



Munich Personal RePEc Archive

Scope of Monetary Policy in Conditions of Isolation (Testing the Interdependence of Money Supply, Prices and Economic Activity)

Hinić, Branko and Bukvić, Rajko

Ekonomski institut, Beograd, Republic Institute for Development

1993

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/123106/>
MPRA Paper No. 123106, posted 30 Dec 2024 14:47 UTC

Branko HINIĆ*

Mr Rajko BUKVIĆ*

* Ekonomski institut, Beograd

DOMETI MONETARNE POLITIKE U USLOVIMA IZOLACIJE (TESTIRANJE MEĐUZAVISNOSTI DINAMIKE NOVČANE MASE, CENA I PRIVREDNE AKTIVNOSTI)

Apstrakt. U uslovima izolacije (sankcije međunarodne zajednice) standardni instrumenti ekonomske politike usmereni na uspostavljanje spoljnoekonomske ravnoteže potisnuti su instrumentima monetarne politike, kojima se makroekonomska (ne)ravnoteža autonomno generiše u okviru zatvorenog sistema. U radu se ekonometrijskom analizom ispituje međuzavisnost novčane mase, koja je praktično postala jedini instrument kojim se deluje na ostvarivanje ekonomskih (i socijalnih) ciljeva, i industrijske proizvodnje i kretanja cena, koji su deklarirani ciljevi ekonomske politike, ali koji ujedno predstavljaju i odraz osnovnih neravnoteža na nacionalnom tržištu. Primenom testova kauzalnosti utvrđene su međuzavisnosti ovih agregata, a zatim je ukazano na mogućnosti i domete monetarne politike u narednom periodu.

Ključne reči: izolacija, monetarna politika, novčana masa, cene, privredna aktivnost, ekonometrijska analiza, testovi kauzalnosti

Funkcionisanje mehanizma makroekonomskog uravnoteženja jugoslovenske privrede u uslovima delovanja i pooštavanja sankcija prisilno je modifikovano. Veštački ostvarena spoljnoekonomska ravnoteža na izrazito niskom nivou faktički sprečava korišćenje spoljnoekonomske aktivnosti kao sredstva za postizanje ukupne ravnoteže na jugoslovenskom tržištu. U takvim uslovima, pre svega na prostorima bivše SFRJ, s obzirom na nivo ranije ostvarivane i potencijalne međuzavisnosti sa drugim nacionalnim ekonomijama, ekonomska politika se našla u ambijentu za koji nije imala primereni instrumentarijum. To je i razumljivo ako se ima u vidu obim nastalih poremećaja, i to kako u dinamičkom tako i u strukturnom smislu.

Sa stanovišta testiranja alternativnih scenarija za vođenje ekonomske politike u aktuelnom vremenu, stoga, nisu primereni standardni modeli koji polaze od koncepta „otvorene privrede”. Zato i dosadašnji pristupi u ekonometrijskom testiranju međuzavisnosti osnovnih makroekonomskih agregata u kojima spoljnoekonomski „blok” zauzima značajno mesto ne mogu biti adekvatni. Specifični uslovi zahtevaju formiranje modelske specifikacije u kojoj se makroekonomska (ne)ravnoteža autonomno generiše u okviru zatvorenog (samoregulišućeg) sistema.

Mere ekonomske politike orijentisane prevashodno na uspostavljanje spoljnoekonomske ravnoteže ili njeno korišćenje kao instrumenta u uravnoteženju ukupnih tržišnih tokova u takvim uslovima gube na značaju ili se njihov uticaj ispoljava na specifičan način (npr. devizni kurs). Na rast unutrašnjih neravnoteža, iniciranih uz ostalo i izolovanjem privrede od spoljnoekonomskih uticaja, ekonomska politika odgovorila je porastom količine novca, što je dovelo do njegovog obezvređivanja kroz enormna inflatorna kretanja, i sa istovremeno nejasnim uticajem na privrednu, posebno industrijsku, aktivnost, koja se već duži niz meseci nalazi na silaznoj putanji. Ovaj koncept izbacio je u prvi plan monetarnu politiku kao praktično jedini instrument kojim se deluje na

uspostavljanje željenih ekonomskih (ali i socijalnih) ciljeva, gotovo u potpunosti potiskujući fiskalnu politiku, smatrajući je neadekvatnom za nastale uslove.

U radu koji sledi upravo iz tih razloga biće data ekonometrijska analiza međuzavisnosti dejstva monetarne politike, iskazane kroz kretanje novčane mase, i industrijske proizvodnje i kretanja cena kao ključnih segmenata na kojima se trenutno ispoljavaju osnovne neravnoteže na jugoslovenskom tržištu.

Osnovne karakteristike kretanja novčane mase, cena i proizvodnje

U statističkoj dinamičkoj analizi vremenskih serija moguća su dva pristupa:¹

(1) klasični, koji se svodi na dekomponovanje vremenskog niza prema uticaju odgovarajućih faktora, pod čijim dejstvom serija varira u vremenu (trend, ciklus, sezonska, kalendarska i slučajna komponenta); i

(2) savremeni, koji se zasniva na primeni teorijskih koncepata razvijenih u teoriji stohastičkih procesa.

Iako su i rezultati prvog pristupa neophodni, pre svega izdvajanje sezonske komponente, za ekonometrijsko modeliranje od posebnog značaja je analiza vremenskih serija primenom drugog pristupa, u kome se vremenska serija posmatra kao realizacija (uzorak) stohastičkog procesa. Osnovni cilj ovakve analize je identifikovanje stohastičkog procesa čija je data serija uzorak. Iako postoji veliki broj kriterijuma njihovog sistematizovanja, za ekonometrijsku analizu od značaja je njihova podela prema zavisnosti svojstava stohastičkog procesa od vremena. Prema tom kriterijumu, razlikujemo stacionarne i nestacionarne stohastičke procese.²

Klasični metodi ekonometrijske analize razvijeni su na implicitnoj pretpostavci o stacionarnosti korišćenih vremenskih serija. Međutim, dosadšnja empirijska iskustva ukazuju da takva pretpostavka nije a priori održiva. Upravo iz tih razloga, u ovom delu rada najpre ćemo razmotriti karakteristike korišćenih vremenskih serija, odnosno testirati pretpostavku o njihovoj stacionarnosti.

Ovom problemu se posvećuje posebna pažnja tek od 70-tih godina, po otkrivanju nepouzdanosti međuzavisnosti nestacionarnih vremenskih serija.³ Naravno, sve makroekonomske vremenske serije su po pravilu nestacionarne, jer imaju tendenciju rasta/pada kroz vreme. Nas, međutim, interesuje da li je analizirana vremenska serija trend-stacionarna ili difference-stacionarna, što predstavlja dve osnovne klase kojima se mogu reprezentovati nestacionarne serije.⁴

Stacionarnost vremenskih serija je ispitivana primenom Dickey-Fullerovog i proširenog Dickey-Fullerovog testa za ispitivanje stacionarnostij oko linearnog trenda. Stacionarnost serija je ispitivana za nivo e promenljivih i za njihove prve difference. Primenjeni su sledeći modeli:⁵

za ocenu stacionarnosti nivoa promenljivih

Dickey-Fullerov test

¹ G. Bival, *Dinamička statistička analiza ekonomskih pojava*, SZS, Beograd, 1988.

² U statističkom smislu stacionarnost može biti definisana u jakom i slabom smislu. Za empirijsku analizu je dovoljno da serija bude stacionarna u slabom smislu. To znači da serija X_t za svako t ima:

a) konstantnu srednju vrednost (oko koje može oscilirati);

b) nepromenljivu varijansu u odnosu na t ; i

c) nepromenljive kovarijanse između bilo koje aleatorne varijabile X_t i nje same za bilo koji vremenski pomak r .

³ C. W. J. Granger and P. Newbold, Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 1974, № 2.

⁴ Videti detaljnije: C. R. Nelson and J. Plosser, Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, № 2.

⁵ Sve vremenske serije su prethodno logaritmovane kako bi se izbegla heteroskedastičnost.

$$\Delta y_t = a + bt + cy_{t-1} + e_t$$

prošireni Dickey-Fullerov test

$$\Delta y_t = a + bt + cy_{t-1} + \sum_{p=1}^4 d_p \Delta y_{t-p} + e_t$$

za ocenu stacionarnosti prvih diferenci

Dickey-Fullerov test

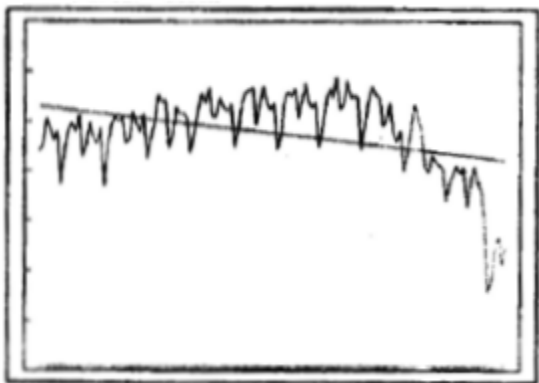
$$\Delta^2 y_t = a + bt + c\Delta y_{t-1} + e_t$$

prošireni Dickey-Fullerov test

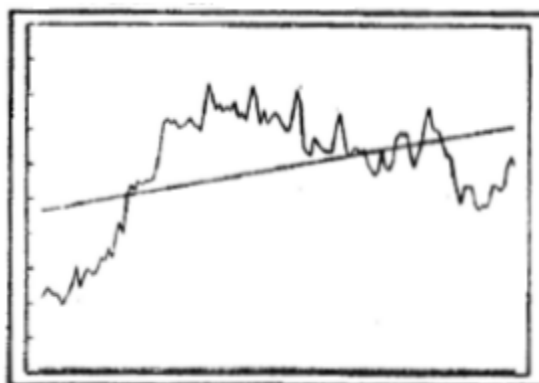
$$\Delta^2 y_t = a + bt + c\Delta y_{t-1} + \sum_{p=1}^4 d_p \Delta^2 y_{t-p} + e_t$$

Jedina razlika između osnovne i proširene varijante Dickey-Fullerovog testa je u dodavanju vrednosti sa pomakom kako bi se smanjila osetljivost na autokorelaciju reziduala.

Fizički obim industrijske proizvodnje
januar 1982. - decembar 1992.

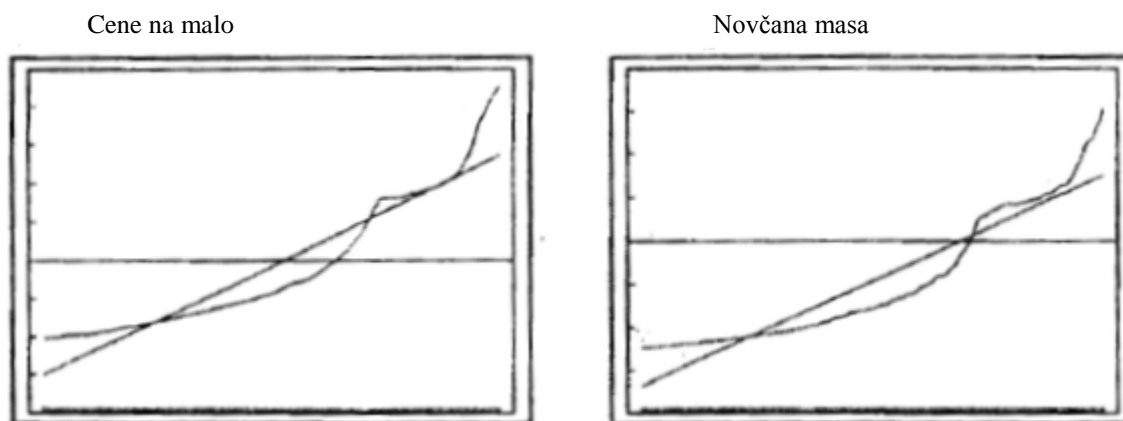


Zalihe gotovih proizvoda
januar 1982. - decembar 1992.



Modeli testiraju nultu hipotezu prema kojoj je vremenska serija nestacionarna (tj. ima jedinični koren) protiv alternativne hipoteze o njoj stacionarnosti (tj. korenu manjem od 1). Nulta hipoteza o nestacionarnosti se odbacuje ako je vrednost t-statistike koeficijenta c iznad utvrđene kritične vrednosti za posmatrani nivo značajnosti.

Ako je vremenska serija trend-stacionarna eksterni kratkoročni uticaji (na primer promene u vođenju i merama ekonomske politike) mogu samo privremeno uticati na njeno dugoročno kretanje. S druge strane, ako je vremenska serija dference-stacionarna eksterni kratkoročni impulsi mogu uticati na njen nivo.



Na osnovu rezultata Dickey-Fuller-ovog i proširenog Dickey-Fullerovog testa zaključujemo da je fizički obim industrijske proizvodnje u Jugoslaviji trend-nestacionarna serija. Rezultati ranijih analiza nisu ukazivali na ovu pojavu.⁶ Uzrok tome je u značajnom odstupanju kretanja privredne aktivnosti u prethodnoj godini u odnosu na ispoljene tendencije u celom analiziranom periodu. Slična je situacija i kod zaliha gotovih proizvoda u industriji. Obe serije su, međutim, difference-stacionarne na nivou značajnosti od 1% (vidi Tabelu 1).

Ostale serije podataka (novčana masa, cene na malo kao i realna novčana masa) imaju nestacionarne i nivoe i prve diference. Prema tome, kratkoročne promene ekonomske politike mogu imati dugoročni uticaj odnosno opredeliti nivo serije.

Tabela 1. Testovi stacionarnosti makroekonomskih vremenskih serija SR Jugoslavije januar 1982. do decembra 1992. godine

| Varijabla | Nivo promenljivih | | | Prve diference promenljivih | | |
|-----------|----------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | Dickey-Fullerov test | Prošireni Dickey-Fullerov test P=1 | Prošireni Dickey-Fullerov test P=4 | Dickey-Fullerov test | Prošireni Dickey-Fullerov test P=1 | Prošireni Dickey-Fullerov test P=4 |
| IIPUY | -3,37 ^{a)} | -2,71 | -0,13 | -13,81 ^{a)} | -11,60 ^{a)} | -12,92 ^{a)} |
| IZGUY | -1,64 | -1,75 ^{c)} | -1,32 | -10,34 ^{a)} | -9,66 ^{a)} | -5,83 ^{a)} |
| ICMUY | 3,99 | -0,01 | 0,05 | -3,20 ^{a)} | -2,85 | -3,89 ^{b)} |
| M01Y | 2,63 | 1,06 | 0,46 | -5,13 ^{a)} | -3,96 ^{b)} | -1,55 |
| M01YR | -0,83 | -1,56 | -4,21 ^{a)} | -9,08 ^{a)} | -8,11 ^{a)} | -3,20 |

Napomena: Sa a), b) i c) su označeni rizici greške na nivou od 1%, 2,5% i 5%, respektivno.

Značenje skraćenica: IIPUY - indeks fizičkog obima industrijske proizvodnje (ukupno); IZGUY - indeks fizičkog obima zaliha gotovih proizvoda u industriji (ukupno); ICMUY - indeks cena na malo (ukupno); M01Y - novčana masa, i M01YR - novčana masa deflacionisana indeksom cena na malo.

Kod vremenskih nizova koji opisuju konkretne ekonomske pojave, posebno u nestabilnim uslovima karakterističnim za jugoslovenske prilike, česta je pojava prekida trenda. U slučajevima izrazite promene u tendenciji testovi stacionarnosti bi date serije okarakterisali kao nestacionarne (u ovom slučaju reč je o seriji cena na malo i novčane mase). Stoga je pored testova stacionarnosti neophodno, za serije koje su ocenjene kao nestacionarne, ispitati da li podaci verno generišu

⁶ Tako je npr. Z. Vujošević (Unit roots in the Yugoslav macroeconomic time series, *Economic Analysis and Worker's Management*, 26, 1992, 2) utvrdila da je mesečna serija indeksa industrijske proizvodnje za period od januara 1980. do novembra 1989. godine trend-stacionarna.

mehanizam koji stacionarno fluktuirao oko trend funkcije koja sadrži jednovremeni prekid.

Jednovremeni prekid se može opisati sa tri modela:

a) „slom” trend funkcije: pad nivoa uz zadržavanje tendencije (promena nivoa);

b) promena tendencije: kretanje sa dostignutog nivoa ali sa promenjenim stopama rasta (promena nagiba); i

c) istovremeni „slom” i promena u tendenciji.

U zavisnosti od toga specificirana su i tri modela testiranja postojanja strukturnog prekida⁷

model I

$$\Delta^2 y_t = a + bt + c\Delta y_{t-1} + \sum_{p=1}^4 d_p \Delta^2 y_{t-p} + eDB_t + fDBA_t$$

model II

$$\Delta^2 y_t = a + bt + c\Delta y_{t-1} + \sum_{p=1}^4 d_p \Delta^2 y_{t-p} + eDB_t + fDT_t$$

model III

$$\Delta^2 y_t = a + bt + c\Delta y_{t-1} + \sum_{p=1}^4 d_p \Delta^2 y_{t-p} + eDB_t + fDBA_t + gDTA_t$$

pri čemu je

t - trend;

DB=0 ako je $t \leq T_B$ i DB=1 ako je $t > T_B$;

DBA= 1 ako je $t = T_B + 1$;

DT=0 ako je $t < T_B$ i DT=t- T_B ako je $t > T_B$; i

DTA=0 ako je $t \leq T_B$ i DT=t·ako je $t > T_B$

U osnovi postupak se zasniva na uvođenju veštačkih varijabli u ranije primenjene regresione modele korišćene za ocenu stacionarnosti vremenskih serija proširenim Dickey-Fuller-ovim testom. Koji od definisanih modela daje povoljnije rezultate zavisi od karaktera strukturnog prekida.

Primenom ova tri modela na novčanu masu i cene na malo utvrđeno je da kod obe serije postoje tri strukturna prekida. Prvi polovinom 1988. godine se poklapa sa početkom sprovođenja stabilizacionog programa sa uvođenjem nominalnih sidara u ekonomiji sa neuravnoteženim makroekonomskim agregatima. Drugi se poklapa sa antiinflacionim paketom iz decembra 1989. godine koji je i pored početnih pozitivnih rezultata na kraju doživeo slom. Treći strukturni prekid koincidira sa prekidom međurepubličkog prometa na ekonomskom prostoru bivše SFR Jugoslavije.

Prvi prekid kod obe serije karakteriše promena tendencije i to, imajući u vidu predznak koeficijenta uz varijablu DT, naviše. Drugi slučaj karakteriše ublažavanje tendencije rasta uz povećanje nivoa serija što je upravo suprotno u odnosu na kretanja ostvarena pri trećem strukturnom prekidu (vidi slike).

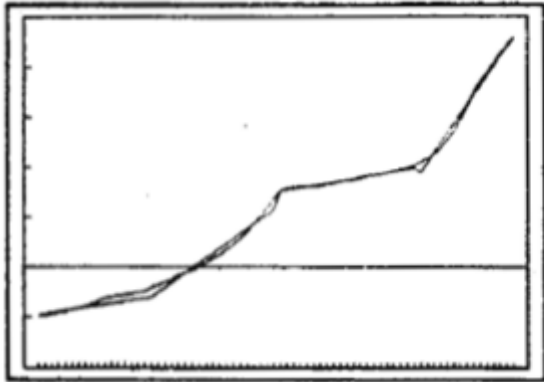
⁷ P. Perron, The great Crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, November 1989.

Tabela 2. Testovi strukturnog prekida makroekonomskih vremenskih serija SR Jugoslavije januar 1982. do decembra 1992. godine

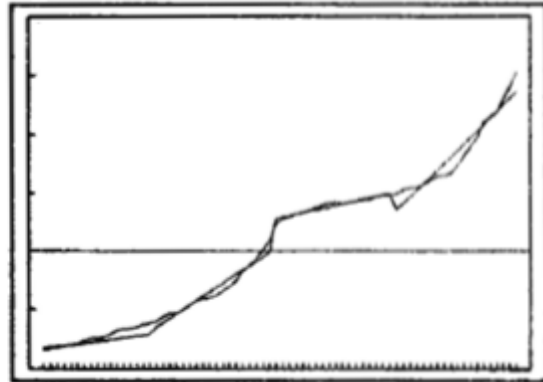
| Vreme prekida | Model | p | T | λ | Konstanta | | Δ yt-1 | | t | | DBA | | DB | | DT | | SEE |
|---------------|-------|---|----|-----------|-------------|--------------|---------------|---------------------|-------------|--------------|-------------|--------------|-------------|--------------|-------------|--------------|--------|
| | | | | | koeficijent | t statistika | koeficijent | t statistika | koeficijent | t statistika | koeficijent | t statistika | koeficijent | t statistika | koeficijent | t statistika | |
| Cene na malo | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 88.06 | II | 1 | 96 | 0,81 | 0,00 | 0,49 | -0,70 | -5,48 ^{a)} | 0,67 | 3,58 | - | - | -0,02 | -1,33 | 0,01 | 5,85 | 0,031 |
| 89.12 | I | 1 | 40 | 0,45 | -0,53 | -3,70 | -0,53 | -5,68 ^{a)} | 0,01 | 4,47 | 0,21 | 3,12 | -0,25 | -5,99 | - | - | -0,048 |
| 91.09 | I | 4 | 36 | 0,58 | -0,21 | -0,67 | -0,46 | -4,20 ^{a)} | 0,00 | 0,78 | -0,11 | -1,17 | 0,12 | 1,82 | - | - | -0,081 |
| Novčana masa | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 88.05 | II | 1 | 95 | 0,81 | -0,01 | -0,40 | -1,19 | -8,00 ^{a)} | 0,00 | 3,87 | - | - | -0,02 | -0,92 | 0,02 | 6,18 | 0,043 |
| 89.11 | I | 1 | 36 | 0,47 | -0,42 | -1,70 | -0,62 | -5,68 ^{a)} | 0,01 | 2,22 | 0,53 | 6,41 | -0,19 | -3,68 | - | - | 0,073 |
| 91.05 | II | 1 | 37 | 0,46 | 1,77 | 2,08 | -0,91 | -4,14 ^{c)} | 0,01 | -2,02 | - | - | 0,02 | 0,30 | 0,38 | 3,11 | 0,121 |
| 92.03 | II | 4 | 24 | 0,63 | -6,87 | -3,0 | -3,12 | -4,24 ^{b)} | 0,06 | 3,16 | - | - | 0,56 | 2,71 | 2,71 | -2,42 | 0,181 |

Napomena: Sa a), b) i c) su označeni rizici greške na nivou od 1%, 2,5% i 5%, respektivno.

Strukturalni prekidi kod cena na malo
januar 1987 – decembar 1992.



Strukturalni prekidi kod novčane mase
januar 1987 – decembar 1992.



Analiza međuzavisnosti

Svrha analize međuzavisnosti je testiranje i verifikacija uzročne povezanosti, s jedne strane, porasta cena i, s druge strane, realne novčane mase i privredne aktivnosti. U celini posmatrano testira se uticaj uzročno-posledične veze između cena i novčane mase na kretanje proizvodnje.

Prema tumačenju Granger-a serija uzrokuje drugu ako značajno doprinosi poboljšanju njenog predviđanja. Dakle, pretpostavlja se da uzrok prethodi posledici i da uzročna serija sadrži specifične informacije o seriji koju predviđamo, a koje nisu sadržane u drugim serijama.

Ako se utvrdi povratna uzročna veza radi se o trenutnoj međuzavisnosti na datom nivou vremenske agregacije serija. Navedena nepravilnost ne menja faktički smer uzročnosti, ali može značajno oslabiti jačinu veze.

U statističkoj literaturi je predloženo više konkretnih testova za ispitivanje kauzalnosti stacionarnih vremenskih serija.

Sims je predložio sledeći model

$$x_t = \sum_{j=p}^q \alpha_j y_{t-j}$$

kojim se testira nulta hipoteza da x ne utiče na y protiv alternativne hipoteze da taj uticaj postoji. Naime, ako su svi koeficijenti uz buduće vrednosti y statistički jednaki nuli zaključujemo da x ne utiče na y . Ovaj test često daje kontradiktorne rezultate, zbog osetljivosti testa na pripremnu fazu u kojoj se serije podvrgavaju filtriranju (u cilju otklanjanja ili smanjenja autokorelacije reziduala).

Komparativne (Monte Karlo) studije pri testiranju ekonomskih vremenskih serija daju prednost modifikovanom Sims-ovom i Granger-ovom testu kauzalnosti.

Modifikaciju Sims-ovog testa uzročnosti dali su Geweke, Dent i Meese u obliku

$$x_t = \sum_{j=p}^q \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-j}$$

Kao i kod Sims-ovog testa prihvata se da x ne utiče na y ako se koeficijenti uz buduće vrednosti y statistički ne razlikuju značajno od nule.

Granger je predložio sledeći test

$$x_t = \sum_{j=p}^q \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j x_{t-j}$$

U ovom slučaju zaključujemo da x ne utiče na y ako su svi koeficijenti uz prošle vrednosti x statistički jednaki nuli.

Za svaki od prethodna tri testa ocenjuje se model sa ograničenjem da su odgovarajući koeficijenti jednaki nuli i model bez ograničenja. Statistička značajnost razlike varijanse između modela sa i modela bez ograničenja upoređuje se korišćenjem F-statistike.

Testovi uzročnosti pokazuju da li su serije međusobno linearno zavisne u smislu običnih najmanjih kvadrata. Neuzročnost nije dokaz o statističkoj nezavisnosti (odnosno moguće je da postoji nelinearna veza). Dužina docnji (ili prethodjenja) izabrana je a priori i iznosi 6 meseci.

Tabela 3. Testovi uzročnosti osnovnih makroekonomskih agregata januar 1982. do decembra 1992. godine

| Smer uzročne veze | | Sims-ov test | Modifikovani Sims-ov test | Granger-ov test |
|-------------------|-----------|--------------------|---------------------------|--------------------|
| FIZGUY → IIPUY | NIVO | 3,7 ^{a)} | 4,9 ^{a)} | 4,8 ^{a)} |
| | DIFERENCE | 1,1 | 6,7 ^{a)} | 6,4 ^{a)} |
| FM01YR → IIPUY | NIVO | 0,8 | 1,3 | 3,0 ^{a)} |
| | DIFERENCE | 0,6 | 1,7 | 3,6 ^{a)} |
| FIIPUY → IZGUY | NIVO | 1,2 | 1,6 | 1,6 |
| | DIFERENCE | 53,8 | 0,5 | 2,2 |
| FIIPUY → M01YR | NIVO | 2,4 | 1,4 | 2,7 ^{a)} |
| | DIFERENCE | 55,4 ^{a)} | 1,0 | 2,7 ^{a)} |
| FM01YR → IZGUY | NIVO | 2,0 | 2,2 | 1,3 |
| | DIFERENCE | 1,1 | 2,7 ^{b)} | 1,6 |
| FM01Y → ICMUY | NIVO | 7,3 ^{a)} | 15,5 ^{a)} | 10,5 ^{a)} |
| | DIFERENCE | 17,1 ^{a)} | 13,0 ^{a)} | 8,7 ^{a)} |
| FICMUY → M01Y | NIVO | 1,7 | 1,3 | 2,7 ^{a)} |
| | DIFERENCE | 3,7 ^{a)} | 1,8 | 2,1 ^{b)} |
| FM01Y → M01YR | NIVO | 17,1 ^{a)} | 13,0 ^{a)} | 8,6 ^{a)} |
| | DIFERENCE | 7,3 ^{a)} | 15,5 ^{a)} | 10,5 ^{a)} |
| FM01YR → M01Y | NIVO | 7,3 ^{a)} | 5,2 ^{a)} | 3,6 ^{a)} |
| | DIFERENCE | 3,9 ^{a)} | 6,1 ^{a)} | 4,7 ^{a)} |
| FIZGUY → M01Y | NIVO | 0,4 | 5,5 ^{a)} | 3,0 ^{a)} |
| FM01Y → IZGUY | NIVO | 2,2 | 2,6 ^{b)} | 1,9 |
| | DIFERENCE | 0,2 | 2,6 ^{b)} | 2,0 |

Napomena: Sa a) i b) su označeni rizici greške na nivou od 1% i 5%, respektivno.

Rezultati analize kauzalnosti ovde razmatranih makroekonomskih vremenskih serija SR Jugoslavije dati su u Tabeli 3.

Fizički obim industrijske proizvodnje (IIPUY), i to kako u pogledu nivoa tako i u pogledu stopa rasta, uzrokovan je kretanjem fizičkog obima zaliha gotovih proizvoda u industriji (IZGUY). Obrnuta veza, od proizvodnje prema zalihama, nije prihvaćena. Prema tome, korektno je da se u

modeliranju funkcionisanja privrede zalihe koriste u objašnjavanju proizvodne aktivnosti u industriji.

Korišćenje realne količine novca (M01YR), po istom osnovu, nije korektno u objašnjavanju privredne aktivnosti u industriji. Naravno, ovde je potrebno imati u vidu da neprihvatanje nulte hipoteze o postojanju uzročnosti ne znači da ta veza i ne postoji. Takođe, nije verifikovana ni uzročnost od realne ali i nominalne količine novca ka fizičkom obimu zaliha gotovih proizvoda u industriji. Međutim, verifikovana je povratna veza. Naime, fizički obim zaliha gotovih proizvoda uzrokuje promene novčane mase.

Uzročno-posledična veza između cena na malo (ICMUY) i novčane mase (M01Y), i to kako u pogledu nivoa tako i u pogledu stopa rasta, verifikovana je samo u jednom smeru: od novčane mase ka cenama.

Između nivoa istopa rasta novčane mase u realnom i nominalnom obliku postoji trenutna uzročnost.

Ispitivanje pojedinačnih zavisnosti između dveju promenljivih u ekonometrijskim modelima ne može imati puno smisla, pošto su veze između većeg broja promenljivih u principu višestruke. Stoga i testiranje kauzalnosti između samo dve promenljive u najboljem slučaju može biti samo indikativno, a za testiranje uzročnih veza između većeg broja promenljivih mora se koristiti drugačiji pristup. Jedan od takvih pristupa razvijenih u ekonometriji zasniva se na korišćenju stope verodostojnosti, određene kao

$$(T - c)[\log \det \sum_r - \log \det \sum_u]$$

gde su r i u redukovana i neredukovana kovarijaciona matrica, T je broj opservacija, a c je korekcija za poboljšanje svojstava malih uzoraka, za koju je Sims⁸ preporučio da bude jednaka broju promenljivih u svakoj neredukovanoj jednačini sistema.

Gornja statistika je približno raspoređena po χ^2 -rasporedu sa brojem stepeni slobode jednakim broju restrikcija.

Testiranje višestruke (među)zavisnosti svodi se na testiranje blok egzogenosti, i predstavlja višedimenzionalno generalizaciju Granger-Sims testa kauzalnosti, a zasniva se na ispitivanju hipoteze da lagovi jedne grupe promenljivih ne deluju u jednačinama za preostale promenljive. To znači da ukoliko je gornja χ^2 -statistika manja od tablične prihvatamo, uz dati rizik greške, hipotezu da ispitivana grupa promenljivih ne deluje na drugu grupu, i obrnuto.

Primenom gornje procedure ispitivan je uticaj novčane mase na kretanje privredne aktivnosti u industriji.

U restriktivni sistem uključeni su makroekonomski agregati za koje se, na osnovu ekonomske teorije i dosadašnjih ekonometrijskih analiza, može pretpostaviti da utiču na privrednu aktivnost. To su: zalihe gotovih proizvoda u industriji, robni izvoz i uvoz repromaterijala. U nerestriktivni sistem je, pored međusobnog uticaja navedenih varijabli, uključen i uticaj koji na njih ima novčana masa. Dakle, cilj analize je da se ispita da li novčana masa ima značajan uticaj na objašnjavanje njihove dinamike ili ne. Taj uticaj može biti neposredan ili posredan.

Nominalna novčana masa neposredno utiče na privrednu aktivnost u industriji sa verovatnoćom greške od 1,2% ($\chi^2 = 16,3$). Uticaj na zalihe gotovih proizvoda u industriji i robni izvoz je daleko manji: može se prihvatiti uz verovatnoću greške od 24% i 34% ($\chi^2=8,0$ i $\chi^2=6,8$), respektivno. Sa nešto manjom verovatnoćom greške (10%) može se prihvatiti da novčana masa utiče na uvoz repromaterijala. Uticaj nominalne količine novca na nivo objašnjenosti celog sistema je

⁸ C. A. Sims, *Macroeconomics and reality*, *Econometrica*, 48, 1980, № 1.

neznačajan ($\chi^2=3,9$) i mogao bi se prihvatiti uz verovatnoću greške od oko 70%.

Realna novčana masa pokazuje sličan smer kauzalnosti. Naime, on je jedino značajan u odnosu na proizvodnju u industriji, gde se može prihvatiti sa mogućnošću greške od 2,1% ($\chi^2=3,9$). Ukupan doprinos objašnjenosti varijacija u sistemu je značajan i može se prihvatiti sa verovatnoćom greške od 0,2% ($\chi^2=25,9$).

Analiza mogućnosti monetarne politike u narednom periodu

Ekonometrijsko testiranje uticaja monetarne politike, kao što je očigledno i iz ranijeg izlaganja, zasniva se na ispitivanju efekata promene monetarnog agregata M1. Dakle, zanemaren je uticaj zaista kompleksnog seta instrumenata koji figuriše u sklopu monetarne politike. U teorijskoj ravni, ovaj pristup se može opravdati činjenicom da savremena ekonomska misao, u kejnzijanskoj tradiciji, prisutan naglasak na kamatu pomera ka novčanom volumenu⁹. U empirijskoj ravni ovakav pristup opravdan je marginalnim uticajem kamate na dinamiku investicione aktivnosti u SR Jugoslaviji. Kao najznačajniji nedostatak pristupa, ipak, ističemo prisustvo samo indirektno instrumentabilnosti monetarne mase. Naime, novčana masa se kontroliše setom instrumentalnih varijabli (primarni novac, eskontna stopa, operacije na otvorenom tržištu, itd). To, naravno, ne umanjuje značaj analize za testiranje mera ekonomske politike u monetarnoj sferi, jer sama operacionalizacija projektovanih monetarnih okvira može se definisati na zadovoljavajući način.

Uticaj novčane mase na privrednu aktivnost u industriji dat je u okviru relacije

$$IIPUY_t = 0,8IIPUY_{t-1} + 0,04M01YR_{t-1} + 0,10RMRDY_{t-3} + 0,08IZGUY_t + 0,02RXDY_t$$

(21,7) (4,3) (2,1) (2,9) (1,9)

$$\bar{R}^2 = 97,1$$

$$DW = 1,99$$

Napomena: u potpunu specifikaciju jednačine uključene su i mesečne veštačke varijable (sezona).
gde je

IIPUY - indeks (fizičkog obima) industrijske proizvodnje (ukupno);

M01YR - monetarni agregat MI deflacionisan indeksom cena na malo;

RMRDY - uvoz repromaterijala (u američkim dolarima), stopa rasta petomesečnih pokretnih proseka;

IZGUY - indeks (fizičkog obima) zaliha gotovih proizvoda u industriji (ukupno);

RXDY - robni izvoz (u američkim dolarima).

Dakle, povećanje količine novca, pri pretpostavljenoj stabilnosti cena, stimulatивно utiče na privrednu aktivnost u industriji. Monetarni rast u kratkom roku povećava agregatnu tražnju i sklonost privrednih subjekata ka investiranju (vremenski pomak od jednog meseca).

Stopa rasta cena na malo je objašnjena jednačinom

$$RCMUY_t = 0,49RCMUY_{t-1} + 0,05RBONY_{t-1} + 0,28RCDKY_{t-3} + 0,40RM01Y_t - 0,05DICMUY_t$$

(7,2) (3,0) (6,1) (5,1) (-3,4)

$$\bar{R}^2 = 92,7$$

$$DW = 2,03$$

⁹ M. Fridman, *Teorija novca i monetarna politika*, Rad, Beograd, 1973.

gde je

RCMUY - stopa rasta cena na malo (ukupno);

RBONY - stopa rasta brzine optičaja novca;

RCDKY - stopa rasta (zvaničnog - crnog) deviznog kursa;

RM01Y - stopa rasta monetarnog agregata MI; i

DICMUY - veštačka varijabla koja obuhvata efekte neposredne kontrole cena („zamrzavanje” cena).

Napomena: u potpunu specifikaciju jednačine uključene su i mesečne veštačke varijable (sezona).

Presudan uticaj na rast cena ima inflatorna inercija (koeficijent uz zavisnu varijablu sa pomakom je 0,49). Stopa rasta novčane mase je druga po jačini uticaja (odgovarajući regresioni koeficijent je 0,40).

Uzimajući u obzir prvu i drugu modelsku jednačinu jasno je da se monetarna politika rialazi pred dva konfliktna cilja, odnosno da ne može istovremeno da ostvaruje i jedan i drugi cilj – i stimulisanje privredne aktivnosti i reduciranje inflatornih impulsa. U slučaju njenog usmeravanja na obezbeđivanje rasta privredne aktivnosti evidentno je da se taj cilj može ostvarivati samo u kratkom roku i zavisno od nivoa prisutne inflacije. Naime, ako je inflacija niska a privredni tokovi relativno stabilni, monetarna politika je u mogućnosti da monetarnom infuzijom stimuliše ponudu povećanjem agregatne tražnje. Imperfektost tržišnih signala ubrzo stišava poslovnu aktivnost i otpočinje inflatorni proces i pad stimulativnih mogućnosti monetarne politike.

Efikasnost monetarne politike u pogledu ostvarivanja stabilizacije tržišta takođe je limitirana. Istina, restriktivni monetarni okviri garantuju slamanje inflacije, ali se uravnoteženje robnog tržišta ostvaruje na nižem nivou, jer privreda upada u recesiju.

Ukratko, monetarna politika u ostvarivanju makroekonomskih ciljeva treba objektivno da ima manji značaj od onog koji joj se u teorijskim raspravama često pripisuje. To se posebno odnosi na slučaj SR Jugoslavije, jer neselektivni instrumenti monetarne politike ne mogu, u osnovi, da razreše nesklad između strukture ponude i tražnje. Ili, preciznije rečeno, društveno-ekonomski troškovi ovakvog zahvata su a priori neprihvatljivi.

Tabela 4. Mogućnosti monetarne politike: varijanta 1.

| Period | Stopa rasta cena na malo | Stopa rasta monetarnog agregata MI | Stopa rasta realnog MI | Indeks fizičkog obima industrijske proizvodnje 1991=100 | Dezonzirani indeks fizičkog obima industrijske proizvodnje 1991=100 | Stopa rasta dezoniranog indeksa fizičkog obima industrijske proizvodnje 1991=100 |
|-------------|--------------------------|------------------------------------|------------------------|---|---|--|
| April | 114 | 157 | 20 | 55 | 51 | -2,2 |
| Maj | 216 | 139 | -24 | 51 | 50 | -2,9 |
| Jun | 250 | 151 | -28 | 49 | 48 | -2,5 |
| II kvartal | 187 | 149 | -13 | 52 | 50 | -6,9 |
| Jul | 263 | 172 | -25 | 39 | 47 | -2 |
| Avgust | 309 | 181 | -31 | 43 | 47 | -1,3 |
| Septembar | 390 | 209 | -37 | 52 | 47 | 0,8 |
| III kvartal | 317 | 187 | -31 | 45 | 47 | -5,4 |
| Oktobar | 508 | 257 | -41 | 64 | 50 | 5,7 |

U tabelama 4, 5 i 6 dati su efekti alternativnih scenarija u vođenju ekonomske politike. Polazi se od pretpostavke da će se rast monetarnog volumena prilagođavati rastu cena, tj. da se stepen monetarne emisije može opisati relacijom

$$RM01Y_t = RCMUY_{t-1}^\alpha$$

Prema vrednosti koeficijenta elastičnosti α odredili smo tri alternativne varijante ekonomske politike:

- prvu, kod koje je $\alpha=0,8$ smatramo ekspanzivnom¹⁰;
- drugu, kod koje je $\alpha=0,6$ smatramo umereno ekspanzivnom; i
- treću, kod koje je $\alpha=0,2$ smatramo restriktivnom za naše uslove.

Tabela 5. Mogućnosti monetarne politike: varijanta 2.

| Period | Stopa rasta cena na malo | Stopa rasta monetarnog agregata M1 | Stopa rasta realnog M1 | Indeks fizičkog obima industrijske proizvodnje 1991=100 | Dezemonirani indeks fizičkog obima industrijske proizvodnje 1991=100 | Stopa rasta dezemoniranog indeksa fizičkog obima industrijske proizvodnje 1991=100 |
|-------------|--------------------------|------------------------------------|------------------------|---|--|--|
| April | 114 | 103 | -5 | 54 | 51 | -2,1 |
| Maj | 165 | 81 | -32 | 50 | 50 | -3,2 |
| Jun | 171 | 80 | -34 | 48 | 48 | -3,3 |
| II kvartal | 149 | 88 | -25 | 51 | 50 | -6,9 |
| Jul | 158 | 82 | -29 | 37 | 46 | -3,6 |
| Avgust | 167 | 77 | -34 | 39 | 44 | -4,1 |
| Septembar | 190 | 80 | -38 | 44 | 43 | -3,5 |
| III kvartal | 171 | 80 | -34 | 40 | 44 | -10,7 |
| Oktobar | 223 | 90 | -41 | 51 | 42 | -0,6 |

Tabela 6. Mogućnosti monetarne politike: varijanta 3.

| Period | Stopa rasta cena na malo | Stopa rasta monetarnog agregata M1 | Stopa rasta realnog M1 | Indeks fizičkog obima industrijske proizvodnje 1991=100 | Dezemonirani indeks fizičkog obima industrijske proizvodnje 1991=100 | Stopa rasta dezemoniranog indeksa fizičkog obima industrijske proizvodnje 1991=100 |
|-------------|--------------------------|------------------------------------|------------------------|---|--|--|
| April | 114 | 55 | -28 | 55 | 51 | -1,9 |
| Maj | 96 | 49 | -24 | 49 | 49 | -2,9 |
| Jun | 83 | 46 | -20 | 46 | 47 | -2,5 |
| II kvartal | 97 | 50 | -24 | 50 | 49 | -8,1 |
| Jul | 62 | 34 | -17 | 34 | 44 | -6,3 |
| Avgust | 58 | 34 | -15 | 34 | 40 | -8,1 |
| Septembar | 63 | 35 | -17 | 35 | 37 | -9,3 |
| III kvartal | 61 | 34 | -17 | 34 | 40 | -17,7 |
| Oktobar | 70 | 37 | -19 | 37 | 34 | -8,5 |

¹⁰ Regresijom stopa rasta cena na malo i novčane mase za ceo analizirani period (od januara 1982. do marta 1993. godine) dobijen je koeficijent elastičnosti 0,8. Imajući u vidu hronično prisustvo inflacionog finansiranja privredne aktivnosti u 1980-tim i 1990-tim godinama, varijanta ekonomske politike sa utvrđenim elasticitetom novčane mase je okarakterisana kao ekspanzivna.

Evidentno je da, u trenutnim okolnostima, ne postoji mogućnost drastičnog obaranja hiperinflatornih tendencija, jer bi drastična monetarna restrikcija oborila nivo privredne aktivnosti. Naime, imajući u vidu varijantu 1 i 3, monetarna restrikcija bi oborila nivo cena, za pet meseci, sa 309% na 167%, ali i proizvodnju za jednu četvrtinu.

Pored toga, bitno su ograničene mogućnosti ekonomske politike da monetarnom ekspanzijom stimuliše privrednu aktivnost. Naime, čak i u varijanti 1 mora se očekivati dalji drastičan pad industrijske proizvodnje.

Zaključak

Nema sumnje da je stabilizacija tržišta neminovnost, i da je neophodno pristupiti izradi (i sprovođenju) odgovarajućeg stabilizacionog programa. Problem je, međutim, vremensko lociranje početka njegovog sprovođenja. Ovde postoje tri mogućnosti.

Prva, prema kojoj bi se sprovođenju ovakvog programa pristupilo u uslovima primene sankcija. Tu postoji niz okolnosti koje su istovremeno potencijalno i olakšavajuće i otežavajuće (npr. nepostojanje problema spoljne ravnoteže). Ključni limitirajući faktor mogućnosti stabilizacije u uslovima sankcija je u proširenju hroničnih i otvaranju novih strukturnih i globalnih makroekonomskih poremećaja. Naime, u uslovima zatvorenog tržišta osnovni problem u njegovom funkcionisanju je neusklađenost strukture ponude i tražnje. Time prouzrokovan tržišni poremećaj dodatno je podstaknut činjenicom da ovakva kretanja više pogađaju velike, po tehnno-ekonomskim performansama nefleksibilne sisteme, kakvi su proizvodnja sredstava rada i trajnih potrošnih dobara, a koji po pravilu na tržištu imaju monopolisti, ili bar dominantan, položaj. Pošto su kod ovakvih sistema cene rigidne na dole, oni na pad tražnje odgovaraju obaranjem proizvodnje i porastom cena. To im omogućuje i njihov sve veći značaj na suženom privrednom prostoru.

Druga, prema kojoj bi se sprovođenju programa pristupilo u vreme skidanja (ili bar osetnijeg ublažavanja) sankcija. Sa stanovišta potencijalnih efekata stabilizacione monetarne politike na proizvodnju situacija ne bi bila osetno drugačija. Međutim, treba očekivati da ne bi bili oboreni nivo privredne aktivnosti i realni dohoci, zbog efekata „izlaznog privrednog buma”. Dometi „buma”, a samim tim i efekti monetarne politike, u znatnoj meri će biti limitirani mogućnošću ostvarivanja spoljnoekonomske ravnoteže. Ako pretpostavimo da u trenutku (ili periodu) skidanja sankcija prema SR Jugoslaviji neće biti obezbeđen odgovarajući nivo finansijske podrške iz inostranstva, u prvih šest meseci rast privredne aktivnosti bio bi osetno usporen.

Treća: u vreme obezbeđenja finansijske podrške iz inostranstva. Ova varijanta je objektivno najpovoljnija i zasniva se na kratkoročnom žrtvovanju spoljne ravnoteže u cilju obezbeđenja stabilizacije u uslovima rasta. Ta neravnoteža bi bila tim manja ako je finansijska podrška vremenski bliža trenutku skidanja sankcija prema SR Jugoslaviji. Naime, u tom slučaju ekonomska politika bi za ostvarivanje navedenog cilja na raspolaganju imala zadovoljavajući vremenski period u kom se očekuje „autonoman” rast proizvodnje (6 meseci).

Ukratko: ako subjekti ekonomske politike žele da obezbede stabilizaciju makroekonomskih tokova za operacionalizaciju programa najpovoljniji je period dva do tri meseca nakon skidanja sankcija. Naime, u tom slučaju moći će se obezbediti slamanje inflacione inercije bez pada proizvodnje. Naravno, društveno-ekonomski troškovi stabilizacije biće znatno manji ako se u sprovođenje programa uđe i sa odgovarajućom finansijskom podrškom iz inostranstva.

Literatura

Bival, Gordana. *Dinamička statistička analiza ekonomskih pojava*, Savezni zavod za statistiku, Beograd, 1988.

- Fridman, Milton. *Teorija novca i monetarna politika*, Rad, Beograd, 1973.
- Granger, Clive W. J. and Paul Newbold. Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, № 2, pp. 111–120.
- Nelson, Charles R. and Charles I. Plosser. Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 1982, № 2, pp. 139–162.
- Perron, Pierre. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, Vol. 57, 1989, № 6, pp. 1361–1401.
- Sims, Christopher A. Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, Vol. 48, 1980, № 1, pp. 1–48.
- Vujošević, Zorica. Unit roots in the Yugoslav macroeconomic time series, *Economic Analysis and Worker's Management*, Vol. 26, 1992, № 2, pp. 145–159.

Branko HINIĆ*

Mr Rajko BUKVIĆ*

* Economics Institute, Belgrade

SCOPE OF MONETARY POLICY IN CONDITIONS OF ISOLATION (TESTING THE INTERDEPENDENCE OF MONEY SUPPLY, PRICES AND ECONOMIC ACTIVITY)

Abstract. In conditions of isolation (sanctions of the international community), standard instruments of economic policy aimed at establishing foreign economic balance are suppressed by instruments of monetary policy, which autonomously generate macroeconomic (im)equilibrium within a closed system. The paper uses econometric analysis to examine the interdependence of the money supply, which practically has become the only instrument used to achieve economic (and social) goals, and industrial production and price movements, which are the declared goals of economic policy, but which at the same time represent a reflection of basic imbalances on the national market. By applying causality tests, the interdependencies of these aggregates were determined, and then the possibilities and scope of monetary policy in the following period were pointed out.

KeyWords: isolation, monetary policy, money supply, prices, economic activity, econometric analysis, causality tests