



SERIJA ČLANAKA U NASTAJANJU

Članak broj 14-08

Josip Tica
Mate Rosan

Čimbenici kretanja funkcije realne potrošnje kućanstava



Čimbenici kretanja funkcije realne potrošnje kućanstava

Josip Tica

jtica@efzg.hr

Ekonomski fakultet – Zagreb
Sveučilište u Zagrebu
Trg J. F. Kennedyja 6
10 000 Zagreb, Hrvatska

Mate Rosan

mate.rosan@yahoo.com

Sve izneseno u ovom članku u nastajanju stav je autora i ne odražava nužno službena stajališta Ekonomskog fakulteta u Zagrebu. Članak nije podvrgnut uobičajenoj recenziji. Članak je objavljen kako bi se potaknula rasprava o rezultatima istraživanja u tijeku, a u svrhu njegovog poboljšanja prije konačnog objavljivanja.

Copyright November 2014 by Josip Tica & Mate Rosan

Ovaj rad je temeljen na istraživanju provedenom za diplomski rad pod nazivom "Agregatna funkcija potrošnje" pristupnika Mate Rosana, mag.oec. pod mentorstvom izv. prof. dr. J. Tice.

Sva prava pridržana.

Dijelove teksta dopušteno je citirati uz obavezno navođenje izvora.

ČIMBENICI KRETANJA FUNKCIJE REALNE POTROŠNJE KUĆANSTAVA

Sažetak

Cilj ovoga rada je procijeniti Modiglijanijevu funkciju potrošnje u gospodarstvu Hrvatske koja osim efekta raspoloživog dohotka inkorporira i efekt bogatstva na potrošnju. Procjena je napravljena na kvartalnim podacima na dostupnoj statističkoj građi za razdoblje nakon 1997. godine. Korištena je Johansen kointegracijska tehnika, a kao aproksimatori efekta dohotka korišten su nacionalni raspoloživi dohodak i realna masa neto plaća, dok su za efekt bogatstva korištene serije CROBEX-a, neto financijskog bogatstva, neto štednje građana i hedoničkog indeksa cijena nekretnina. Rezultati su pokazali kako je moguće pronaći dokaze oba efekta u Hrvatskoj iako su procjene efekta dohotka znatno pouzdanije od efekta bogatstva. Usprkos tome, navedene procjene ukazuju kako se efekt bogatstva ne bi trebao ignorirati kada govorimo o funkciji potrošnje, neovisno o tome radi li se o obrazovnom procesu, ekonomskom istraživanju ili raspravi o ekonomskoj politici.

Ključne riječi

funkcija potrošnje, multiplikator, efekt bogatstva, monetarno popuštanje

JEL klasifikacija

E02,G1,R31

DETERMINANTS OF THE CONSUMPTION FUNCTION IN CROATIA

Abstract

The goal of this paper is to use Croatian data in order to estimate Modigliani's consumption function which incorporates wealth effects together with income effects. We use available quarterly data spanning from 1997 in order to perform Johansen cointegration technique. We use national disposable income and total net wage bill as proxies for income effect and CROBEX, hedonic housing index, net financial wealth and net savings of private sector as proxies for wealth effect. Results have indicated that it is possible to find statistical evidence of existence of both effects in Croatian data and that estimates for income effect look much more robust compared to wealth effect estimates. Therefore, major implication of this result is that we should not ignore wealth effects in education process as well as in discussions of economic policy or economic research.

Key words

consumption function, multiplication, wealth effect, quantitative easing

JEL classification

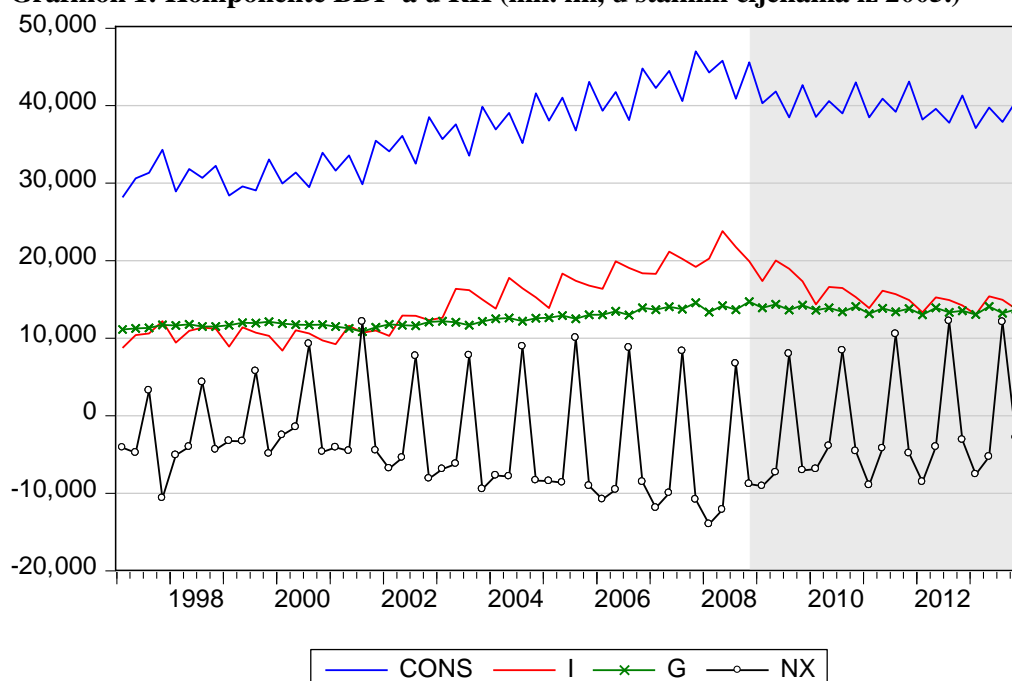
E02,G1,R31

UVOD

U ovome radu procjenjuje funkcija konačne potrošnje kućanstava u Republici Hrvatskoj. Razumijevanje kretanja i determinanti osobne potrošnje najčešće objašnjava razliku između uspješnog i neuspješnog makroekonomskog upravljanja agregatnom potražnjom. Važnost kvalitetnog upravljanja potrošnjom kućanstava posebno dolazi do izražaja u trenutnoj makroekonomskoj situaciji kada BDP na ulazu u predizbornu godinu i nakon šestogodišnje recesije, opada po stopama manjim od 1%.

Udio potrošnje kućanstava od približno 60% BDP-a implicira kako bi se u potrošnji trebao tražiti put za izlazak iz recesije. Međutim, situacija u kojoj se većina građana razdužuje već duži niz godina i u kojoj procedura prekomjernog deficita visi kao "Damaklov mač" korisnicima državnog proračuna, očigledno predstavlja ozbiljnu prepreku ekonomskoj politici koja bi išla u smjeru poticanja osobne potrošnje kao puta za izlazak iz dugogodišnje recesije.

Grafikon 1: Komponente BDP-a u RH (mil. kn, u stalnim cijenama iz 2005.)



Napomena: CONS je potrošnja kućanstava, I su realne investicije, G je državna potrošnja, a NX je neto izvoz, odnosno razlika izvoza i uvoza. Za razdoblje prije 2000. ge napravljen "backcasting" sa stopama rasta za komponente BDP-a u cijenama iz 1997.

Izvor: DZS (2014)

Kada govorimo o teorijskom okviru za razumijevanje potrošnje, standardni udžbenički modeli rađeni u Keynesijanskoj tradiciji najčešće funkciju potrošnje opisuju kao linearnu funkciju raspoloživog dohotka:

$$C = c_0 + c_1(Y - T) \quad (1)$$

Gdje je C osobna potrošnja, Y je dohodak, T porezi, c_0 autonomna potrošnja, a c_1 granična sklonost potrošnji iz raspoloživog dohotka (Y-T).

Promatrajući trenutnu hrvatsku problematiku u kontekstu Keynesijanskog pogleda na potrošnju, jedino što tvorcima ekonomske politike mogu napraviti u situaciji kada BDP (Y) pada je smanjiti poreze (T) kako bi djelovali na rast raspoloživog dohotka. Upravo najavljena mjera Vlade RH o podizanju razine dohotka koji se oporezuje po 40% ide u navedenom smjeru.

Međutim, kako bi razumjeli sve instrumente i alate koji stoje nosiocima ekonomske politike kao instrument poticanja osobne potrošnje, nužno je početi razmišljati izvan okvira dodiplomskih udžbenika iz makroekonomije i na trenutak odmaknuti se od Keynesijanske krivulje potrošnje.

Uzmemo li na trenutak Friedmanov (1957) analitički okvir teorije permanentnog dohotka, funkcija potrošnje u uvjetima izvjesnosti biti će:

$$C = \frac{W_0}{n} + \frac{(Y_1 - T_1)}{n} + \frac{(Y_2 - T_2)}{n} + \dots + \frac{(Y_n - T_n)}{n} = \frac{W_0 + \sum_{t=1}^n (Y_t - T_t)}{n} \quad (2)$$

Gdje je W_0 bogatstvo na početku razdoblja optimizacije, n je očekivan rok trajanja života, a potrošnja C je u biti jednaka zbroju naslijeđenog bogatstva W_0 i očekivanog raspoloživog dohotka do kraja života vijeka podijeljenog sa očekivanim trajanjem života n . Pojednostavljeno rečeno, prema Friedmanu potrošnja je jednaka prosječnom očekivanom dohotku od rada tijekom čitavog očekivanog trajanja života.¹

Kako bi razumjeli implikacije Keynesovog i Friedmanovog pristupa potrošnji jednog kućanstva, najbolje je analizirati primjer dobitka nasljedstva. Prema Keynesu nasljeđivanje velikog iznosa neće djelovati na udio dohotka koji se troši i granična sklonost potrošnji c_1 će ostati ista. Kućanstvo koje je trošilo 60% dohotka na potrošnju, nastaviti će trošiti 60% dohotka na potrošnju i nakon što dobije milijunsko nasljedstvo. Nasuprot tome, prema Friedmanu, jednokratni milijunski dohodak biti će jednoliko raspodijeljen na preostali broj godina života i povećati će trenutnu potrošnju znatno manje u usporedbi sa Keynesovim predviđanjem.

Friedmanova teorija permanentnog dohotka u biti kaže kako privremena povećanja dohotka neće djelovati na potrošnju, a trajna promjena očekivanog prosječnog dohotka hoće. Teorija je samo generalizacija puno jednostavnije Modiglianijeve (1954) teorije životnog ciklusa prema kojoj je potrošnja:

$$C = c_0 W + c_1 (Y - T) \quad (3)$$

Gdje je W bogatstvo, a $Y - T$ je raspoloživi dohodak. Osnovna ideja teorije životnog ciklusa je činjenica kako osobe zarađuju dohodak tijekom 40-45 godina, dok je očekivani vijek trajanja života znatno duži, pa je stoga racionalno da "ispeglaju" potrošnju između radnog vijeka i mirovine pomoću uštedevine koja u biti predstavlja bogatstvo W i koja raste tijekom životnog vijeka sve do umirovljenja.

Osnovna ideja i Modiglianijevog (1954) i Friedmanovog (1957) koncepta promišljanja o determinantama potrošnje je činjenica kako na potrošnju kućanstava, osim raspoloživog dohotka, djeluje i varijabla bogatstva W . Spoznaja o činjenici kako postoje najmanje tri determinante potrošnje kućanstava, logički otvara i pitanje korištenja varijable bogatstva kao instrumenta ekonomske politike.

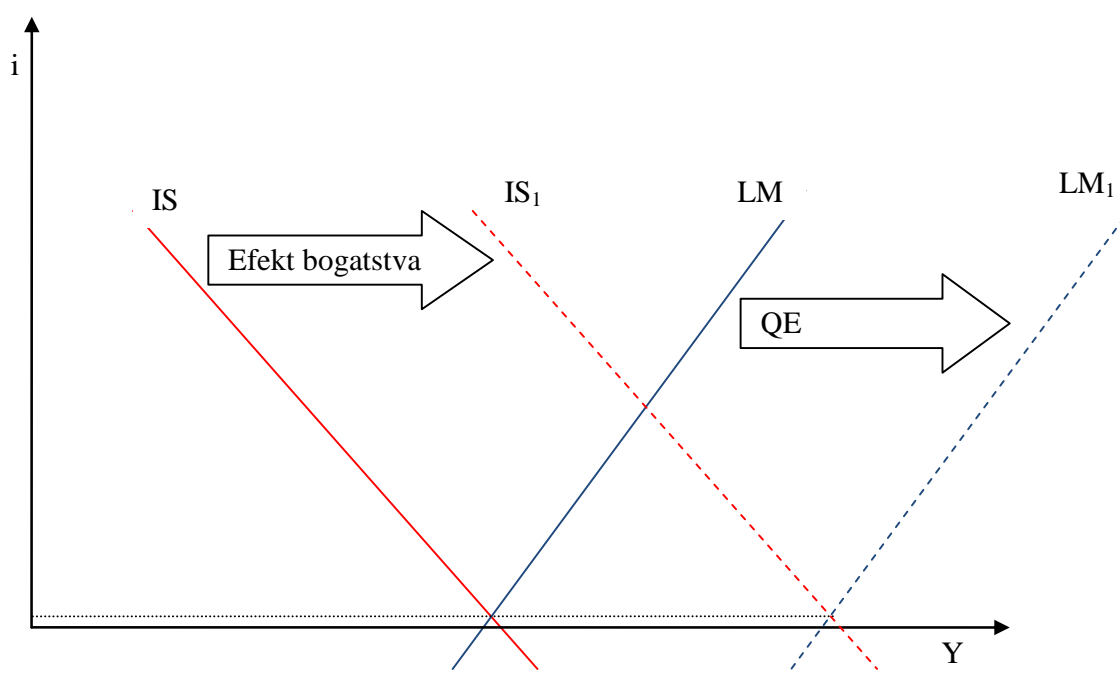
Međutim kako bi mogli početi razmišljati o varijabli bogatstva kao potencijalnom cilju ekonomske politike, važno je približiti teoretsku varijablu empirijskim veličinama koje ju mogu aproksimirati. Kada govorimo o bogatstvu kućanstava, radi se u biti o akumuliranoj uštedevini jedne ili više generacija koja može ili ne mora biti investirana u neki oblik financijske ili realne imovine.

¹ Ovo pojednostavljivanje pretpostavlja kako je kamatna stopa jednaka nuli. Navedena pretpostavka nije realna, ali je napravljena kako bi se formula svela na prostu aritmetičku sredinu očekivanog dohotka tijekom trajanja života. Druga pretpostavka je pretpostavka izvjesnosti, odnosno sigurnosti da će se živjeti n razdoblja. Navedena pretpostavka također nije realna, ali ne djeluje na zaključke onoga na što se želi ukazati u ovome radu. Isto vrijedi i za pretpostavku kako kućanstava ništa neće ostaviti u nasljedstvo slijedećoj generaciji.

Najčešće se radi o financijskom bogatstvu u formi štednje u bankama, ulaganja u dionice ili obveznice; ili realnom bogatstvu koje u slučaju kućanstava u biti znači ulaganje u rezidencijalne nekretnine. Također, valja istaknuti kako je definicija bogatstva u makroekonomskom smislu u biti kategorija neto potraživanja, tako da ukupan novčani iznos uštedevine, dionica, obveznica i nekretnina u biti trebamo umanjiti za kreditne obveze sektora kućanstva.

Pojednostavljeno rečeno, radi se o tome da pored raspoloživog dohotka, indeksi kretanja cijena nekretnina i burzovni indeksi u biti predstavljaju determinante kretanja osobne potrošnje. Sukladno tome, fiskalna ili ekonomska politika koja može djelovati na kretanje cijena imovine indirektno, putem efekta bogatstva djeluje na kretanje potrošnje kućanstava.

Grafikon 2: Uloga efekta bogatstva u zamci likvidnosti i kvantitativno popuštanje

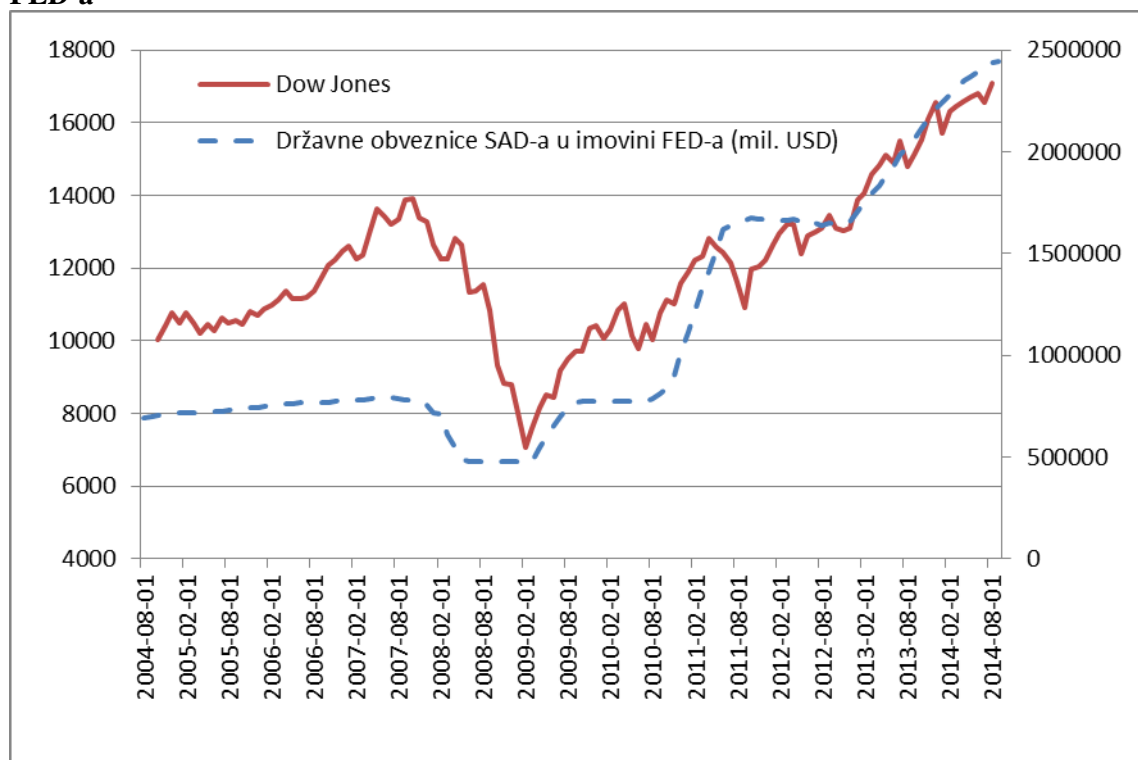


Izvor: Izvod autora

Možda najbolji primjer praktičnog iskorištavanja implikacija Friedmanove i Modiglijanijeve teorije su potezi FED-a nakon početka krize u 2008. godini. FED naime, koristeći politiku monetarnog popuštanja (QE) putem efekta bogatstva pomiče IS krivulju u desno (uz školski pomak LM krivulje u desno).

Npr. Na godišnjoj konferenciji u Jackson Holeu, Wyoming, Bernanke je prilikom najavljanja druge runde kvantitativnog opuštanja (QE2) objasnio kako je plan FED-a kupovina državnih obveznica na otvorenom tržištu sa ciljem da se natjera privatne i institucionalne upravitelje portfelja na restrukturiranje bogatstva iz gotovine u vlasničke vrijednosne papire.² Posljedični rast burzovnih indeksa, prema Bernankeu, trebao je preko efekta bogatstva djelovati na rast osobne potrošnje i zaustavljanje recesije (Feldstein 2011).

² Prema osnovnom portfelju minimalne varijance, svaki oblik imovine u portfelju ima svoj optimalni udio koji upravljači portfelja trebaju održavati u realnom vremenu u kojem su izloženi permanentnim cjenovnim šokovima koji permanentno mijenjaju udjele imovine u portfelju. Kupovina velike količine obveznica od strane FED-a povećati će cijene obveznica, što će natjerati fondove na njihovu prodaju zbog prevelikog udjela u strukturi imovine. Rasprodaja apreciranih obveznica povećati će stvarni udio gotovine iznad optimalne. Posljedično optimalna odluka upravljača portfelja biti će povećanje vlasničkih vrijednosnih papira kako bi portfelj zadržao optimalnu strukturu minimalne varijance (Vidi npr. Rodseth 2000).

Grafikon 3: Kretanje Dow Jones indeksa i vrijednosti državnih obveznica SAD-a u vlasništvu FED-a

Napomena: Oznake originalnih serija su TREST i DJIA

Izvor: FRED (2014)

Prilikom monetarnog popuštanja (QE) važno je istaknuti kako se radi o pomaku IS krivulje putem efekta bogatstva, a ne u kretanju duž IS krivulje kao u Keynesijanskim udžbeničkim modelima gdje pad kamatnih stopa povećava investicije. Po samoj logici stvari ne može se raditi o monetarnoj ekspanziji iz razloga što su se i SAD i Eurozona prije QE politika nalazile u zamci likvidnosti i klasična monetarna ekspanzija nije bila logički moguća. Otuda i naziv monetarno popuštanje, umjesto monetarne ekspanzije.

Matematička argumentacija za pomak IS krivulje je vrlo jednostavna. Dovoljno je u izvođenju multiplikatora u IS krivulji, umjesto Keynesove krivulje potrošnje uvrstiti Modiglianijevu i rezultat će biti:

$$Y = \frac{1}{1 - c_1} (c_0 W - c_1 T + G - d_2 r) \quad (4)$$

Negativni nagib IS krivulje je definiran parcijalnom derivacijom dohotka po kamatnoj stopi $\frac{\partial Y}{\partial r} = -\frac{d_2}{1 - c_1} < 0$, dok se kod efekta bogatstva radi o $\frac{\partial Y}{\partial W} = \frac{c_0}{1 - c_1} > 0$, odnosno pozitivnom (u desno) pomaku IS krivulje.³

Razlika između ekspanzije i popuštanja posebno dolazi do izražaja u uvjetima zamke likvidnosti kada monetarna ekspanzija ne može preko kamatne stope djelovati na sadašnju vrijednost imovine,⁴ tako da

³ Parcijalna derivacija varijable s jedne osi dvodimenzionalnog grafikona po varijabli s druge osi opisuje nagib krivulje za funkciju koja se derivira. Parcijalna derivacija varijable s osi po varijabli koja se ne nalazi na osima opisuje pomak krivulje.

jedini kanal utjecaja ostaje efekt koji restrukturiranje portfelja privatnog sektora (velikih fondova) ima na vrijednost vlasničkih vrijednosnih papira.

Promatramo li navedeno iz perspektive ekonomske politike tada moramo uočiti kako QE osim poticanja potrošnje kućanstava ima i jedan dodatni jako važan efekt. Naime, tjerajući institucionalne investitore na restrukturiranje iz gotovine u vlasničke vrijednosne papire, središnja banka pomaže posrnulom gospodarstvu zaobilazeći poslovne banke koje su u uvjetima visokog rizika prestale s financiranjem posrnulog gospodarstva (tzv. "začepljenje" financijskog sustava).

Prema podacima FED-a, zbog visokog stupnja rizika, višak rezervi (iznad stope obvezne rezerve) u SAD-u iznosi oko 2 500 milijardi USD, iako od kada postoji statistika pa sve do 2008. godine, financijski sustav u SAD-u nije držao rezerve iznad obveznih (FRED 2014). FED je politikom monetarnog popuštanja preko institucionalnih ulagača "zaobišao" financijski sustav i potaknuo povećanje vlasničkog kapitala kroz ulaganja institucionalnih ulagača (fondova) u vlasničke vrijednosne papire.

Očigledno je dakle, kako je monetarno popuštanje imalo dva pozitivna efekta na gospodarstvo. Prvo, djelovalo je na poticanje osobne potrošnje. Drugo, djelovalo je na dokapitalizaciju realnog sektora u uvjetima kada financijski sektor oklijeva od kreditiranja gospodarstva.

Kada govorimo o primjeni QE politika u RH, važno je imati na umu nekoliko važnih dimenzija navedene politike. Prvo, radi se o privremenom (kratkoročnom) povećavanju potrošnje preko efekta bogatstva kako bi se dalo vremena i prostora ostatku ekonomije za restrukturiranje i strukturne promjene. Ovdje nije riječ o razvojnoj politici, nego o privremenoj (antirecesijskoj) politici!

Drugo, FED-ovi potezi su rezultirali padom kamatnih stopa na javni dug, rastom burzovnih indeksa, rastom potrošnje kućanstva pogonjene kapitalnim dobitcima na burzi, rastom investicija financiranih kroz rast kapitala (rast equitija, bez zaduživanja), ali isto tako i snažnom deprecijacijom dolara u odnosu na Euro (Eurozona nije pratila SAD u QE politikama).⁵ U malim otvorenim ekonomijama kao što je Hrvatska, negativne posljedice deprecijacije mogu nadmašiti pozitivne posljedice monetarnog popuštanja (Tica i Nazifovski 2010).

Treće, u Hrvatskoj nema puno istraživanja koja ukazuju na snagu efekata bogatstva u funkciji potrošnje. Naime, vrlo maleni broj istraživača istraživao je funkciju potrošnje općenito (Lovrinčević i Mikulić 2003; Šonje, Časni i Vizek 2012), a efekt bogatstva istraživan je samo za stambeno bogatstvo (Šonje, Časni i Vizek 2012).

Ključan problem primjene monetarnog olakšavanja u RH je dakle otvoreno pitanje djeluje li uopće financijsko bogatstvo (prvenstveno cijene dionica) na potrošnju kućanstva, a ako djeluje, koliko je snažan navedeni efekt. Odnosno, da li je efekt bogatstva dovoljno snažan kako bi se moglo značajno djelovati na ekonomski rast.

Osim toga, treba imati na umu da je Hrvatska visoko eurizirana zemlja, te da svaka deprecijacija dovodi potencijalno do kontrakcije osobne potrošnje preko negativnog efekta bogatstva koji je usko vezan uz deviznu klauzulu (npr. efekt rasta CHF na potrošnju dužnika u sa CHF deviznom klauzulom).⁶ Stoga, čak i ako postoji pozitivna veza između vrijednosti dionica i nekretnina sa osobnom potrošnjom, efekt monetarnog olakšavanja može biti negativan, ako tijekom monetarnog

⁴ Pad kamatne stope izaziva rast sadašnje vrijednosti svih oblika imovine koji generiraju dohodak i imaju višegodišnji vijek trajanja. U zamci likvidnosti kamatna stopa je jednaka nuli, tako da promjena kamatne stope prema dole ne može promijeniti diskontiranu vrijednost dividendi ili renti kada govorimo o nekretninskim indeksima.

⁵ Za sada ECB ne kupuje dug zemalja članica, već je onedavno koncentriran na sekuritizirane obveznice privatnog sektora.

⁶ Vidi Tica i Nazifovski (2010) za efekte deprecijacije na potrošnju kućanstva

olakšavanja parametar f (udio strane imovine u portfeljima) velikih institucionalnih investitora ostane fiksiran.⁷

Ostatak ovoga rada je podijeljen na slijedeći način. U drugom poglavlju je dan kratak pregled literature. Treće poglavlje nudi prikaz podataka korištenih u analizi. Četvrto poglavlje objašnjava metodološke aspekte ekonometrijskih alata korištenih u procjeni, peto poglavlje prezentira procjene, a posljednje poglavlje donosi zaključak.

PREGLED LITERATURE

U pregledu literature ponuđen je pregled nekoliko najvažnijih ekonometrijskih istraživanja funkcije potrošnje u SAD-u, tranzicijskim zemljama i Hrvatskoj. Naime, brojna istraživanja provedena su sa ciljem da se procjeni funkcija potrošnje i to u kontekstu efekta dohotka i efekta bogatstva. Iako u ekonomskoj struci postoji konsenzus kako je efekt bogatstva prisutan, i dalje su otvorene dvojbe oko različitih načina mjerenja bogatstva, snage utjecaja promjene bogatstva na potrošnju, kao i oko mehanizama kroz koje efekt bogatstva djeluje na potrošnju.

Imajući u vidu značaj koji je efekt bogatstva imao za efikasnost monetarnog olakšavanja u borbi protiv recesije, prikladno je započeti pregled literature sa ekonometrijskim istraživanjem Robert J. Shillera koji je dobio Nobelovu nagradu u 2013. godini. Case, Quigley i Shiller (2001, 2011) procjenjuju regresiju na panel podacima za odnos potrošnje, dohotka, te nekretninskog i financijskog bogatstva u razdoblju od 1982. do 1999. i u kasnijoj analizi od 1978. do 2009. u SAD-u.

Osnovni zaključci oba istraživanja nude snažan dokaz koji govori u prilog postojanju efekta bogatstva u SAD-u. Procjena je pokazala kako je utjecaj stambenog (nekretninskog) bogatstva na potrošnju u SAD-u snažan i signifikantan. Također, efekt nekretninskog bogatstva je u svim procjenama konzistentno veći od efekta koji imaju kretanja burzovnog bogatstva na osobnu potrošnju. Također, uspjeli su dokazati simetričnost utjecaja stambenog bogatstva na potrošnju, odnosno efekt je bio jednak kada su cijene kuća rasle i padale.

Rezultati do kojih su došli Case, Quigley i Shiller (2011) slični su procjenama koje su napravili Carrol et al., (2006) za SAD-e, Chen (2006) za Švedsku, Pichette i Tremblay (2003) za Kanadu i Slacalek (2006) za 16 zemalja EU, SAD, Kanadu i Japan. Naravno, postoje i radovi koji su opovrgnuli navedene rezultate: Bassanetti and Zollino (2008) u Italiji, Bertaut (2002) i Dreger and Reimers (2009) na primjeru na primjeru zapadnih industrijskih zemalja, te Ludvig and Slok (2002, 2004) za 16 OECD zemalja.

Kada govorimo o tranzicijskim zemljama i zemljama o razvoju, najzanimljiviji je rad Ciarlone (2012) koji pomoću panel analize procjenjuje utjecaj promjena u realnom i financijskom bogatstvu (procijenjenima stambenim i burzovnim cijenama) na privatnu potrošnju u šesnaest zemalja u Srednjoj i Istočnoj Europi te Aziji. Rezultati su ukazali kako realno i financijsko bogatstvo utječu pozitivno na potrošnju kućanstva u dugom roku, uz elastičnost realnog bogatstva veću od financijskog bogatstva. Ciarlone (2012) također ističe rezultate koji ukazuju na činjenicu kako je učinak (cijene) stambenog bogatstva na potrošnju veći u gospodarstvima u razvoju u odnosu na ona naprednija gospodarstva, dok suprotno vrijedi za učinak financijskog bogatstva.

⁷ Vidi Rodseth (2000) za detalje o određivanju optimalnog udjela strane imovine u portfelju minimalne varijance i isto tako Joyce, Miles, Scott and Vayanos (2012). Prema teoriji portfelja minimalne varijance, moguće je imajući u vidu averziju riziku, kroz optimizaciju prinosa i volatilnosti imovine u portfelju, izračunati optimalan udio svakog oblika imovine u portfelju. Sukladno tome, parametar f označava udio strane imovine u portfelju i ako portfelj naraste za 10%, udio strane imovine, a sa njim i potražnja za stranim novcem porasti će za 10%. Sukladno tome monetarno popuštanje od 10% povećati će potražnju za stranim novcem za 10%. Jedini način da tečaj ostane nepromijenjen nakon monetarnog popuštanja je paralelan pad f -a u trenutku monetarnog popuštanja, a što je poprilično malo vjerojatan razvoj događaja.

U Hrvatskoj najutjecajnije istraživanje je Lovrinčević i Mikulić (2003) koje modelira osobnu potrošnju ECM metodom, na vremenskoj seriji od 1970. do 2002. Rezultati pokazuju kako je granična sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka pozitivna i tijekom cijelog razdoblja iznosi 0,91, dok koeficijent prilagodbe dugoročnoj ravnoteži iznosi 0,64.

Ahec Šonje, Časni i Vizek (2012) analiziraju odnos između stambenog bogatstva i potrošnje u četiri europske posttranzicijskim zemlje: Bugarskoj, Hrvatskoj, Estoniji i Češkoj. Koriste VECM i threshold ECM kako bi utvrdili dugoročnu i kratkoročnu reakciju potrošnje na permanentne promjene stambenog bogatstva. Za Hrvatsku je procijenjena dugoročna elastičnosti osobne potrošnje na neto realne plaće od 0,19. Prilagodba je nelinearna tako da se privatna potrošnja prilagođava dugoročnoj ravnoteži samo kad je stvarna potrošnja ispod fundamentalne razine. Prilagodba je brza i koeficijent prilagodbe iznosi 62% kvartalno. Kada govorimo o nekretninama, procijenjeni ECM pokazuje kako povećanje cijena nekretnina u Hrvatskoj, potiče privatnu potrošnju. Dugoročna sklonost potrošnji iz stambenog bogatstva je 0,10, a kratkoročna sklonost potrošnji iz stambenog bogatstva je 0,14.

KORIŠTENA METODOLOGIJA

U procjeni funkcije realne potrošnje kućanstava korišten je Johansenov pristup kointegracije. Prema teoriji, kointegrirane varijable povezane su u dugom roku, odnosno među njima postoji dugoročna ravnoteža. Kako bi utvrdili postoji li kointegracijski vektor između varijabli za koje testiramo funkciju potrošnje, potrebno je prvo testirati varijable pomoću testa jediničnog korijena (eng. *unit root tests*) (Doldado, Jenkinson i Sosvilla-Rivero 1990).

U radu je korištena standardna proširena verzija Dickey-Fullerovog (ADF) testa koja uključuje dodatne vremenske pomake radi uklanjanja autokorelacije i neparametarski Phillips-Perron (PP) test. SIC (Schwarz *Info Criterion*) je izabran za odabir pomaka, a u Phillips-Perronovu testu primijenjen je i Newey-Westov kriterij propusnosti i Bartlett-Kernelova metoda procjene.

Ukoliko sve serije ne sadrže jedinični korijen, odnosno ako su stacionarne, tada se funkcija potrošnje može procijeniti pomoću metode najmanjih kvadrata i procjena kointegracijskog vektora nije potrebna. Ukoliko su varijable nestacionarne, tada ih podvrgavamo testu kointegracije (Enders 2004).

Varijable su kointegrirane ako i samo ako možemo reformuliranjem osnovnog oblika VAR modela u slučaju n varijabli i pomaka k ,

$$Z_t = \mu_t + A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \psi D_t + u_t$$

definirati takozvani VECM (*vektorski model korekcije odstupanja*) (Asteriou 2006):

$$\begin{aligned} \Delta Z_t &= \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-1} + \psi D_t + e_t \\ \Delta Z_t &= \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + e_t \end{aligned}$$

Pozitivna je karakteristika VAR modela njegova jednostavnost u smislu da nije potrebno klasificirati varijable na endogene i egzogene (Asteriou 2006).

Broj kointegracijskih relacija određuje se na temelju Johansenove procedure koja se temelji na određivanju ranga matrice n koristeći svojstvene vrijednosti procijenjene matrice Π , odnosno $\hat{\Pi}$ iz jednadžbe X. Kod kointegracije sve ovisi o rangu matrice, rang je jednak broju neovisnih kointegracijskih vektora ili broju svojstvenih vrijednosti matrice različitih od nule. Stoga definiramo dvije test veličine, odnosno dva testa koja se koriste za određivanje broja kointegracijskih vektora: test traga matrice svojstvenih vrijednosti i test najveće svojstvene vrijednosti.

KORIŠTENI PODACI ZA RH

U ekonometrijskoj procjeni funkcije potrošnje korišteni su slijedeći statistički podaci: *CONS* – realna agregatna potrošnja kućanstva, *DINC* – raspoloživi dohodak stanovništva, *NWP* – masa isplaćenih plaća, *NFIN* – neto financijska imovina sektora stanovništva, *NSTE* – neto štednja sektora stanovništva, *CROBEX* – dionički indeks Zagrebačke burze i *HEDONIC_RH* – hedonički indeks cijena nekretnina za Hrvatsku. Analiza je provedena na kvartalnim podacima od prvog kvartala 1997 do četvrtog kvartala 2013.⁸

Zavisna varijabla, realna agregatna potrošnja kućanstva je izražena u stalnim cijenama iz 2005. godine. Kako bi proces deflaciranja bio konzistentan, sve varijable su deflacionirane pomoću deflatora osobne potrošnje, a hedonički indeks nekretnina je pomnožen s nominalnim tečajem eura iz razloga što se u RH cijene nekretnina izražavaju u eurima, a potrošnja se mjeri u kunama. Sve varijable su logaritmirane, a realna agregatna potrošnja je desezonirana koristeći metodu *Census X-12* integriranu u *Eviews*.

Neto raspoloživi dohodak (*DINC*) kućanstava je iznos novca koji kućanstvo zaradi, ili dobiva, svake godine nakon poreza i transfera. To predstavlja novac na raspolaganju za kućanstva za trošenje na robu ili usluge i uključuje dohodak od gospodarske djelatnosti, prihodi od imovine socijalne naknade u novcu, a socijalni transferi u naturi (Eurostat 2014).

Realna masa plaća (*NWP*) je varijabla kojom također aproksimiramo raspoloživi dohodak kućanstva, a predstavlja umnožak prosječne mjesečne nominalne plaće (u kn) i zbroja zaposlenih samostalnim djelatnostima, obrtu i pravnim osobama. Nominalna masa plaća korigirana je deflatorom osobne potrošnje (DZS 2014).

Neto financijsko bogatstvo (*NFIN*) je ukupna vrijednost financijske vrijednosti kućanstva, odnosno zbroj njihove ukupne financijske imovine minus obveze. Podaci za neto financijsku imovinu ukratko uključuju novac na transakcijskim i štednim računima, dionice, udjele u mirovinskim i drugim fondovima etc. umanjeno za financijske obveze (uglavnom kredite). Izvorni podaci na godišnjoj frekvenciji preuzeti iz HNB-a (2014), te su potom interpolirani na kvartalnu frekvenciju pomoću metode linearne prilagodbe posljednjoj frekvenciji (eng. *linear-match last frequency*). Prilagodba posljednjoj frekvenciji je bazirana na postupku koji za posljednji kvartal godine umeće godišnju vrijednost, a prva tri kvartala linearno interpolira s obzirom na prijašnje kretanje.

Varijabla neto štednja sektora stanovništva (*NSTE*) uključuje štedne i oročene depozite sektora stanovništva u bankama umanjene za dane kredite sektoru stanovništva (HNB 2014). Kao i neto financijsko bogatstvo, varijabla predstavlja aproksimaciju financijskog bogatstva u funkciji potrošnje i deflacionirana je deflatorom osobne potrošnje.

Indeks cijena nekretnina na zagrebačkoj burzi (*CROBEX*) se također koristi za praćenje promjena u financijskom bogatstvu hrvatskih kućanstava. *CROBEX* je vagani indeks cijena dionica na osnovi tržišne kapitalizacije, pri čemu je težina pojedine dionice ograničena na 15%. U sastav indeksa *CROBEX* ulazi 25 dionica. Indeks je također deflacioniran deflatorom osobne potrošnje. Dnevni podaci su preuzeti sa Internet mjesta Zagrebačke burze (2014) te uprosječivanjem pretvoreni u kvartalne.

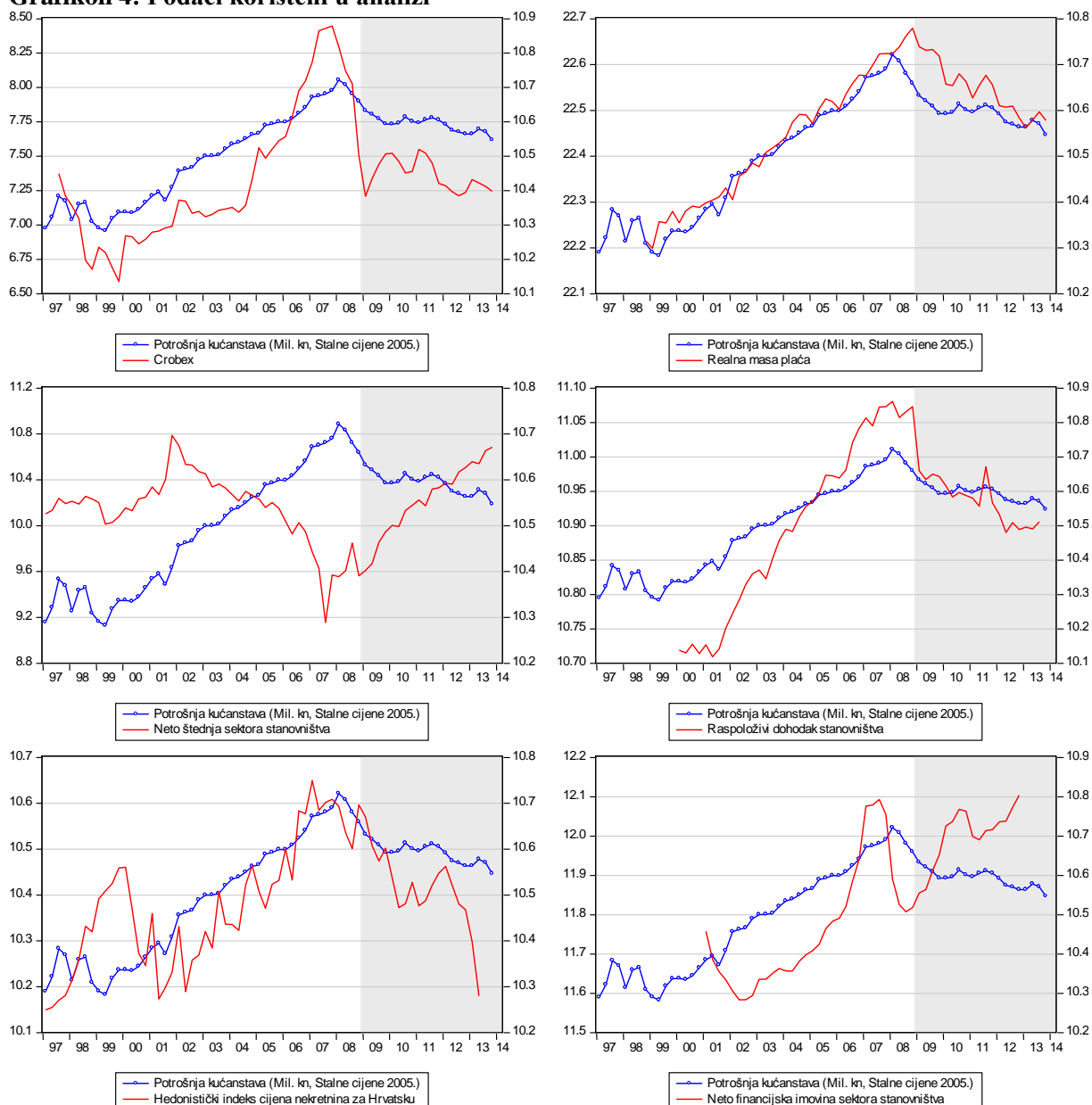
Hedonički indeks cijena nekretnina (*HEDONIC_RH*),⁹ pokazuje kretanje takozvane „čiste“ cijene nekretnina, jer osim cijene u obzir uzima i obilježja nekretnine (veličina stana, stan u zgradi ili kući, balkon, važnost lokacije unutar nekog grada i slično) te omogućuje procjenu promjene prosječne cijena stambenog prostora korigiranog za promjene u strukturi prosjeka. Podaci za indeks cijene

⁸ U razdoblju prije 2000. komponente nacionalnih računa sa "backcastirane" unazad pomoću stopa rasta za seriju u cijenama iz 1997. godine.

⁹ Metodologija izračuna dana u radu: Kunovac D. et al (2008); "Primjena hedonističke metode za izračunavanje indeksa cijena nekretnina u Hrvatskoj" Istraživanje I-20, HNB

nekretnina su deflacionirani sa deflatorom osobne potrošnje i pomnoženi s tečajem EUR/ HRK iz razloga što se cijene nekretnina iskazuju u eurima.

Grafikon 4: Podaci korišteni u analizi



Napomena: Grafikon prikazuje podatke korištene u ekonometrijskoj procjeni nakon logaritmiranja, desezoniranja i deflaciranja. Sivo područje prikazuje razdoblje posljednje recesije.

Izvor: izračun autora, DZS 2014, HNB 2014, Zagrebačka burza 2014, Eurostat 2014.

REZULTATI EKONOMETRIJSKE PROCJENE

Rezultati testova jediničnog korijena upućuju na zaključak kako su sve promatrane varijable integrirane prvog reda I (1), odnosno nestacionarne u razinama, a stacionarne u prvim diferencijama što znači da je potrebno testirati varijable za postojanje kointegracijskog vektora (Tablica 2 i Tablica 3).

Tablica 1 prikazuje procijenjene kointegracijske vektore i rezultate testa traga matrice i test maksimalne svojstvene vrijednosti. Varijabla nacionalni raspoloživi dohodak je u svakom modelu statistički značajna. Te dugoročni MPC varira između 0,68 i 1,11. Utjecaj realne mase plaća je

statistički značajan i pozitivna u dva od tri modela. Ukupno gledajući većina modela je rezultirala procjenama u kojima je efekt dohotka na potrošnju bio pozitivan i statistički signifikantan.

Kada govorimo o efektu bogatstva, napravljene su odvojene procjene sa tri različita pokazatelja koji mogu aproksimirati efekt bogatstva na kretanje potrošnje kućanstava: neto financijskim bogatstvom, neto štednjom kućanstava i realnom masom plaća. Procijenjeni koeficijent za CROBEX je pozitivan u oba slučaja, ali procijenjeni koeficijent znatno odstupa u ovisnosti da li se za efekt dohotka koristi masa plaća ili raspoloživi dohodak. Veličina odstupanja među procjenama ukazuje na potencijalni problem s postojanjem trenda u podacima i/ili postojanošću procjene s obzirom na pretpostavke modela. Poseban problem je činjenica kako u modelu 1 u kojem je efekt CROBEX-a najjači, ostale varijable imaju suprotan predznak od teoretskog očekivanja.

Neto štednja, kao i financijsko bogatstvo imaju pozitivan efekt u jednoj, a negativan efekt u drugoj procjeni. Procijenjeni koeficijenti za neto štednju građana su signifikantni, dok je efekt financijskog bogatstva signifikantan samo u modelu kada je efekt dohotka aproksimiran nacionalnim raspoloživim dohotkom. Efekt nekretninskog bogatstva također ima probleme sa postojanošću procjene. Procjena je signifikantna samo u četiri modela, a od navedena četiri signifikantna modela, samo u jednom je efekt na potrošnju pozitivan. U ostala tri modela, efekt je signifikatno negativan i kreće se u rasponu od -13,15 do -0,1.

Analiza broja kointegrirajući vektora ipak otkriva činjenicu kako u dva modela prema max-eigen statistici ostaje otvoreno pitanje da li uopće postoji dugoročna ravnoteža između promatranih varijabli. Također, 4 od 6 procijenjenih modela implicira mogućnost postojanja više od jednog kointegrirajućeg vektora, što u biti implicira da je u procjenjivanje nužno unijeti dodatna ograničenja na procjenjivane koeficijente, odnosno primijeniti strategiju procjenjivanja više odvojenih relacija (Dibooglu i Enders 1995).

Tablica 1: Rezultati procjene kointegracijskih vektora

Model	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Agregatna potrošnja	C	C	C	C	C	C
Konstatna	720,22	- 0,84	-18,32	3,32	-2,14	-1,01
Nacionalni raspoloživi dohodak				1,04 (0,09)	0,69 (0,04)	1,11 (0,05)
Masa plaća	-28,11 (6,79)	0,34 (0,16)	1,21 (0,06)			
Crobex	8,02 (1,95)			0,06 (0,02)		
Financijsko bogatstvo		- 0,02 (0,04)			0,07 (0,01)	
Neto štednja			0,10 (0,04)			-0,05 (0,01)
Hedonički indeks nekretnina	-13,15 (5,10)	0,38 (0,10)	0,06 (0,12)	- 0,44 (0,07)	0,02 (0,04)	-0,10 (0,05)
Vremenski uzorak	1999Q4 2013Q2	2002Q2 2012Q4	1999Q3 2013Q2	2000Q3 2013Q2	2002Q1 2012Q4	2000Q3 2013Q2
Broj kointegracijskih vektora*						
<i>trace test</i>	3	1	4	3	1	2
<i>max eigenvalue</i>	0	0	1	1	1	2
<i>Broj pomaka</i>	3	4	2	1	3	1

Napomena: standardne pogreške su u zagradama ispod procijenjenih koeficijenata

Izvor: Izračun autora

ZAKLJUČAK

U ovome radu procijenjena je Modiglijanijeva funkcija potrošnje u šest različitih ekonometrijskih modela. Rezultati procjene pokazali su kako postoje snažni dokazi za postojanje efekta dohotka i nešto manje uvjerljivi i postojani dokazi o postojanju efekta bogatstva. Neto raspoloživi nacionalni dohodak, kao i realna masa plaća pokazali su se poprilično važnim i uvjerljivim determinantama kretanja osobne potrošnje što u biti potvrđuje postojanje svojevrzne udžbeničke, Keynesijanske funkcija potrošnje. Nasuprot tome, efekt bogatstva rezultirao je određenim procjenama koje mu govore u prilog, poglavito kada se radi o nerealiziranoj kapitalnoj dobiti na burzi, iako su sve procjene za efekt bogatstva pokazale znatno manju razinu pouzdanosti (robustnosti) na pretpostavke modela.

Sukladno tome, ove procjene prvenstveno treba tumačiti u kontekstu preliminarnih rezultata istraživanja i one ne mogu biti korištene kao podloga za vođenje ekonomske politike niti u kojem slučaju. Osnovna zamisao ovoga rada je prvenstveno poticanje znanstvene rasprave, ali i ekonomskih istraživanja u smjeru osuvremenjivanja pristupa kojim se analizira konačna potrošnja kućanstava kao ključna determinanta BDP-a. Povrh toga, želja autora je ukazati na potrebu osuvremenjivanja nastavnog curriculuma na način koji može objasniti nove trendove u ekonomiji, prvenstveno monetarno popuštanje i efekt bogatstva.

Efekt bogatstva je, barem u nekoj formi prisutan i u hrvatskoj ekonomiji i bilo bi poželjno u budućnosti analizirati njegovu snagu i mogućnosti uporabe ovoga kanala u vođenju antirecesijske i stabilizirajuće ekonomske politike. Sukladno tome vjerujemo kako će ovo preliminarno istraživanje poslužiti kao instrument za poticanje navedene rasprave.

Kada govorimo o dokazima o postojanju efekta bogatstva u kontekstu zagovaranja QE politika u RH, valja imati na umu kako QE vodi ne samo do rasta burzovnih indeksa i osobne potrošnje, nego i do porasta nominalnog tečaja, odnosno deprecijacije. Sukladno tome, treba imati na umu da deprecijacija povratno izaziva negativan efekt bogatstva preko svoga djelovanja na dug stanovništva sa deviznom klauzulom, tako da je malo vjerojatno da bi efekt QE-a u RH imao neto pozitivne efekte na kretanje osobne potrošnje u Hrvatskoj.

Također važno je naglasiti kako treba imati na umu da se kod efekta bogatstva radi o očekivanom budućem dohotku iz razloga što je cijena dionica neto sadašnja vrijednost očekivanih budućih dividendi, a cijena poslovnih nekretnina neto sadašnja vrijednost očekivanih budućih renti. Sukladno tome, očekivanja, pouzdanje, izvjesnost mogu imati veću ulogu u determiniranju potrošnje od kvantitativnih i opipljivih pokazatelja kao što su CROBEX ili Hedonički indeks. Stoga u maloj otvorenoj ekonomiji kao što je Hrvatska, upravljanje očekivanjima, odnosno politika koja omogućuje kredibilno formiranje očekivanja o budućem dohotku može imati isti efekt kao što rast burzovnih indeksa ima u razvijenim bogatstvima.

LITERATURA

- Ahec Šonje, A., Čeh Časni, A., i Vizek, M., 2012, "Does housing wealth affect private consumption in European post transition countries? Evidence from linear and threshold models", *Post-Communist Economies*, 24(1), str. 73-85
- Asteriou, D. (2006.) *Applied Econometrics: A Modern Approach using EViews and Microfit*, Palgrave Macmillan, Hampshire
- Bassanetti, A., Zollino, F., 2008. The effects of housing and financial wealth on personal consumption: aggregate evidence for Italian households. *Bank of Italy Research Paper A12*, pp. 219-249.
- Bertaut, C.C., 2002. Equity prices, household wealth and consumption growth in foreign industrial countries: wealth effects in the 1990s. *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers 724*.
- Carrol, J., Otsuka, M., Slacalek, J., 2006. How large is the housing wealth effect? A new approach. *NBER Working Paper 12746*.
- Case, K. E., Quigley, J. M. and Shiller, R. J. (2001). Comparing Wealth Effects: the Stock Market versus the Housing Market. *NBER Working Paper 8606*.
- Case, K., Quigley, J., Shiller, R., 2011. Wealth effects revisited 1978-2009. *NBER Working Paper 16848*.
- Ciarlone, A 2012. "Wealth effects in emerging economies," *Temi di discussione (Economic working papers) 843*, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427.-431.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, pp. 1057.-1072.
- Dibooglu, A. and Enders, W., 1995. Multiple cointegrating vectors and structural economic models: an application to the French franc/US dollar exchange rate, *Southern Economic Journal*, 1098-1116
- Doldado, J., Jenkinson, T. and Sosvilla-Rivero, S. (1990). Cointegration and Unit Roots. *Journal of Economic Surveys*, 4, pp. 249.-273.
- Dreger, C., Reimers, H.E., 2009. The role of asset markets for private consumption. Evidence from panel-econometric models. *Discussion Papers of DIW Berlin 872*.
- DZS, 2014. Publikacije prema statističkim područjima, Priopćenja, Dostupno na: <http://www.dzs.hr/>
- Enders, W. (2004.) *Applied Econometric Time Series*, 2nd ed. Wiley, New York
- Eurostat, 2014. *Statistic Database*, Dostupno na: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database
- Feldstein, M. 2011. Quantitative Easing and America's Economic Rebound, Project Syndicate, Dostupno na: <https://www.project-syndicate.org/commentary/quantitative-easing-and-america-s-economic-rebound>
- FRED, 2014. *Federal Reserve Economic Data*, St. Louis, FED, USA.
- Friedman, M., 1957. *A theory of the consumption function*. Princeton, NJ: Princeton University Press
- HNB, 2014. Statistički pregled, Duže vremenske serije, Dostupno na: <http://www.hnb.hr/statistika/hstatistika.htm>
- Johansen, S., 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12, 231-254.

- Joyce, M., Miles, D., Scott, A. and Vayanos, D., 2012. Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy – an Introduction. *The Economic Journal*, 122, 271–288.
- Kunovac D. et al (2008); "Primjena hedonističke metode za izračunavanje indeksa cijena nekretnina u Hrvatskoj" *Istraživanje I-20*, HNB
- Lovrinčević, Ž., Mikulić, D. (2003.) Modeliranje osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj. *Ekonomski pregled*. 54 (9-10), str. 725.-759.
- Ludwig, A., Slok, T., 2002. The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries. *IMF Working Paper 02/1*.
- Ludwig, A., Slok, T., 2004. The relationship between stock prices, house prices and consumption in OECD countries. Unpublished manuscript.
- Modigliani, F., Brumberg, R., 1954. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data, in Kurihara, K.K. (eds.), *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press, New Brunswick.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988.). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, pp. 335-46.
- Pichette, L., Tremblay, D., 2003. Are wealth effects important for Canada?. *Bank of Canada Working Paper 30*.
- Rødseth, A., (2000), *Open Economy Macroeconomics*, Cambridge University Press
- Slacalek, J., 2006. What drives personal consumption? The role of housing and financial wealth. *German Institute for Economic Research Discussion Papers 647*.
- Tica, J., Nazifovski, L. 2010. Utjecaj tečajne politike na ekonomsku aktivnost u visoko zaduženoj zemlji, *Tradicionalno savjetovanje – Ekonomska politika Hrvatske u 2011.*, Hrvatsko društvo ekonomista, Opatija.
- Zagrebačka burza, 2014. Trgovinski podaci i statistike, Indeksi, Indeks CROBEX, povijesni podaci, Dostupno na: <http://www.zse.hr/default.aspx?id=44101&index=CROBEX>

PRILOG**Tablica 2: Rezultati ADF testa**

Varijabla	ADF; I(0)			ADF; I(1)		
	T & C	C	None	T & C	C	None
<i>LCONS_SA</i>	0.9755	0.5037	0.9056	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<i>LNWP</i>	0.9452	0.5083	0.7467	0.4807	0.3422	0.0502**
<i>LDINC</i>	0.9712	0.3465	0.9274	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<i>LCROBEX</i>	0.6700	0.3866	0.6671	0.0001*	0.0000*	0.0000*
<i>LNSTE</i>	0.9035	0.6328	0.8247	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<i>LNFIN_A</i>	0.0862	0.6152	0.9134	0.0168*	0.0029*	0.0002*
<i>LHEDONIC_RH</i>	0.7189	0.1827	0.5433	0.3045	0.4181	0.0403*

Napomena: oznaka * predstavlja statističku signifikantnost od 5 %, a oznaka ** statističku značajnost od 10%.
Izvor: izračun autora

Tablica 3: Rezultati PP testa

Varijabla	PP; I(0)		PP; I(1)	
	T & C	C	T & C	C
<i>LCONS_SA</i>	0.9877	0.3438	0.0000*	0.0000*
<i>LNWP</i>	0.9935	0.1837	0.0000*	0.0000*
<i>LDINC</i>	0.9738	0.3508	0.0000*	0.0000*
<i>LCROBEX</i>	0.7181	0.5049	0.0002*	0.0000*
<i>LNSTE</i>	0.9178	0.6554	0.0000*	0.0000*
<i>LNFIN_A</i>	0.1686	0.8019	0.0153*	0.0027*
<i>LHEDONIC_RH</i>	0.8269	0.2736	0.0000*	0.0000*

Napomena: oznaka * predstavlja statističku signifikantnost od 5 %, a oznaka ** statističku značajnost od 10%.
Izvor: izračun autora