neku drugu vremensku seriju, koju smo nazvali nezavisnom ili glavnim indikatorom.

Standardne greške prognoze za mesec dana unapred (σ_α) , izražene u postocima, koje proizlaze iz ocenjivanja parametara modela, kao i samo testiranje modela prenosne funkcije pokazuju da smo uvođenjem regresionog modela odnosno ulaz i izlaza u model prenosne funkcije donekle poboljšali rezultate u odnosu na ARIMA model u kojem smo polazili od zakonitosti kretanja i ponašanja samo jedne vremenske serije. I to je dokaz više da je traženje međusobne veze između količine novca i tražnje opravdano i da daje bolje statističke rezultate što se tiče prognostičnih grešaka.

5. Izučavanjem modela prenosne funkcije utvrđujemo, da li se može uključivanjem neke varijable, koju nazivamo glavnim indikatorom, objasniti veći deo varijanse, nego što je objašnjen na osnovi vremenske serije same. Sam model prenosne funkcije ima značaj za ex post analizu međusobnog uticaja dvaju agregata. Da li je taj model bolji i za prognoziranje, zavisi od njegovog oblika pa treba to utvrditi za svaki slučaj posebno.

Kao posebna provera našeg modela (3.18.) bio je proračun prognoza za agregatnu tražnju za jedan kvartal unapred, kako bi se tražnja kretala u zavisnosti od novčane mase. Došli smo do zaključka, da su rezultati prognoza na bazi modela prenosne funkcije bolji od rezultata dobijenih pomoću modela ARIMA. Apsolutne i procentualne greške prognoza za 1974. i 1975. za koje su rađena kretanja Y za većinu meseci su manje kod modela prenosne funkcije nego što je to slučaj kod modela ARIMA.

LITERATURA:

Blejec M.: *Statistične metode za ekonomiste,* Univerza v Ljubljani, Ekonomska fakulteta, Lj., 1973.

Box G. E. P. and Jenkins G. M.: *Time Series Analysis Forecasting and Control,* Holden Day, San Francisco, 1970.

Čepar D.: *Analiza časovnih vrst in napovedovanje agregatov z modeli ARIMA,* Magistrsko delo, Univerza v Ljubljani, Ekonomska fakulteta, Ljubljana, 1976.

C. Sims: Money, Income, and Causality, *The American Economic Review,* September 1972.

Voljč M.: *Uloga i efikasnost novčano-kreditne politike u Jugoslaviji*, Magistarski rad, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet, Beograd, 1976.
Zbirka priročnikov za uporabo statističnega paketa STATJOB, Institut »Jožef Stefan«, Ljubljana, 1974.

ANALYSIS OF THE INTERRELATIONSHIP BETWEEN AGGREGATE NATIONAL DEMAND AND MONEY SUPPLY BY THE TRANSFER FUNCTION MODEL: THE YUGOSLAV CASE

by

Drago Ćepar, Ernest Kocuvan i Marko Voljč

Summary

This paper analyzes the interdependence between aggregate demand and the quantity of money in Yugoslavia, based on monthly data from January 1966 to December 1974. The transfer function model has been used, where one time-series represent the leading indicator for the other. After giving the general definition of the model, we identified the model which describes the best relationship between the money supply and aggregate demand in Yugoslavia during the above-specified period. The next step is the evaluation of the parameters and the testing of the model. A significant relationship was found between money supply and aggregate demand in a model where the money supply time-series is the input to the system and the aggregate demand its output; but when the input and output time-series were reversed, no significant relationship was found. This result seems to validate the hypothesis that the causal relationship between money and income is unidirectional. This statement, however, has to be treated cautiously; statistical analysis can prove only statistical dependence or independence, and any extension to causal relationships has to be based on additional facts and evidence. Considering the evidence and a number of different opinions in this field, it is very difficult to arrive at such a conclusion. It is significant that changes in money supply rapidly influence changes in aggregate demand. Following the model, we made an aggregate demand forecast three months in advance for the years 1974 and 1975 and compared the forecasts with actual values. The forecasts of aggregate demand computed from the transfer function model are better than the forecasts computed on the basis of the ARIMA model for aggregate demand; this also proves that variations in money supply can account for variations in aggregate demand.

VELOCITY OF MONEY AND ECONOMIC ACTIVITY IN YUGOSLAVIA

*Franjo ŠTIBLAR**

I INTRODUCTION

The purpose of this paper is to test the hypothesis of the Quantity Theory of Money for the Yugoslav Economy. First, it is established by empirical analysis if the velocity of money is constant and without cyclical variability. A positive answer would raise the importance of the monetary policy in the sense of adjustment of the quantity of money outstanding to a desired level, where the velocity would not play an autonomous role. Second, after refuting the hypothesis that the velocity is constant and without cyclical variability, a rudimentary analysis of the relation between the velocity of money and economic activity is made. With a correlation analysis used to test the relation between the two, this part remains merely at the experimental level. Due to the well-known deficiency of such analyses, interpertation of the results should be taken with reserve.

The structure of the paper is as follows:

II. Conception of the velocity of money

III. Representation of different variants of the velocity with respect to:

— different sectors of the economy
— financial assets of different degrees of liquidity

IV. Analysis of the trend of the velocity of money

V. Analysis of the cyclical variability of the velocity of money

II. CONCEPTION OF THE VELOCITY OF MONEY

The velocity of money (V) is a measure of the frequency with which money intervenes in transactions in a market economy (transac-

*) Ekonomski inštitut Pravne fakultete, Ljubljana. (Institute of Economics, Faculty of Law, Ljubljana).