

Alen Belullo*
Ivana Šarić**

UDK 336.741.237.1(497.5)
Izvorni znanstveni rad
Original scientific paper

POTRAŽNJA ZA NOVCEM U HRVATSKOJ U MODELIMA PARCIJALNOG PRILAGOĐAVANJA

DEMAND FOR MONEY IN CROATIA IN PARTIAL ADJUSTMENT MODELS

ABSTRACT

In this paper the authors have identified long-run money demand function based on short-run partial adjustment models. They conclude that the estimated Croatian demand for money is (1) consistent with theoretically expected behavior; (2) very similar to the demand functions of developed countries, and; (3) very stable in the analyzed period. Hence, it is useful in making decisions regarding monetary policy.

Key words: Demand for money, partial adjustment models, NPAM, RPAM

Uvod

Odnos između potražnje za novcem i njezinih odrednica temeljni je stup mnogih makroekonomskih teorijskih modela. Potražnja za novcem je važna komponenta u donošenju odluka u sferi monetarne politike, a stabilna funkcija potražnje za novcem važna je pretpostavka u korištenju monetarnih agregata za vođenje monetarne politike. Cilj ovog rada je identificirati funkciju potražnje za novcem u Hrvatskoj pomoću modela parcijalnog prilagođavanja realnoj i nominalnoj količini novca (RPAM – Real Partial Adjustment Model i NPAM – Nominal Partial Adjustment Model) i testirati njezinu stabilnost kroz analizirano razdoblje. Ekonometrijska procjena NPAM i RPAM-a bit će izvršena pomoću metode najmanjih kvadrata (OLS) koja je primjerena kada nije prisutna autokorelacija odstupanja u regresijskom modelu, ali radi usporedbe bit će prikazani i rezultati dobiveni procjenjivanjem funkcije pomoću Cochrane-Orcuttove metode (1949) i metodom maksimalne vjerodostojnosti (Maximum-Likelihood Estimation). Stabilnost hrvatske funkcije potražnje za novcem testirat će se pomoću Hansenovog testa (1992) i različitim rekurzivnim metodama. Na temelju kratkoročnih dinamika procijenit će se dugoročna funkcija željene potražnje za novcem i brzina prilagođavanja ekonomskih

* docent na Sveučilištu Jurja Dobrile u Puli, Odjel za ekonomiju i turizma „Dr. Mijo Mirković”, Pula

** student na Sveučilištu Jurja Dobrile u Puli, Odjel za ekonomiju i turizma „Dr. Mijo Mirković”, Pula
Članak primljen u uredništvo 20.02.2007.

subjekata ka željenoj potražnji za novcem u Hrvatskoj. Rezultati za Hrvatsku bit će uspoređeni s rezultatima dobivenim istom metodologijom u najrazvijenijim zemljama.

Metodologija

Modeli parcijalnog prilagođavanja kreću od potražnje za novcem kao funkcije jedne varijable opsega ili transakcija (uglavnom realni bruto domaći proizvod) i jedne ili više varijabli oportunitetnih troškova držanja novca (kamatne stope). Pretpostavljaju konstantnu elastičnost potražnje za novcem na promjene gore navedenih varijabli. Stoga je željena količina realnog novca u logaritamskoj formi izražena:

$$\ln m_t^* = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 \ln r_t + u_t \quad (1)$$

gdje y_t predstavlja varijablu opsega, r_t jednu ili više varijabli oportunitetnih troškova a β_1 i β_2 dugoročne parcijalne koeficijente elastičnosti željene potražnje za novcem na promjene varijable opsega (β_1) i oportunitetnih troškova (β_2). Budući da željenu potražnju za novcem prikazanu u jednadžbi (1) nije moguće direktno procijeniti, pretpostavlja se da postoji kratkoročno parcijalno prilagođavanje realne držane količine novca ka željenoj količini novca¹:

$$\ln m_t - \ln m_{t-1} = \gamma (\ln m_t^* - \ln m_{t-1}) \quad 0 < \gamma \leq 1 \quad (2)$$

gdje parametar γ prikazuje koeficijent brzine prilagođavanja realne količine držanog novca ka željenoj količini novca unutar jednog razdoblja. Ako se jednadžba (1) uvrsti u jednadžbu (2), nakon sređivanja ima se:

$$\ln m_t = \gamma \beta_0 + \gamma \beta_1 \ln y_t + \gamma \beta_2 \ln r_t + (1 - \gamma) \ln m_{t-1} + \gamma u_t \quad (3)$$

što predstavlja kratkoročnu potražnju za novcem s realnim parcijalnim prilagođavanjem ili RPAM (real partial adjustment model).

Ako se pretpostavi da postoji prilagođavanje nominalne potražnje za novcem, jednadžba (2) pretvorit će se u:

$$\ln(p_t m_t) - \ln(p_{t-1} m_{t-1}) = \gamma (\ln(p_t m_t^*) - \ln(p_{t-1} m_{t-1})) \quad 0 < \gamma \leq 1 \quad (4)$$

što će nakon uvrštavanja jednadžbe (1) u jednadžbu (4) i sređivanja izgledati:

$$\ln m_t = \gamma \beta_0 + \gamma \beta_1 \ln y_t + \gamma \beta_2 \ln r_t + (1 - \gamma) \ln m_{t-1} + (\gamma - 1) \ln \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} \right) + \gamma u_t \quad (5)$$

gdje izraz $\ln \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} \right)$ prikazuje stopu inflacije. Budući da je jednadžba (5) izvedena iz pretpostavke prilagođavanja nominalne potražnje za novcem, model koji prikazuje zove se NPAM (nominal partial adjustment model).

Jednadžbe (3) i (5) bit će ekonometrijski procijenjene. Ako se nema prisutnosti autokorelacije u rezidualima primjerena je i obična metoda najmanjih kvadrata (OLS), ali koristi se uglavnom Cochrane-Orcuttovom metoda zbog česte prisutnosti autokorelacije prvog reda reziduala tih regresija. Betancourt i Kelejian (1981) skrenuli su pažnju da je Cochrane-Orcutt procedura procjene PAM-a inkonzistentna u prisutnosti lagirane zavisne

¹ Ova funkcija prilagođavanja izvedena je minimizacijom Hwangove (1985) kvadratne funkcije troškova držanja novca po realnoj količini novca pretpostavljajući da su cijene neutralne za proces prilagodbe.

varijable. Da bi se izbjegao taj problem oni preporučuju korištenje metode maksimalne vjerodostojnosti (ML). Međutim Goldfeld (1996) dokazuje da su parametri dobiveni Cochrane-Orcuttovom metodom vrlo slični parametrima dobivenim metodom maksimalne vjerodostojnosti. Zbog nastale debate oko korištenja različitih metoda za procjenu parametara kratkoročnih funkcija potražnje za novcem u ovom radu bit će prikazani rezultati dobiveni različitim metodama procjene funkcija: OLS, Cochrane-Orcutt (CORC) i ML. Stabilnost parametara funkcije potražnje za novcem testirat će se pomoću Hansenovog testa (1991) koji se temelji na ponašanju parcijalnih zbrojeva regresijskih normalnih jednadžbi za parametre i varijancu. Prikazat će se rezultati zajedničkog testiranja stabilnosti sviju parametara i varijance regresije, kao i pojedinačna testiranja na svakom zasebnom parametru. Osim Hansenovim testom, stabilnost funkcije potražnje za novcem bit će testirana rekurzivnom metodom koju su ponudili Brown, Durbin i Evans (1975), pretpostavljajući da se reziduali dobiveni rekurzivnom metodom ponašaju kao procesi sa slučajnim hodom, u slučaju da nema strukturnih lomova, a da se u prisutnosti strukturnog loma ponašaju kao procesi sa driftom.

Dobiveni parametri iz ekonometrijske procijene jednadžbe (3) i (5) $\gamma\beta_1$ i $\gamma\beta_2$ prikazuju kratkoročne koeficijente elastičnosti potražnje za novcem na promjene varijable opsega, odnosno varijable oportunitetnih troškova. Dugoročni koeficijenti elastičnosti dobiju se jednostavnim dijeljenjem tih koeficijenata s γ , dobivenih iz parametra vezanog za $\ln m_{t-1}$ u jednadžbama (3) i (5). Ako se potvrdi stabilnost kratkoročnih parametara $\gamma\beta_1$, $\gamma\beta_2$ i γ , to povlači stabilnost dugoročnih koeficijenata elastičnosti realne novčane potražnje na promjene varijable opsega β_1 , te promjene varijable oportunitetnih troškova β_2 .

Podaci

Kao monetarni agregat (M) uzet je $M1^2$, koji se po metodologiji HNB-a sastoji od gotovog novca izvan banaka, od depozita ostalih bankarskih institucija i od ostalih domaćih sektora kod HNB-a i depozitnog novca poslovnih banaka. Kao varijabla opsega (Y) korišten je bruto domaći proizvod u stalnim cijenama s bazom prosjek 1997.=100, za cijene (P) je korišten indeks potrošačkih cijena (CPI) s bazom prosjek 2001.=100, te na kraju kao varijablu oportunitetnih troškova uzet je kratkoročni kamatnjak na tržištu novca (R). Izvor svih vremenskih nizova je Bilten Hrvatske narodne banke. Sve varijable imaju kvartalnu frekvenciju i prikazane su u Prilogu 1.

Vremenski nizovi preuzeti iz statistike nisu sezonski prilagođeni, stoga je nad njima izvršeno testiranje pomoću dvoparametarske Holt-Winterove metode o postojanju sezonskih kretanja te je ustanovljeno sezonsko kretanje varijabli $M1$, BDP i CPI koje su desezonirane pomoću ARIMA X11 metodologije.

Budući da se teorijski pretpostavljaju modeli koji imaju fiksne koeficijente elastičnosti, sve su varijable izražene u prirodnim logaritmima ili:

² Iako se u nekim radovima mogu naći i procijene funkcije potražnje u kojima se koristi $M2$ i $M3$, najčešći je ipak $M1$

$$m_t = \ln(M_t) - \ln(P_t)$$

$$y_t = \ln(Y_t)$$

$$r_t = \ln(R_t)$$

$$\pi_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

gdje m_t predstavlja logaritam realnog novčanog stanja M1, y_t predstavlja logaritam realnog BDP-a, r_t logaritam kratkoročnih kamatnjaka, te π_t stopu inflacije.

Rezultati istraživanja

U Tablici 1. prikazani su procijenjeni parametri funkcije potražnje za novcem za NPAM (jednadžba 5.) i RPAM (jednadžba 3.) modela. Budući da su sve varijable u logaritamskom obliku koeficijenti regresija prikazuju parcijalne koeficijente elastičnosti kratkoročnih funkcija potražnje za novcem. Testiranje postojanja autokorelacije reziduala u OLS modelu nije bilo moguće izvesti putem uobičajenog testa Durbin i Watsona, budući da taj test nije prikladan u slučaju ulaska u regresiju lagirane nezavisne varijable kao objasnidbene varijable, kao u prikazanom slučaju. Stoga se za OLS modele testiralo postojanje autokorelacije reziduala prvog reda pomoću Durbinovog D_h testa koji vodi ka zaključku da se može čvrsto odbaciti hipoteza ($p=0.95 > 0.05$) o postojanju autokorelacije reziduala u našim modelima. Za Cochrane-Orcuttovu metodu i metodu maksimalne vjerodostojnosti prikazan je autokorelacijski član prvog reda ρ i njegova značajnost. Lako se može vidjeti da se i CORC i ML metodom može odbaciti hipoteza o postojanju autokorelacije reziduala prvog reda. Može se stoga reći da je OLS prikladna metoda procjena takvog modela, ali u Tablici 1. prikazani su i rezultati dobiveni ostalim metodama radi usporedbe te prikazivanje robusnosti modela na promjene metode procjenjivanja.

Svi modeli imaju izrazito visoke korigirane koeficijente determinacije \bar{R}^2 koji govore da preko 99% varijance zavisne varijable m je objašnjeno nezavisnim varijablama koje su ušle u modele.

Iz Tablice 1. vidi se da parcijalni kratkoročni koeficijenti elastičnosti imaju svi teorijski očekivane predznake, tako se može vidjeti da u ovisnosti o kojoj se metodi procjene radi kratkoročna parcijalna elastičnost potražnje za M1 na promjene u BDP-u je između 0.372 i 0.407, na promjene kamatnjaka na tržištu novca je između -0.056 i -0.057, dok je na promjene u inflaciji -0.137 i 0.048. Na razini značajnosti od 10% može se reći da jedino inflacija nije značajna za potražnju za novcem u Hrvatskoj, dok su ostale varijable značajne.

Tablica 1.

**Procjena modela potražnje za novcem u Hrvatskoj
s t vrijednostima u zgradama**

	NPAM			RPAM		
	OLS	CORC	ML	OLS	CORC	ML
konstanta	-0.707 (-1.53)	-0.882 (-1.16)	-0.697 (-1.01)	-0.686 (-1.37)	-0.827 (-1.21)	-0.677 (-1.02)
y	0.375 (2.49)	0.407 (1.81)	0.372 (1.69)	0.367 (2.20)	0.409 (1.88)	0.364 (1.73)
m_{t-1}	0.824 (15.94)	0.817 (11.73)	0.825 (12.03)	0.827 (14.35)	0.816 (12.21)	0.828 (12.68)
R	-0.056 (-4.99)	-0.057 (-5.59)	-0.056 (-5.56)	-0.056 (-5.21)	-0.057 (-5.81)	-0.056 (-5.77)
$\frac{P_t}{P_{t-1}}$	-0.137 (-0.15)	0.048 (0.05)	-0.136 (-0.14)	–	–	–
\bar{R}^2	0.993	0.993	0.993	0.993	0.993	0.993
D_h, ρ^* (p)	-0.062 (0.95)	-0.021 (0.91)	-0.022 (0.91)	-0.059 (0.95)	-0.021 (-0.91)	-0.022 (0.90)
γ	0.176	0.183	0.175	0.173	0.184	0.172
$\varepsilon_{m,y}$	2.131	2.224	2.125	2.119	2.226	2.114
$\varepsilon_{m,r}$	-0.317	-0.313	-0.319	-0.323	-0.311	-0.326

* D_h test se odnosi na OLS model, dok za CORC i LM prikazana je vrijednost autokorelacijskog člana ρ , s razinama značajnosti u zgradama

NPAM prikazuje prilagođavanje ekonomskih subjekata svoje nominalne držane količine novca ka dugoročnoj željenoj nominalnoj količini, dok RPAM prikazuje prilagođavanje realne količine novca ka dugoročnoj željenoj realnoj potražnji za novcem. Budući da se na temelju prikazanih modela može zaključiti da inflacija ne igra značajnu ulogu u kratkoročnom prilagođavanju potražnje za novcem lako je uočljivo da su rezultati NPAM i RPAM vrlo slični, tako reći identični (vidi Tablicu 1.). To znači da ekonomski subjekti u Hrvatskoj percipiraju nisku i stabilnu inflaciju što čini da percipiraju na jednak način prilagođavanje svoje potražnje za realnim i nominalnim novcem, tj. ne »vide« razliku između realne i nominalne novčane potražnje.

Iz jednadžbe (2) vidi se da parametar γ prikazuje brzinu prilagođavanja stvarnog novčanog portfelja prema željenom. Iz kratkoročnih modela (3) i (4) parametar γ može se izračunati kao 1 manje procijenjeni β_3 (parametar koji stoji kraj predeterminirane varijable m_{t-1}). Iz Tablice 1. vidi se da se γ kreće od 0.172 do 0.184 ili se može reći da ekonomski subjekti u Hrvatskoj u svakom razdoblju prilagođavaju oko 18% stvarnu

držanu količinu novca ka dugoročnoj željenoj količini novca i pri tom ne čine razlike između nominalne i realne potražnje za novcem. Budući da se radi o kvartalnim pokazateljima može se zaključiti da ekonomskim subjektima treba 5.5 kvartala, skoro godina i po, za potpunu prilagodbu svojeg stvarnog novčanog portfelja ka željenom novčanom portfelju M1.

Zadnja dva retka u Tablici 1. prikazuju dugoročne koeficijente elastičnosti (jednadžba 1.) koji su izvedeni iz kratkoročnih modela tako da se kratkoročni koeficijenti elastičnosti podijele sa γ . Drugim riječima dugoročni koeficijenti elastičnosti su oko 5.5 puta veći od kratkoročnih, zbog sporog prilagođavanja. Iz Tablice se vidi da ako BDP u Hrvatskoj poraste za 1% da će se potražnja za M1 povećati između 2.114% i 2.224%, te ako kamatnjak na tržištu novca poraste za 1% tada će se potražnja za M1 smanjiti između 0.311% i 0.326%.

Interesantno je i testiranje teorijske pretpostavke koja proizlazi iz jednadžbe (5) da u NPAM modelu zbroj parametara vezanih za članove m_{t-1} i $\frac{P_t}{P_{t-1}}$ mora biti 0 ($(1-\gamma) + (\gamma-1) = 0$). Takvo ograničenje nad OLS modelom³ dalo je kao rezultat testiranja $\chi^2=0.57$, s razinom značajnosti $p=0.459 > 0.05$, stoga se može reći da modeli zadovoljavaju teorijsku pretpostavku same konstrukcije modela. Iz takve ograničene regresije dobili su se ograničeni kratkoročni parametri koji glase:

$$m_t = -0.670 + 0.359y_t + 0.831m_{t-1} - 0.0532r_t - 0.831\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

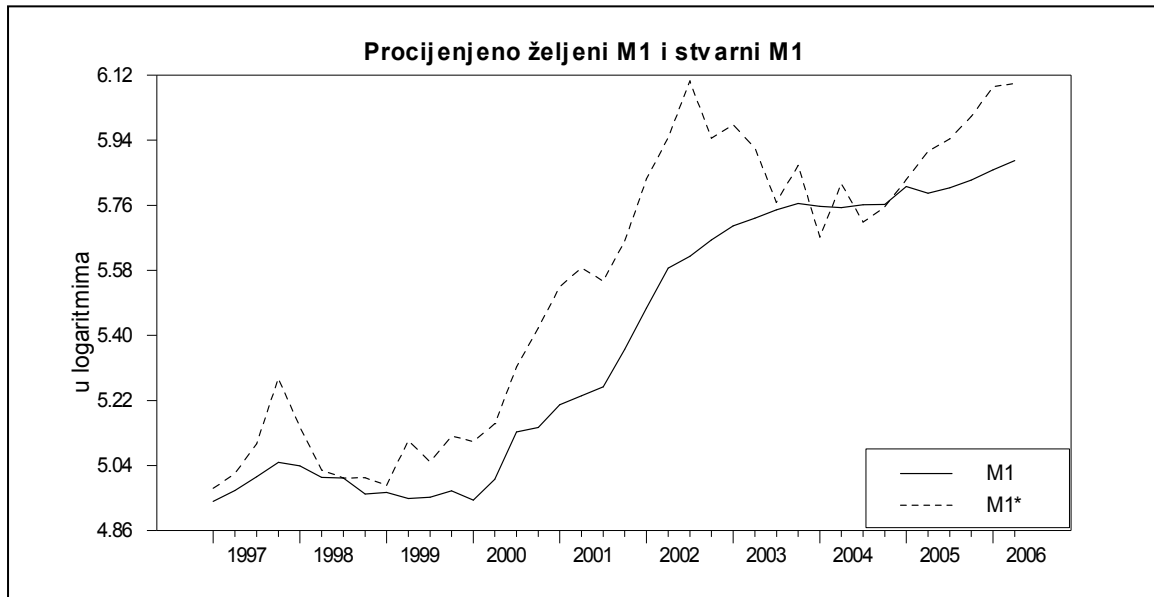
Vidi se da forsirano ograničenje ne mijenja značajno vrijednost parametara, uslijed činjenice da se parametar inflacije lako prilagođava ograničenju jer u regresijama nije bio statistički značajan.

Na temelju ograničenih kratkoročnih parametara procijenjena je dugoročna željena potražnja za M1 u Hrvatskoj koja u logaritamskom obliku glasi:

$$m_t^* = -3.953 + 2.123y_t - 0.314r_t$$

³ Testiranja su izvršena i na ostalim modelima (CORC i ML) i zaključci su istovjetni

Slika 1.



Iz Slike 1. vidi se da je željena dugoročna količina M1 koja je procijenjena putem gornje jednadžbe, u razdoblju od 1997. godine do drugog kvartala 2006. godine, uglavnom bila veća od stvarne količine M1. To znači da su ekonomski subjekti prilagođavali cijelo vrijeme svoj novčani portfelj tako da su povećavali količinu M1 kako bi se prilagodili dugoročnoj željenoj količini. Iznimka je jedino 1. i 3. kvartal 2004. godine kada je kamatnjak na tržištu novca imao velike i nepredvidljive poraste uslijed velikih oscilacija kamatnjaka na tržištu novca u tom razdoblju (druga polovina 2003. do kraja 2004. godine; vidi Prilog 1.).

Nakon što se identificirala dugoročna i kratkoročna funkcija potražnje za novcem u Hrvatskoj interesantno je vidjeti je li ona stabilna, tj. jesu li joj stabilni parametri, ima li dobre performanse u prognoziranju potražnje za novcem, drugim riječima je li ona upotrebljiva od strane nositelja monetarne politike jer se nositelji monetarne politike mogu osloniti jedino na funkciju potražnje za novcem koja je stabilna ako žele predvidjeti utjecaj promjene u novčanoj ponudi na kamatnjake. Stabilnost parametara i varijance testirana je pomoću Hansenovog testa (1992) tako da je prvo testirana zajednička hipoteza o stabilnosti svih parametara, nakon toga testirana je stabilnost varijance, te na kraju stabilnost svakog ponaosob parametra regresije. Hansenov test je superiorniji od uobičajenog Chowovog testa (1960) u kojemu se moraju a priori definirati razdoblja strukturnog loma, što kod Hansena nije potrebno nego testira lomove u svim promatranim razdobljima. Rezultati testiranja stabilnosti parametara NPAM i RPAM modela za OLS metodu (ali i ostalim metodama procjene rezultati su potpuno istovjetni, zbog izostanka autokorelacije) prikazani su u Prilogu 2. Vrlo visoke p vrijednosti upućuju da se ne mogu odbaciti hipoteze da su funkcije nestabilne, stoga se može zaključiti na temelju zajedničkih testiranja nad parametrima i varijancom, te pojedinačno testiranje na

pojedininim parametrima da su procijenjene funkcije u razmatranom razdoblju stabilne, tj. prikladne za korištenje pri donošenju odluka u sferi monetarne politike.

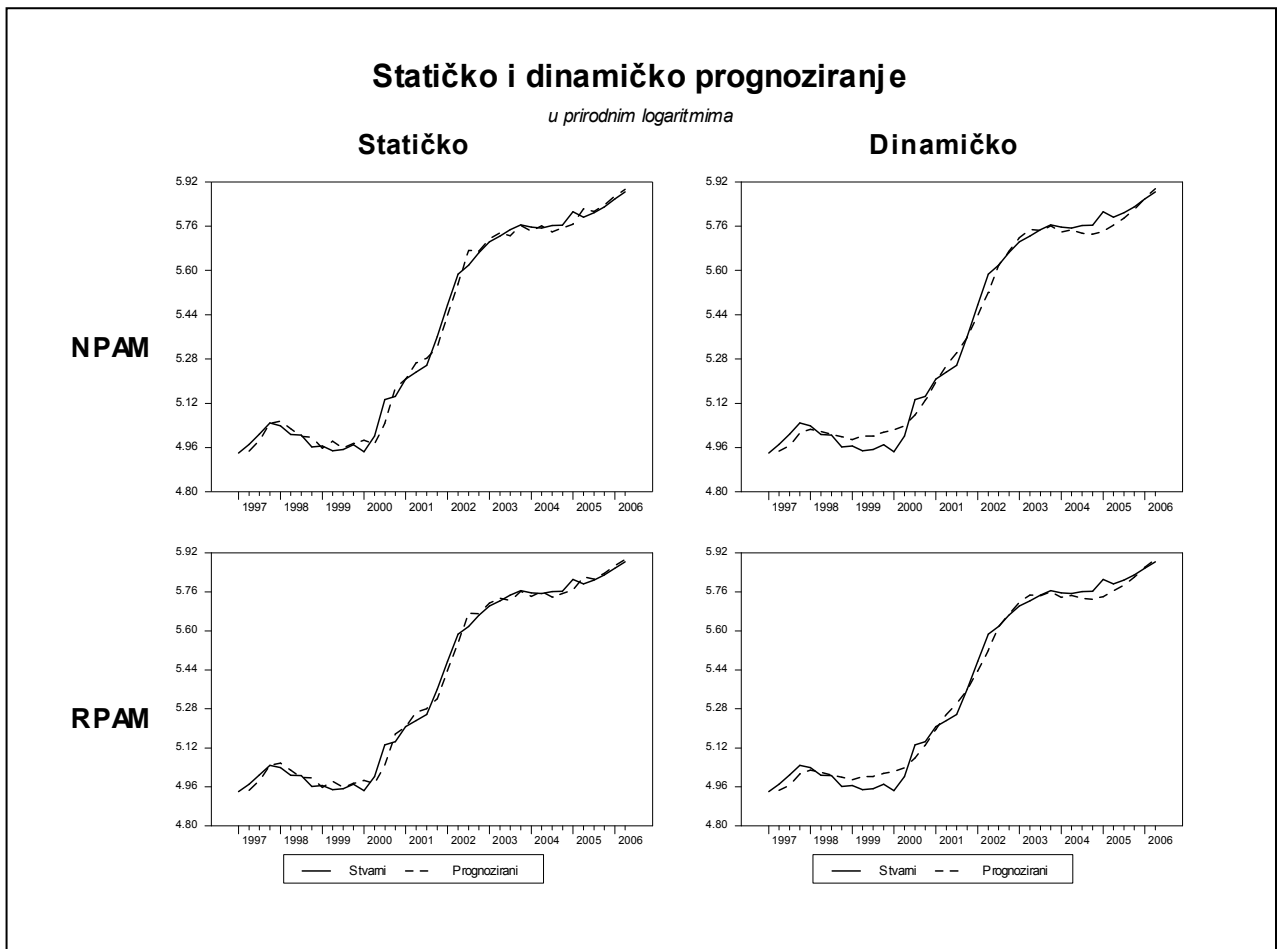
Stabilnost funkcija potražnje za novcem dodatno se testirala i rekurzivnom metodom čija su odstupanja s intervalima pouzdanosti (95%) prikazani u Prilogu 3. Lako je uočljivo da jedino za 2. kvartal 2000. godine ne možemo reći da imamo odstupanja unutar 95% intervala pouzdanosti, što ukazuje na visoku stabilnost procijenjenih funkcija.

Na temelju procijenjenih funkcija može se provjeriti kvaliteta njihovog prognoziranja unutar analiziranog razdoblja. Budući da imamo autoregresivni član m_{t-1} kao nezavisnu varijablu, naše funkcije predstavljaju diferencijske jednadžbe prvog reda iz kojih se može izvesti osim statičkog prognoziranja, na temelju poznatih vrijednosti nezavisnih varijabli, i dinamičko prognoziranje.

Iz Slike 2. vidi se da prognostičke performanse naših funkcija dobre, nema duljih izbivanja daleko od stvarnih vrijednosti. Kvaliteta prognoziranja može se vidjeti i iz vrijednosti RMSE koje su za statičke modele NPAM 0.0290, a RPAM 0.0293, dok su za dinamičke nešto veće NPAM 0.0378, RPAM 0.0386; drugim riječima u statičkom modelu imamo prosječno odstupanje prognozirane veličine od stvarne za oko 2.9%, dok su u dinamičkim oko 3.8%. Dulje odstupanje može se primijetiti jedino u dinamičkim modelima 1999. godine, uslijed bankarske krize koja nije dopustila da M1 raste dinamikom kojom bi rastao da je nije bilo. Stoga imamo efekt «manjka novca», tj. da je predviđena količina M1 od strane modela veća od stvarne količine (problem «manjka novca» javlja se u modelima za SAD nakon 1974. godine i traje desetak godina. Za razliku od hrvatskog manjka u jednoj godini, kojeg je lako objasniti bankarskom krizom, problem «manjka novca» u SAD bio je povod za dugogodišnju debatu među ekonomistima⁴).

⁴ vidi radove Goldfeld (1976), Judd i Scadding (1982), Roley (1985), Fair (1987), Taylor (1994)

Slika 2.



Na kraju je interesantno usporediti rezultate koji su dobiveni za Hrvatsku s ostalim zemljama. Radi usporedbe korišteni su podaci dobiveni od Faira (1987) i prilagođeni od strane Goldfelda i Sichela (1996) za najrazvijenije zemlje. Kako bi bile komparabilne veličine realne ponude novca i BDP-a izražene su u per capita veličini. Nadalje, koristila se 2SLS metodologija jer su za te zemlje pronađene autokorelacije reziduala koje su se morale korigirati 2SLS. U slučaju Hrvatske nije bilo potrebno izvršiti tu korekciju jer OLS u slučaju nepostojanja autokorelacije reziduala ima potpuno istovjetne rezultate 2SLS metodi procjenjivanja. Unatoč tome korištena je i za Hrvatsku 2SLS metoda procjene te su korišteni nelogaritmirani kamatnjaci kako bi rezultati bili usporedivi s rezultatima istraživanja za razvijene zemlje.

Tablica 2.

**Usporedba s međunarodnom potražnjom za novcem,
zavisna varijabla $(m/pop)_t^{a,b}$**

Zemlja	y/pop	R	P_t/P_{t-1}	$(m/pop)_{t-1}$	SEE
Kanada	0.071 (2.9) ^c	-0.004 (2.4)	-1.66 (3.3)	0.94	0.028
Japan	0.084 (1.3)	-0.005 (3.3)	-0.29 (0.6)	0.90	0.023
Francuska	0.094 (3.5)	-0.002 (1.7)	-0.49 (1.1)	0.25	0.022
Njemačka	0.343 (4.8)	-0.005 (6.0)	-0.74 (2.4)	0.71	0.013
Italija	0.130 (1.8)	-0.004 (2.6)	-0.79 (2.4)	0.86	0.019
Velika Britanija	0.118 (7.0)	-0.005 (4.9)	-0.69 (4.2)	0.44	0.022
Prosjek	0.140	-0.004	-0.78	0.68	0.021
Hrvatska	0.263 (1.7)	-0.009 (-5.8)	-0.69 (-0.8)	0.84	0.029

Izvor za ostale zemlje: Goldfeld, S.M., D.E. Sichel (1996.), The demand for money, u B. Friedman, F.H.Hahn, Handbook of monetary economics, vol.1, treće izdanje, Elsevier, str. 307.

^a Sve su varijable u logaritmima osim R

^b Svi su procjenitelji dobiveni 2SLS metodom

^c t -vrijednosti u zagradama

U Tablici 2. prikazani su rezultati istraživanja funkcije potražnje za novcem u Kanadi, Japanu, Francuskoj, Njemačkoj, Italiji i Velikoj Britaniji. Prikazan je i prosjek njihovih vrijednosti parametara. Što se tiče utjecaja BDP-a per capita na potražnju M1 per capita vidi se da Hrvatska ima nešto višu kratkoročnu elastičnost u odnosu na prosjek razvijenih zemalja, iako može se primijetiti da Njemačka ima i veću elastičnost od Hrvatske. Utjecaj kratkoročnog kamatnjaka na M1 per capita je nešto jači u Hrvatskoj u odnosu na druge razvijene zemlje, najvjerojatnije uslijed velike volatilnosti hrvatskog kratkoročnog kamatnjaka u promatranom razdoblju. Što se tiče inflacije, koeficijent kratkoročne elastičnosti sličan je razvijenim zemljama, ali kao i u Japanu i Francuskoj nije značajan. Što se tiče brzine prilagođavanja željenoj veličini M1 per capita, što se može izračunati kao 1 manje koeficijent vezan za varijablu $(m/pop)_{t-1}$ vidi se da hrvatski ekonomski subjekti sporije prilagođavaju svoj novčani portfelj željenom u odnosu na prosjek razvijenih zemalja, ali to nije indikativno budući da u brzini prilagođavanja

postoje između razvijenih zemalja velike razlike, od Francuske čiji ekonomski subjekti prilagođavaju 75% svog portfelja u jednom razdoblju, do Kanade gdje se samo 6% portfelja prilagođava u jednom razdoblju. Stoga se može općenito zaključiti da rezultati za Hrvatsku bitno ne odstupaju od rezultata koji su dobiveni za najrazvijenije zemlje, ili da su funkcije potražnje za novcem, bilo kratkoročna, te stoga i iz nje izvedena dugoročna, slične onima razvijenih zemalja.

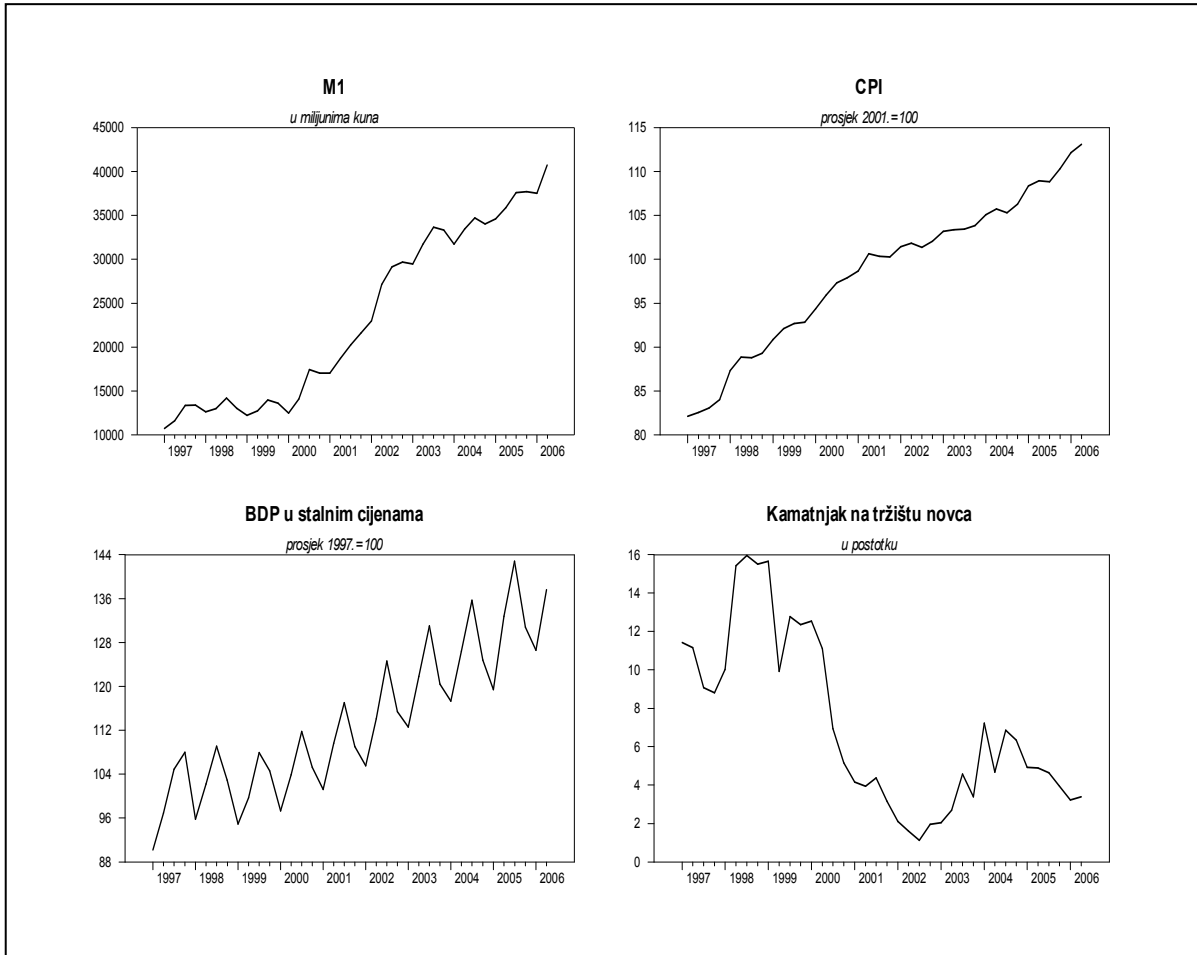
Zaključak

U ovom se radu uspjela identificirati dugoročna potražnja za novcem u Hrvatskoj na temelju kratkoročnih modela parcijalnog prilagođavanja potražnje za novcem koja je u potpunosti konzistentna sa ekonomskom teorijom. Otkrilo se da:

- ekonomski subjekti ne čine razliku u prilagođavanju ka željenom novčanom nominalnom i realnom portfelju, budući da percipiraju «konstantnu» inflaciju, pa ne čine razliku između nominalne i realne novčane potražnje (NPAM i RPAM su vrlo slični). Takav zaključak proizlazi i iz činjenice da je inflacija u kratkoročnim modelima jedina nezavisna varijabla koja ne pridonosi objašnjenju kretanja kratkoročne potražnje za novcem,
- ekonomski subjekti u svakom kvartalu u prosjeku popunjavaju 18% jaza između količine novca koju imaju i koju bi željeli imati, ili drugim riječima treba im 5.5 kvartala (skoro godina i po) da bi u potpunosti prilagodili stvarnu količinu željenoj količini,
- dugoročna procijenjena parcijalna elastičnost željene potražnje za novcem na promjenu BDP-a je 2.123, dok na promjenu kratkoročnog kamatnjaka iznosi -0.314 ,
- funkcija potražnje za novcem je stabilna funkcija u vremenu koja ima stabilne parametre i zadovoljavajuća prognostička svojstva, stoga je uporabljiva od strane nositelja monetarne politike u predviđanju utjecaja promjene novčane ponude na kamatnjake i kroz njih na ukupnu ekonomsku aktivnost u zemlji, tj. korisna je za vođenje monetarne politike,
- funkcija potražnje za novcem u Hrvatskoj bitno ne odstupa od funkcija potražnje za novcem u razvijenim zemljama.

Prilozi

Prilog 1.

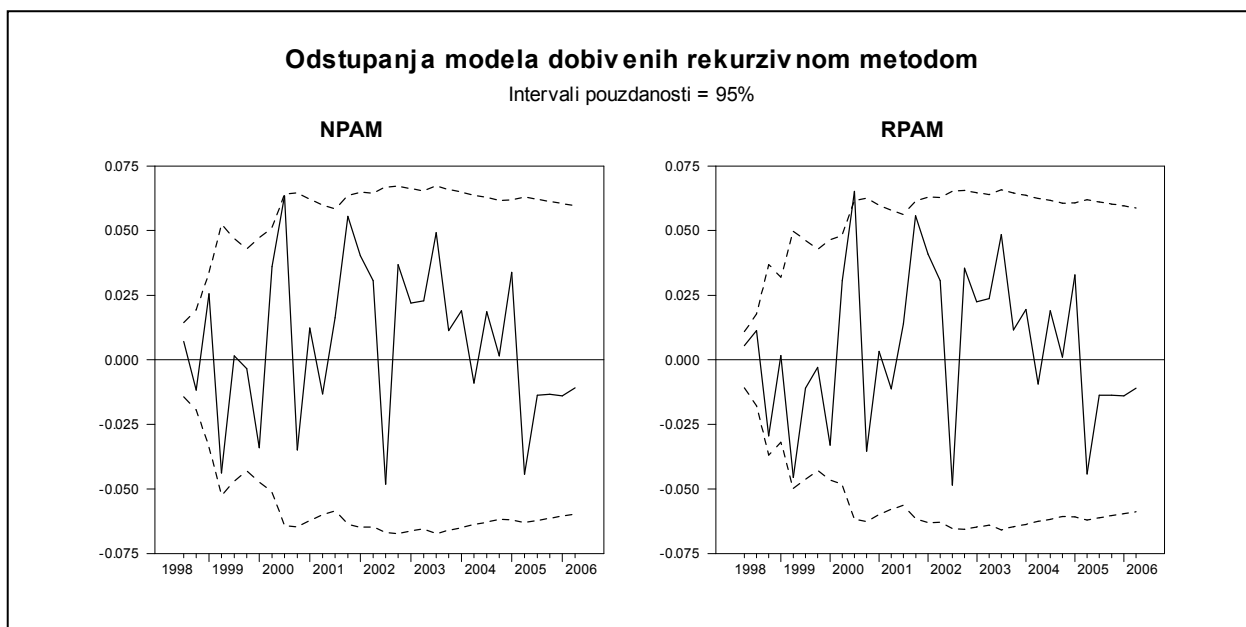


Prilog 2.

Hansenov test stabilnosti parametara i varijance

Vrsta testa	NPAM		RPAM	
	Statistika	p-vrijednost	Statistika	p-vrijednost
Zajednički nad koeficijentima	0.9729	1.00	0.7387	1.00
Varijance	0.1861	1.00	0.1928	1.00
Konstantni član	0.0491	1.00	0.0500	1.00
y	0.0489	1.00	0.0497	1.00
m_{t-1}	0.0489	1.00	0.0499	1.00
r	0.0937	1.00	0.0950	1.00
$\frac{P_t}{P_{t-1}}$	0.0705	1.00	-	-

Prilog 3.



LITERATURA

Betancourt, R., H. Kelejian (1981.), «Lagged endogenous variables and the Cochrane-Orcutt procedure», *Econometrica* 49, 1073-1078

Brown, R. L., J. Durbin, J. M. Evans (1975), «Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time», *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, vol 37, str. 149-192.

Chow, G. (1960.), «Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions», *Econometrica*, 28, str. 591-605.

Cochrane D., G.H. Orcutt (1949.), «Application of Least-Squares Regressions to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms», *Journal of American Statistical Associations*, vol. 44, str. 32-61.

Durbin, J. (1970.), «Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression When Some of the Regressors Are Lagged Dependent Variables», *Econometrica*, vol.38, str. 410-421.

Fair, R.C. (1987.), «International evidence on the demand for money», *Review of Economics and Statistics*, LXIX: 473-480

Goldfeld, S. M. (1976.), The case of missing money, *Brooking Papers on Economic activity*, vol. 3, 683-730.

Goldfeld, S.M., D.E. Sichel (1996.) «The demand for money», u B. Friedman, F.H.Hahn, *Handbook of monetary economics*, vol.1, treće izdanje, Elsevier, 299-355

Hansen, B. (1992.) «Parameter Instability in Linear Models», *Journal of Policy Modeling*, 14 (4), str. 517-533.

Hwang, H. (1985.), «Test of the Adjustment Process and Linear Homogeneity in a Stock Adjustment Model of Money Demand», *The Review of Economic and Statistics*, LXVII, 689-692.

Judd, J.P., J.L. Scadding (1982.), The search for a stable money demand function: A survey of the post – 1973 literature, *Journal of Economic Literature* 20, 993-1023.

Roley, V. (1985.), Money demand predictability, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 17, 611-641

Taylor, M.P. (1994.), On the reinterpretation of money demand regressions, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26, 851-866.

POTRAŽNJA ZA NOVCEM U HRVATSKOJ U MODELIMA PARCIJALNOG PRILAGOĐAVANJA

SAŽETAK

Autori u ovom radu identificiraju dugoročnu potražnju za novcem na temelju kratkoročnih modela parcijalnog prilagođavanja. Zaključuju da je u Hrvatskoj procijenjena potražnja za novcem: u skladu s ekonomskom teorijom, vrlo slična potražnjama za novcem u razvijenim zemljama, stabilna u analiziranom razdoblju te je stoga korisna pri donošenju odluka u sferi monetarne politike.

Ključne riječi: *Potražnja za novcem, modeli parcijalnog prilagođavanja, NPAM, RPAM*

