

OCENA POVPRASEVANJA PO DENARJU: MODEL KOREKCIJE NAPAK

mag. Boštjan Vasle

1. UVOD

Namen tega prispevka je predlagati enačbo povpraševanja po denarju v Sloveniji. Kot odvisna spremenljivka je uporabljen realni ožje opredeljen denarni agregat (RM1), ki zajema gotovino v obtoku, vpogledne tolarske vloge republiškega proračuna, podjetij in drugih finančnih organizacij pri Banki Slovenije ter vpogledne tolarske vloge pri bankah.

V primerjavi z obstoječimi modeli, ki jih trenutno uporablja Banka Slovenije, je predlagana enačba povpraševanja po denarju ocenjena s pomočjo modela korekcije napak. Poglavitni prednosti uporabljenega modela pred klasičnimi regresijskimi modeli sta upoštevanje nestacionarnosti uporabljenih časovnih vrst in stabilnost ocenjenih parametrov enačbe povpraševanja po denarju.

Najpomembnejša slabost uporabe modela korekcije napak za analiziranje povpraševanja po denarju v Sloveniji je kratko opazovano časovno obdobje, ki ne omogoča povsem zadovoljive analize dolgoročne enačbe povpraševanja po denarju. Kljub temu pa predlagana enačba zadovoljuje ekonomske in ekonometrične kriterije.

V drugem delu je na kratko predstavljen model korekcije napak, ki je uporabljen v tem prispevku za oceno povpraševanja po denarju. V tretjem delu so predstavljene analizirane časovne vrste. Podrobneje je predstavljen problem stacionarnosti časovnih vrst. V četrtem delu je predstavljena enačba dolgoročnega povpraševanja po denarju, ki jo uporabljeni model opredeljuje kot ravnotežno. V petem delu so nato predstavljena kratkoročna odstopanja od ravnotežja, ki so opredeljena s kratkoročno enačbo povpraševanja po denarju. V šestem delu je podana analiza stabilnosti parametrov predlagane enačbe povpraševanja po denarju. V zadnjem delu so povzete najpomembnejše značilnosti predlagane enačbe povpraševanja po denarju, predstavljeni pa so tudi poglavitni problemi uporabe modela korekcije napak za ocenjevanje povpraševanja po denarju v Sloveniji.

V prispevku je predstavljena predlagana enačba povpraševanja po denarju, povzetek rezultatov testiranja sprejemljivosti predlagane enačbe ter povzetek drugih pomembnejših testiranj. Podrobni rezultati opravljenih testiranj pa so na voljo v knjižnici Banke Slovenije.

2. MODEL KOREKCIJE NAPAK

Model korekcije napak se je za namene denarne analize pričel uporabljati zaradi težav, ki so se pri ocenjevanju povpraševanja po denarju pojavljale v drugi polovici sedemdesetih let. Tradicionalne metode ocenjevanja, kot so metoda delnega prilagajanja, metoda adaptivnih pričakovanj in metoda racionalnih pričakovanj, ki so do takrat zadovoljivo napovedovale potrebno količino denarja v obtoku, so po

pretresih na trgih surovin v takratnem obdobju začele precenjevati dejansko povpraševanje po denarju. Poleg tega so postali ocenjeni parametri nestabilni, kar je pomenilo njihovo neuporabnost pri določanju količine denarja v obtoku.

V istem času se je začel v ekonometrični literaturi poudarjati pomen stacionarnosti časovnih vrst pri uporabi regresijskih modelov. Nestacionarnost časovne vrste pomeni, da ima proučevani niz podatkov v posameznih podintervalih različno povprečno vrednost, varianco in kovarianco. Zaradi teh značilnosti sta lahko visok koeficient korelacije in nizka vrednost Durbin-Watsonovega koeficienta posledica podobnih trendov proučevanih časovnih vrst in ne dejanske povezanosti opazovanih spremenljivk. Klasična regresijska enačba, ki vključuje nestacionarne časovne vrste, pogosto izkazuje heteroskedastične in autokorelirane rezidualne ter ne zadovoljuje testov za pravilno funkcijsko obliko. Ocenjeni koeficienti regresijske enačbe v tem primeru ne opredeljujejo dejanske odvisnosti med spremenljivkami in ne morejo služiti za ocenjevanje in napovedovanje povezanosti med njimi, kar se kaže v njihovi nestabilnosti in vrednostih, ki niso v skladu s teoretičnimi dognanji.

Model korekcije napak upošteva tudi dinamiko povpraševanja po denarju, saj v prvem koraku opredeli dolgoročno razmerje med količino denarja v obtoku in njenimi razlagalnimi spremenljivkami, predvsem obsegom domačega proizvoda in višino obrestne mere, v drugem koraku pa opredeli kratkoročna nihanja okoli ravnotežnega stanja. Pojasnjevalne spremenljivke v enačbi, ki opredeljuje kratkoročno prilagajanje, so reziduali iz dolgoročne enačbe ter difference razlagalnih spremenljivk iz dolgoročne enačbe iz preteklih razdobj.

V enačbo dolgoročnega povpraševanja po denarju je dopustno vključiti nestacionarne časovne vrste, saj lahko določimo linearno kombinacijo nestacionarnih časovnih vrst, ki je stacionarna. V tem primeru so analizirane časovne vrste kointegrirane. To hkrati pomeni, da reziduali, ki jih prenesemo v končno enačbo izkazujejo značilnosti stacionarnosti in jih zato lahko uporabimo v klasičnem regresijskem modelu.

Problem nestacionarnih časovnih vrst v kratkoročni enačbi povpraševanja po denarju pa je mogoče odpraviti s pomočjo diferenciranja časovnih vrst. V tem primeru so vse spremenljivke, ki so vključene v končno (kratkoročno) enačbo povpraševanja po denarju stacionarne oziroma integrirane nultega reda.

Tako dobljena končna enačba mora zadovoljiti klasične diagnostične teste, njeni reziduali pa morajo biti stacionarni.

3. PREDSTAVITEV UPORABLJENIH ČASOVNIH VRST

Analizirano obdobje se prične julija 1992 in konča marca 1998. Izpuščeno je začetno obdobje delovanja Banke Slovenije, ko je le-ta nominalno krčila količino primarnega denarja ter prva polovica obdobja, ko se je količina primarnega denarja le delno prilagajala povpraševanju po denarju (Bole, 1995). Poglavitni razlog za izpustitev začetnega obdobja je nekarakterističnost takratnih dogodkov za nadaljnje vodenje denarne politike.

Analizirane časovne vrste, podane v mesečni frekvenci, so:

RPI: indeks cen na drobno, izračunan iz mesečnih stopenj rasti cen na drobno. Bazni mesec je januar 1992. Indeks je uporabljen kot deflator nominalnih časovnih vrst denarnega agregata M1, bruto domačega proizvoda ter deviznega tečaja.

RM1: realna količina ožje opredeljenega denarnega agregata M1, ki zajema gotovino v obtoku, vpogledne tolarske vloge republiškega proračuna, podjetij in drugih finančnih organizacij pri Banki Slovenije ter vpogledne tolarske vloge pri bankah. Mesečno stanje je izračunano kot povprečje stanj koledarskih dni v mesecu. Kot deflator so uporabljene cene na drobno v tekočem mesecu.

RGDP: realni bruto domači proizvod, sestavljen po metodi agregacije končnega povpraševanja, zajema povpraševanje gospodinjstev, investicijsko povpraševanje in povpraševanje neproizvodnega sektorja. Kot vse ostale časovne vrste tudi realni bruto domači proizvod ni popravljen za sezonske vplive. Kot deflator so uporabljene cene na drobno v tekočem mesecu.

RDEM: realni tečaj tolarja do nemške marke, podan kot mesečno povprečje stanj delovnih dni. Kot deflator so uporabljene cene na drobno v tekočem mesecu.

RIM: obrestna mera (nad tolarsko revalorizacijsko klavzulo) na medbančnem denarnem trgu, izračunana kot mesečno povprečje dnevni stanj, izražena na letni ravni v odstotkih.

RDD: obrestna mera (nad tolarsko revalorizacijsko klavzulo) za vpogledne vloge pri poslovnih bankah, izračunana kot mesečno povprečje dnevni stanj, izražena na letni ravni v odstotkih.

RQD: obrestna mera (nad tolarsko revalorizacijsko klavzulo) za 31-90 dnevne vloge pri poslovnih bankah, izražena na letni ravni v odstotkih.

RYD: obrestna mera (nad tolarsko revalorizacijsko klavzulo) za vloge nad enim letom pri poslovnih bankah, izražena na letni ravni v odstotkih.

Spremenljivki RIM in RDD predstavljata kratkoročno obrestno mero, RQD in RYD pa dolgoročno obrestno mero. Spremenljivki RQD in RYD lahko opredelimo kot oportunitetni strošek držanja denarja, RIM in RDD pa kot lastno obrestno mero.

Iz grafične analize uporabljenih časovnih vrst je mogoče sklepati, da se proučevane časovne vrste gibljejo s podobnim trendom. Na podlagi trendnega gibanja časovnih vrst lahko sklepamo, da so nestacionarne. Z uporabo Dickey-Fuller in Augmented Dickey-Fuller testov ugotovimo, da so časovne vrste RM1, RDEM, RGDP, RIM, RDD, RQD in RYD nestacionarne. Po enkratnem diferenciranju omenjenih časovnih vrst in ponovnem testiranju stacionarnosti s pomočjo Dickey-Fuller in Augmented Dickey-Fuller testov ugotovimo, da so difference časovnih vrst (DRM1, DRDEM, DRGDP, DRIM, DRDD, DRQD in DRYD) stacionarne.

Ker so vse analizirane časovne vrste integrirane prvega reda, obstaja možnost, da so tudi kointegrirane. S ponovno uporabo Dickey-Fuller in Augmented Dickey-Fuller testov ugotovimo, da so posamezne kombinacije analiziranih spremenljivk kointegrirane, kar pomeni, da jih je v skladu s predpostavkami modela mogoče uporabiti pri sestavi kratkoročne enačbe povpraševanja po denarju. V naslednjem delu je predstavljena dolgoročna enačba povpraševanja po denarju, ki zadovoljuje omenjeni kriterij.

4. DOLGOROČNA ENAČBA POVPRASEVANJA PO RM1

Rezultati Grangerjevega testa vzročne povezanosti med posameznimi pari razlagalnih spremenljivk ne kažejo na njihovo vzročno povezanost. Iz korelacijske matrike analiziranih spremenljivk pa je mogoče razbrati močno povezanost med lnRIM in

InRDD ter InRQD in InRYD. Da se izognemo problemu multikolinearnosti, vključujemo v enačbo povpraševanja po denarju samo eno spremenljivko iz omenjenih parov.

V skladu s teoretičnimi predvidevanji, da je dolgoročno povpraševanje po denarju odvisno v največji meri od velikosti družbenega proizvoda in višine obrestne mere, je predlagano ravnotežno povpraševanje po denarnem agregatu RM1 odvisno od realnega bruto domačega proizvoda in realne depozitne obrestne mere za obdobje med enim in tremi meseci. Poleg tega je v dolgoročni enačbi vključena še sezonska spremenljivka, ki služi za nevtralizacijo sezonskih vplivov, predvsem pri bruto domačem proizvodu, saj časovne vrste uporabljene v analizi niso desezonirane. Dodana je tudi spremenljivka, ki upošteva trend. Predlagana dolgoročna enačba povpraševanja po denarju je prikazana v tabeli 1.

Tabela 1: Dolgoročna enačba povpraševanja po RM1

1992(7)-1998(3), lnRM1 by OLS:

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part R ²
lnRGDP	0.88568	0.013363	66.280	0.0000	0.9854
lnRQD	0.44159	0.064614	6.834	0.0000	0.4181
Trend	0.01009	0.000980	10.303	0.0000	0.6202
Seas1_1	-0.15391	0.027163	-5.666	0.0000	0.3306

R² = 0.99997

DW = 1.13

RSS = 0.2619 for 4 variables and 69 observations

Ker je predlagana funkcija povpraševanja po denarju v linearno logaritemski obliki, nam izračunani koeficienti predstavljajo elastičnosti povpraševanja po denarju glede na opazovano pojasnjevalno spremenljivko.

Iz *tabele 1* je razvidno, da 1-odstotna sprememba realnega bruto domačega proizvoda poveča povpraševanje po RM1 za 0,89 odstotka. Sprememba obrestne mere za 1 odstotek pa poveča povpraševanje po denarju za 0,44 odstotka.

Koeficienta za trend in sezonske vplive sta značilna, zato jih je potrebno ohraniti v enačbi, kar potrjuje tudi test funkcijske oblike.

Poskusi vključitve deviznega tečaja kot pojasnjevalne spremenljivke v enačbo povpraševanja po denarju v dolgem razdobju niso privedli do značilnih koeficientov niti pri 5-odstotnem intervalu zaupanja, zato je ta spremenljivka izpuščena iz enačbe.

V dolgoročni enačbi povpraševanja po denarju je na podlagi rezultata t-testa izpuščen tudi konstantni člen.

Koeficient korelacije znaša 0,99997, kar pa je, kot že omenjeno, lahko posledica podobnih trendnih gibanj časovnih vrst, vključenih v enačbo. To trditev potrjujejo tudi diagnostični testi, prikazani v *tabeli 2*.

Tabela 2: Rezultati diagnostičnih testov predlagane dolgoročne enačbe povpraševanja po RM1

1992(7)-1998(3), lnRM1 (lnRGDP, lnRQD, Trend, Seas1_1) by OLS:

AR 1-5	F (5, 60)	=	2.9015	(0.0206) *
ARCH 5	F (5, 55)	=	0.7212	(0.6103)
Normality	Chi ² (2)	=	3.7059	(0.1568)
X _t ²	F (7, 57)	=	1.6812	(0.1320)
X _t *X _t	F (13, 51)	=	2.0155	(0.0383) *
RESET	F (1, 64)	=	51.446	(0.0000) **

F test za preverjanje prisotnosti avtokorelacije v modelu analizira rezidualne predlagane enačbe in pojasnjuje, da predlagana enačba izkazuje značilnosti avtokorelacije. Isti rezultat dobimo s pomočjo χ^2 testa.

F test, ki preverja prisotnost heteroskedastičnosti, ki je posledica avtokorelacije (ARCH strukturo modela) je neznačilen, kar pomeni, da model nima ARCH strukture. Isti rezultat dobimo tudi s pomočjo χ^2 testa.

χ^2 test, ki ga uporabljamo za preverjanje normalnosti razdelitve je neznačilen, kar ob uporabljenem načinu testiranja pomeni, da so reziduali porazdeljeni normalno.

F test, ki testira ali imajo reziduali konstantno varianco preko celotnega proučevanega obdobja je neznačilen, kar pomeni, da predlagana enačba ne izkazuje značilnosti heteroskedastičnosti. χ^2 test je prav tako naznačilen, kar potrjuje, da reziduali izkazujejo značilnosti homoskedastičnosti.

χ^2 in F testa, ki vključujeta še križne produkte, sta značilna, kar navaja na sklep, da reziduali predlagane enačbe izkazujejo značilnosti heteroskedastičnosti.

Ustreznost oblike enačbe lahko preverimo s pomočjo RESET testa, ki je značilen, kar pomeni, da predlagana enačba nima ustrezne oblike. Vendar pa lahko takšen rezultat samo odraža pomankljivosti funkcije, ki so pravkar naštete. Zato na podlagi tega rezultata ni mogoče podati dokončne ocene ustreznosti predlagane funkcijske oblike dolgoročne enačbe povpraševanja po denarju.

Na podlagi opravljenih diagnostičnih testov lahko zaključimo, da predlagane enačbe povpraševanja po denarju ne moremo uporabiti pri načrtovanju realne količine denarja RM1 v obtoku. Lahko pa jo vključimo v model korekcije napak kot enačbo, ki predstavlja dolgoročno ravnotežno stanje in nato opredelimo odstopanja, do katerih prihaja v krajših časovnih obdobjih. Potreben pogoj je, da so spremenljivke, vključene v dolgoročno enačbo povpraševanja kointegrirane. To pomeni, da je predlagana linearna kombinacija spremenljivk integrirana nižjega reda (nultega) kot uporabljene spremenljivke (prvega).

Eden izmed načinov testiranja kointegracijskega razmerja je uporaba Dickey-Fuller in Augmented Dickey-Fuller testov. Izračunana vrednost Augmented Dickey-Fuller statistike (-4,573) je značilno manjša od tabelirane vrednosti (-3,72), iz česar lahko sklepamo, da so spremenljivke, vključene v dolgoročno enačbo povpraševanja po denarju kointegrirane. Rezidualne dolgoročne enačbe je zato mogoče uporabiti v enačbi kratkoročnega povpraševanja.

5. KRATKOROČNA ENAČBA POVPRASHVANJA PO RM1

Dolgoročno enačbo povpraševanja vključimo v enačbo kratkoročnega povpraševanja prek rezidualov iz dolgoročne enačbe. Ker kointegracija v danem primeru pomeni, da so reziduali dolgoročne enačbe integrirani nultega reda, je potrebno zagotoviti, da so

tudi vse druge spremenljivke, ki so vključene v enačbo kratkoročnega povpraševanja, integrirane nultega reda. To zagotovimo s pomočjo diferenciacije časovnih vrst. V enačbi kratkoročnega povpraševanja po denarju torej uporabimo prve diference časovnih vrst. Pričakujemo tudi, da bodo reziduali kratkoročne enačbe stacionarni oziroma integrirani nultega reda.

V kratkoročno enačbo povpraševanja po denarju v danem obdobju t najprej vključimo rezidualne iz dolgoročne enačbe iz predhodnega obdobja $t-1$, ki nam pojasnjujejo, kako se mora gibati količina denarja, da bomo v opazovanem obdobju t dosegli želeno ravnotežno stanje. Poleg tega poskusimo vključiti tudi diference vseh spremenljivk, ki smo jih vključili v dolgoročno enačbo. Omenjene spremenljivke so lahko tudi odložene, število odlogov pa se določi empirično in preveri s pomočjo t in F testov, dokler ne dobimo enačbe, ki zadovolji klasične diagnostične preizkuse, omenjene že pri testiranju predlagane dolgoročne enačbe. Diference spremenljivk, ki so uporabljene v dolgoročni enačbi in nimajo značilnega vpliva na odvisno spremenljivko, izpustimo. V predlagani kratkoročni enačbi tako ni vključen vpliv obrestne mere, saj ni izkazovala značilnega vpliva na povpraševanje po RM1.

Statistične značilnosti enačbe so prikazane v tabeli 3.

Podobno kot pri dolgoročni enačbi lahko tudi tokrat koeficiente razlagamo kot elastičnosti povpraševanja po denarju glede na spremembe v opazovanih spremenljivkah.

Tabela 3: Enačba kratkoročnega povpraševanja po RM1

1992(9)-1998(3), $\ln RM1$ by OLS:

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
$\ln RM1(-1)$	0.42625	0.075290	5.661	0.0000	0.3408
Res2(-1)	-0.15988	0.040126	-3.984	0.0002	0.2039
$\ln RGDP$	0.19518	0.024098	8.100	0.0000	0.5141
$\ln RGDP(-1)$	0.07196	0.024094	2.987	0.0040	0.1258
Seas2_7	0.02407	0.008038	2.995	0.0039	0.1264

$R^2 = 0.64951$

DW = 2.42

RSS = 0.0191 for 5 variables and 67 observations

Koeficient odloženih rezidualov iz dolgoročne enačbe je pričakovano negativen, kar pomeni, da se mora v primeru, ko je bila količina denarja RM1 pod ravnotežno v predhodnem obdobju $t-1$ (vrednost odloženih rezidualov je bila negativna), le-ta v sedanjem obdobju t povečati (vrednost $\ln RM1$ mora biti pozitivna), da dosežemo ravnotežno stanje.

Koeficient $\ln RM1(-1)$ je pozitiven, kar pomeni, da se realna količina denarja (RM1) poveča, če se poveča za eno obdobje odložena razlika realnega denarja med predhodnim $t-1$ in sedanjim obdobjem t .

Koeficient logaritma prve diference realnega bruto domačega proizvoda je pozitiven, kar pomeni, da povečanje realnega bruto domačega proizvoda med predhodnim $t-1$ in sedanjim t obdobjem poveča potrebno realno količino denarja (RM1) v obdobju t .

Koeficient odložene prve diference realnega bruto domačega proizvoda je pozitiven, kar pomeni, da za eno obdobje odloženo povečanje realnega bruto domačega proizvoda med predhodnim $t-1$ in sedanjim t obdobjem še vpliva na potrebno realno

količino denarja v obdobju t ; 1-odstotno povečanje $D\ln RGDP(-1)$ poveča povpraševanje po $D\ln RM1$ za 0,07 odstotka.

V enačbo je vključena tudi ustrezno odložena sezonska spremenljivka, ker časovne vrste niso desezonirane.

Iz Dickey-Fuller (-9,48) in Augmented Dickey-Fuller (-10,25) testov za preverjanje reda integracije rezidualov lahko sklepamo, da so reziduali kratkoročne enačbe povpraševanja po realnem primarnem denarju stacionarni, saj znaša tabelirana vrednost t-statistike pri uporabi Dickey-Fuller testa (-4,56) in Augmented Dickey-Fuller testa (-4,21). Takšen rezultat je tudi v skladu s predpostavkami modela.

Koeficient korelacije za predlagano enačbo znaša 0,6495. Povzetek rezultatov diagnostičnih testov je podan v *tabeli 4*.

Tabela 4: Diagnostični testi za kratkoročno obliko enačbe povpraševanja po RM1

1992(9)-1998(3), $D\ln RM1$, ($D\ln RM1(-1)$), $Res2(-1)$, $D\ln RGDP$, $D\ln RGDP(-1)$, $Seas2_7$) by OLS:

Durbin-h	=	1.4782	(1.9600)
AR 1-5	F(5, 57)	=	1.4933 (0.2064)
ARCH 5	F(5, 52)	=	0.5502 (0.7374)
Normality	Chi ² (2)	=	1.5631 (0.4577)
X _i ²	F(9, 52)	=	0.5578 (0.8249)
X _i *X _j	F(19, 42)	=	0.4864 (0.9540)
RESET	F(1, 61)	=	6.5623 (0.0129) *

Durbin-Watson statistika v enačbah, ki vključujejo odložene odvisne spremenljivke teži k vrednosti dva, zato ni pravilen pokazatelj prisotnosti avtokorelacije v modelih. Namesto nje uporabimo izveden Durbin-h test. V *tabeli 4* podana vrednost Durbin-h statistike nam pojasnjuje, da reziduali predlagane enačbe niso avtokorelirani.

F test za preverjanje prisotnosti avtokorelacije v modelu analizira rezidualne predlagane enačbe in pojasnjuje, da predlagana enačba ne izkazuje značilnosti avtokorelacije. Isti rezultat dobimo s pomočjo χ^2 testa.

F test, ki preverja prisotnost heteroskedastičnosti, ki je posledica avtokorelacije (ARCH strukturo modela) je prav tako neznačilen, kar pomeni, da model nima ARCH strukture. Isti rezultat dobimo tudi s pomočjo χ^2 testa.

Tako obširno preverjanje prisotnosti avtokorelacije je pogojeno z dejstvom, da je posledice nepravilne regresije z uporabo nestacionarnih časovnih vrst mogoče zaznati prav prek prisotnosti avtokorelacije v predlaganih enačbah.

χ^2 test, ki ga uporabljamo za preverjanje normalnosti razdelitve je neznačilen, kar ob uporabljenem načinu testiranja pomeni, da so reziduali porazdeljeni normalno.

F test, ki testira ali imajo reziduali konstantno varianco preko celotnega proučevanega obdobja je neznačilen, kar pomeni, da predlagana enačba ne izkazuje značilnosti heteroskedastičnosti. χ^2 test je prav tako naznačilen, kar potrjuje, da reziduali izkazujejo značilnosti homoskedastičnosti.

χ^2 in F testa, ki vključujeta še križne produkte, sta prav tako neznačilna, kar potrjuje prejšnji rezultat, da reziduali predlagane enačbe izkazujejo značilnosti homoskedastičnosti.

Poleg tega lahko χ^2 test uporabimo kot pokazatelj ustreznosti izbrane funkcijske oblike. Ker je neznačilen lahko sklepamo na ustreznost predlagane enačbe.

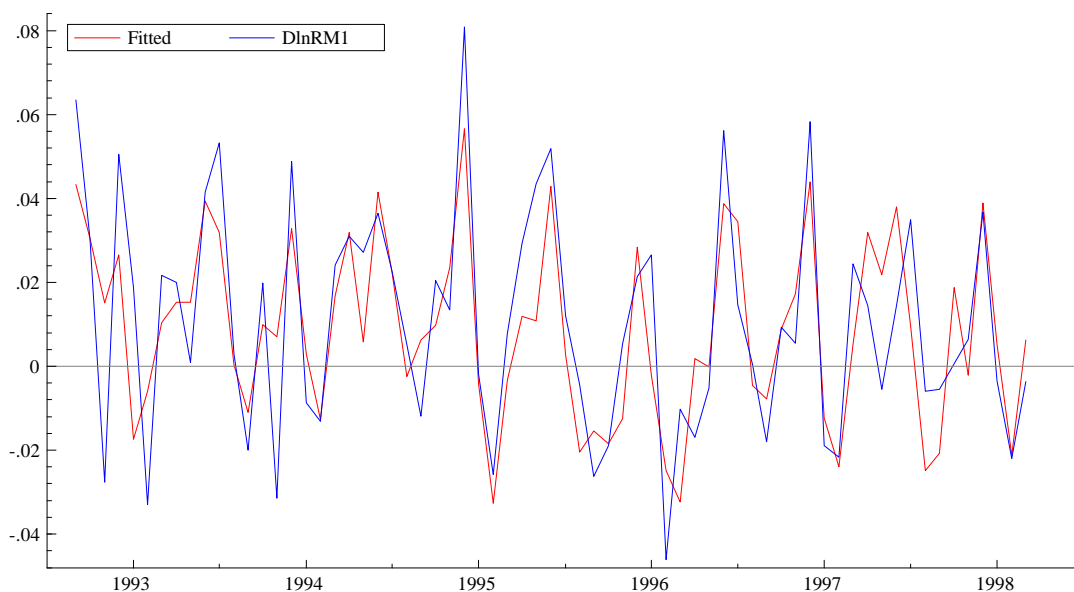
Obliko enačbe lahko dodatno preverimo s pomočjo RESET testa, vendar je pojasnjevalna moč tega testa manjša od χ^2 testa, saj je sestavljen tako, da nasproti hipotezi, da predlagana oblika enačbe ni primerna ne postavlja nobene alternativne rešitve, ampak samo svetuje, da se v enačbo vključijo členi višjih potenc. Ker smo vključitev druge in tretje potence odvisne spremenljivke testirali s pomočjo χ^2 testa, pojasnjenega v prejšnjem odstavku, je pojasnjevalna moč RESET testa v tem primeru manjša. Poudariti je potrebno, da je rezultat RESET testa značilem pri pet odstotnem intervalu zaupanja, pri eno odstotnem pa ne več, kar je dodaten razlog, da sprejmemo predlagano obliko enačbe povpraševanja po denarju kot ustrezno.

Končna oblika predlagane enačbe povpraševanja po denarju, ki je sprejemljiva z ekonometričnega vidika, ima naslednjo obliko:

$$\begin{aligned}
 \text{DlnRM1} &= + 0.4263 \text{ DlnRM1}(-1) + 0.1952 \text{ DlnRGDP} + 0.0720 \text{ DlnRGDP}(-1) \\
 (\text{SE}) & \quad (0.0753) \quad (0.0241) \quad (0.0241) \\
 & + 0.0241 \text{ Seas2_7} \quad 0.1599 [\text{lnRM1} \quad 0.8857 \text{ lnRGDP} \quad 0.4416 \text{ lnRQD} \\
 & \quad (0.0080) \quad (0.0401) \quad (0.0134) \\
 & \quad (0.0646) \\
 & \quad 0.0101 \text{ Trend} + 0.1539 \text{ Seas1_1}] \\
 & \quad (0.0010) \quad (0.0272)
 \end{aligned}$$

Slika 1 prikazuje dejanske in s pomočjo predlagane enačbe ocenjene vrednosti denarnega agregata DlnRM1.

Slika 1: Dejanske in ocenjene vrednosti DlnRM1



6. TESTIRANJE STABILNOSTI PARAMETROV PREDLAGANE ENAČBE

Kot je omenjeno na začetku prispevka, je poleg sprejemljivosti enačbe povpraševanja po denarju z ekonometričnega vidika pomembna tudi stabilnost parametrov predlagane enačbe.

Eden od možnih načinov testiranja stabilnosti je ugotavljanje strukturnega preloma v opazovanih časovnih vrstah. Ker je analiza opravljena za obdobje po juniju 1992, ni mogoče zaznati večjih strukturnih prelomov. Takšen rezultat delno potrjuje tudi denarna politika v tem obdobju. S Chow testom za strukturni prelom lahko testiramo tudi časovno serijo rezidualov končne enačbe povpraševanja po denarju. Poskusi določiti strukturni prelom niso bili uspešni, iz česar lahko sklepamo na stabilnost predlagane enačbe.

Stabilnost predlagane enačbe je mogoče preveriti tudi s poljubnim krajšanjem proučevanega obdobja. Začetnih 69 mesecev, vključenih v analizo, skrajšamo v vsakem koraku za eno obdobje in opazujemo nihanje koeficientov posameznih pojasnjevalnih spremenljivk.

Koeficient za eno obdobje odložene difference logaritma realne količine denarja ($D\ln RM1(-1)$) ima med vsemi pojasnjevalnimi spremenljivkami največjo amplitudo, kljub temu pa se v razponu med 69 in 28 meseci giblje v intervalu med 0,45 in 0,22.

Koeficient difference logaritma realnega bruto domačega proizvoda ($D\ln RGDP$) je stabilnejši, saj se v istem obdobju giblje v intervalu med 0,15 in 0,22, v tem intervalu pa ostane tudi ko skrajšamo opazovano obdobje do 20 mesecev.

Koeficient za eno obdobje odložene difference logaritma realnega bruto domačega proizvoda ($D\ln RGDP(-1)$) se v istem obdobju giblje v intervalu med 0,05 in 0,12, v tem intervalu pa ostane tudi ko skrajšamo opazovano obdobje do 20 mesecev.

Stabilen je tudi koeficient trenda ($Seas2_7$), ki se giblje v intervalu med 0,02 in 0,05, kar potrjuje pravilnost vključitve te spremenljivke v enačbo povpraševanja po denarju.

7. ZAKLJUČEK

Predlagana enačba povpraševanja po denarju pojasnjuje dolgoročno povpraševanje po RM1 s pomočjo realnega bruto domačega proizvoda in 31 do 90-dnevne realne depozitne obrestne mere, v kratkem obdobju pa na povpraševanje po denarju vplivajo še odloženi realni bruto domači proizvod in količina RM1 iz predhodnega obdobja. Vpliva deviznega tečaja, dnevni obrestni mer in obrestne mere za vloge nad enim letom s pomočjo uporabljenega modela ni bilo mogoče dokazati.

Zadovoljiv koeficient korelacije (0,6495), sprejemljivi rezultati diagnostičnih testov in izkazana stabilnost parametrov podpirajo trditev, da je s pomočjo modela korekcije napak mogoče predlagati enačbo povpraševanja po denarju, ki je primerna za uporabo pri vodenju denarne politike.

Poudariti pa je potrebno, da je opazovano obdobje še vedno prekratko, da bi lahko zajeli ravnotežno povpraševanje po denarju, saj je za dolgoročno ravnotežje potrebno upoštevati najmanj cel poslovni cikel, ki traja med petimi in osmimi leti. Kljub temu uporabljeni model zadovoljivo rešuje problem trendnih gibanj uporabljenih spremenljivk ter upošteva dinamiko povpraševanja po denarju.

LITERATURA IN VIRI:

Banka Slovenje: *Bilten Banke Slovenije*, različne številke

Banka Slovenje: *Prikazi in analize*, različne številke

Bole V. "*Stabilization in Slovenia: From High Inflation to Excessive Inflow of Foreign Capital.*" In *Macroeconomic Stabilization in Transition Economies*, edited by Mario Blejer and Marko Škreb, London: Cambridge University Press, 1997.

Ekonomski institut Pravne fakultete: *Gospodarska gibanja*, različne številke

Engle R. F. and Granger C. W. J. "*Co-Integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing.*" *Econometrica*, Vol. 55, no. 2, p. 251-276.

Fase M. M. G. "*The Stability of the Demand for Money in the G7 and EC Countries: A Survey.*" Centre for European Policy Studies Working Documents no. 81, p. 23-41.

Friedman, B. M. and Hahn, F. H. *Handbook of Monetary Economics*. Amsterdam: North Holland, 1990.

Granger, C. W. J. "*Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables.*" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, no. 3, p. 213-228.

Hendry, F. D. *Economic Modeling*. London: Heinemann Education Books, 1980.

Miller, M. S. "*Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling.*" *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, no. 2, p. 139-154.