

## II. AKTUALNA TEMA

*Željko Lovrinčević\**

### OSOBNNA POTROŠNJA U HRVATSKOJ U RAZDOBLJU 1970.-99.

- Konstrukcija serije i empirijsko modeliranje -

#### 1. UVOD

Proučavanje ponašanja potrošača i otkrivanje zakonitosti kojima se oni rukovode pri donošenju odluka o rasporedu potrošnje kroz različita vremenska razdoblja već je više od 60 godina u samom središtu interesa ekonomista. To i ne čudi kad znamo da osobna potrošnja čini preko 65% bruto domaćeg proizvoda u većini svjetskih gospodarstava i njezine oscilacije značajno utječu na cjelokupno gospodarstvo.

Kako se mijenjala ekonomska misao tako se mijenjao i metodološki pristup u formuliranju agregatne funkcije osobne potrošnje. Sve do konca sedamdesetih godina prevladavao je tzv. klasični ekonometrijski pristup u modeliranju funkcije osobne potrošnje. Bit takvog pristupa je relativno subjektivno određivanje egzogenih i endogenih varijabli te potom odabir egzogenih varijabli na temelju predviđanja pojedinih teorija osobne potrošnje (teorije apsolutnog dohotka, relativnog dohotka, permanentnog dohotka i životnog ciklusa)<sup>1</sup>. Potom slijedi testiranje njihova značenja i otkrivanje eventualnih sustavnosti u ponašanju dobivenih reziduala.

\* Željko Lovrinčević, viši asistent, Ekonomski institut, Zagreb.

<sup>1</sup> Razvitak i kraći pregled rezultata testiranja pojedinih teorija s pregledom literature vidjeti u Lovrinčević (2000.).

Koncem sedamdesetih godina događa se radikalna zaokret kako u makroekonomskoj teoriji, tako i u metodološkom pristupu. U teoriji sve više počinje prevladavati neoklasični pristup, dok se u metodološkom pristupu izdvaja pristup "London school of economics". To je modeliranje nazvano *od općeg prema specifičnom*, dok se stari klasični pristup nazivao *strukturnim pristupom*. Počinje prevladavati pojmovlje iz analize vremenskih serija, a posebnost kod analiziranja funkcije agregatne osobne potrošnje je pristup preko modela ispravljenih grešaka (ECM-error correction mechanism)<sup>2</sup>. Začetke takvog modeliranja nalazimo kod Davidsona i sur. (1978) i to je danas prevladavajući način modeliranja funkcije osobne potrošnje u Velikoj Britaniji i većini europskih zemalja.

S druge strane se razvija pristup izvođenja funkcije agregatne osobne potrošnje agregiranjem funkcija potrošnje svih pojedinaca. Naime, pojedinac raspoređuje svoju potrošnju kroz vrijeme na temelju očekivanih ukupno raspoloživih sredstava tijekom cijelog svog života maksimizirajući ukupnu korisnost. Takva očekivanja su, u pravilu, uvijek racionalna bilo da su formirana u okolišu izvjesnih budućih dohodaka, bilo u okolišu neizvjesne budućnosti koji se naziva i stohastičkim okolišem. Začetnikom ovakvog pristupa modeliranju funkcije osobne potrošnje smatra se Hall (1978) i ovaj pristup uglavnom dominira u američkoj ekonomskoj literaturi.

U ovom radu je prikazano testiranje valjanosti Hallova modela slučajnog hoda (random walk) u osobnoj potrošnji na primjeru Republike Hrvatske za razdoblje 1970.-99., te modeliranje pomoću vektora ispravljenih grešaka ECM (error correction mechanism). U suštini ovaj rad bi trebao kroz modeliranje slučajnog hoda dati odgovor na pitanje ponašaju li se kućanstva racionalno kad donose odluke o rasporedu osobne potrošnje kroz vrijeme ili ne. S druge strane modeliranje preko ECM-a daje odgovor o postojanju dugoročnog ravnotežnog udjela stope štednje iz

---

<sup>2</sup> U literaturi se često susreće i drugi naziv - vektor ispravljenih grešaka - VEC (vector error correction).

tekućeg dohotka za kućanstva u Hrvatskoj i valjanosti teorije permanentnog dohotka.

Ovaj rad bi trebao pružiti i dodatnu statističku podlogu za proučavanje drugih gospodarskih fenomena. Naime, za potrebe ovog rada je konstruirana, uz korištenje više parcijalnih izvora, serija osobne potrošnje i raspoloživog dohotka u tekućim i stalnim cijenama za razdoblje od 1970. do 1999. godine, koja do sada nije postojala u Republici Hrvatskoj. Sama dužina vremenskih serija i konzistentna metodologija pri njihovu konstruiranju (prema System of National Accounts-1993) otvaraju mogućnost uporabe u sličnim ekonomskim istraživanjima.

U suštini ovo je prvi pokušaj testiranja Hallove hipoteze permanentnog dohotka s racionalnim očekivanjima (random walk model) s jedne strane, te testiranja valjanosti formuliranja funkcije osobne potrošnje preko modela ispravljenih grešaka (ECM) u Republici Hrvatskoj s druge strane.

Rad se sastoji od četiri osnovna dijela. U prvom dijelu prikazan je metodološki okvir za obračun osobne potrošnje sektora kućanstava kojim se dolazi do dviju osnovnih kategorija koje su bitne u proučavanju osobne potrošnje. To su kategorije raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju. Metodološki okvir se u potpunosti temelji na standardima System of National Accounts (SNA-1993) i European System of Accounts (ESA-1995). Potom su u drugom dijelu prikazane metodološke osnove dosadašnjih anketnih istraživanja u Republici Hrvatskoj o sektoru kućanstava po pojedinim vrstama anketnih istraživanja od 1970. godine do danas. Usporedivost koncepata iz dosadašnjih istraživanja u Hrvatskoj s metodološkim okvirom predloženim u SNA 1993 nije potpuna, te su bile nužne dodatne korekcije da bi se došlo do kategorija raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju, koje čine osnovu za modeliranje funkcije osobne potrošnje.

U trećem dijelu prikazan je način na koji je konstruirana serija osobne potrošnje i raspoloživog dohotka za Hrvatsku. To stoga, što i nakon usklađivanja metodološkog okvira, do 1988. godine još uvijek postoje samo obuhvatne petogodišnje Ankete o potrošnji domaćinstava koje su službeno bile projicirane na razinu totala (ukupne osobne potrošnje), dok za međurazdoblja postoje pojedina parcijalna istraživanja na godišnjoj razini koja nisu bila projicirana na razinu totala. Takva godišnja istraživanja su: Anketa o porodičnim budžetima tročlanih i četveročlanih kućanstava, Anketa o individualnom poljoprivrednim gospodarstvima i godišnja Anketa o potrošnji domaćinstava koja se temeljila na mnogo manjem uzorku od petogodišnje. Zato je dodatno opisan način na koji su dobiveni totali za ukupnu osobnu potrošnju u međurazdobljima u Republici Hrvatskoj na osnovi brojnih indikatora. Godine u kojima su postojale obuhvatne petogodišnje Ankete o potrošnji kućanstava (npr. 1978., 1983., 1988., 1998.) koristile su se kao čvrsta i pouzdana sidra u konstrukciji serija osobne potrošnje i raspoloživog dohotka jer za te godine postoje službeni podaci o veličini ukupne osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj i samo je trebalo uskladiti metodološki okvir prema konceptu raspoloživog dohotka u SNA 1993. Serije raspoloživog dohotka, izdataka za osobnu potrošnju i tekuće štednje kao razlike između dohotka i potrošnje, prikazane su u stalnim cijenama 1990. godine, pa je moguće usporediti veličinu osobne potrošnje i blagostanja tijekom tridesetogodišnjeg razdoblja. Ovo je prvi takav pokušaj konstruiranja serija raspoloživog dohotka i osobne potrošnje u stalnim cijenama.

U četvrtom dijelu su empirijski testirani Hallov model slučajnog hoda za Republiku Hrvatsku, te model ispravljenih grešaka (ECM) uz uporabu serija raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju u Republici Hrvatskoj.

## 2. METODOLOŠKI OKVIR SNA - 1993 I SEKTOR KUĆANSTAVA

Sustav nacionalnih računa SNA-1993 sastoji se od sveobuhvatnog, konzistentnog i integriranog skupa makroekonomskih računa, bilanci stanja i tablica, utemeljenih na međunarodno dogovorenim pojmovima, definicijama, klasifikacijama i računovodstvenim pravilima<sup>3</sup>. Sustav razlikuje šest osnovnih sektora u koje su grupirane institucionalne jedinice. To su sektor nefinancijskih poduzeća, sektor financijskih ustanova, sektor ukupne države, sektor kućanstava, sektor neprofitnih ustanova koje pružaju usluge sektoru kućanstava i sektor inozemstva. Za svaki od gore navedenih sektora sastavljaju se sljedeće vrste računa:

- a) Tekući računi;
- b) Računi akumulacije;
- c) Bilance stanja.

Svaki račun na lijevoj strani bilježi uporabe, odnosno smanjenja vrijednosti, a na desnoj izvore, odnosno povećanja vrijednosti promatrane statističke jedinice. Ista pravila vrijede kod sastavljanja računa za svaki sektor, a za sve sektore se sastavljaju istovrsni računi, tako da opisana metodološka rješenja vrijede kako za sektor kućanstava tako i za sve ostale sektore<sup>4</sup>. U nastavku je prikazan sadržaj i osnovna podjela gore navedenih računa za potrebe ovog rada kao uvod u koncept raspoloživog dohotka i konstruiranje serije raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju za Republiku Hrvatsku.

---

<sup>3</sup> SNA-1993, str. 53.

<sup>4</sup> Detaljan prikaz svih metodoloških rješenja i pravila koja se tiču vrednovanja transakcija, vremena bilježenja, imputiranja vrijednosti transakcija kad ne postoje eksplicitne tržišne vrijednosti za pojedinu transakciju i slično, vidjeti u SNA 1993 ili ESA 1995.

a) *Tekući računi* bilježe promjene koje se odnose na proizvodnju, raspodjelu dohotka i uporabu dohotka. Stoga i postoje tri osnovne vrste tekućih računa: *račun proizvodnje* u kojem se bilježi nastanak stvorene dodane vrijednosti u gospodarskom sustavu, *računi raspodjele dohotka* koji bilježe različite transakcije kojima se bilježi raspodjela stvorene dodane vrijednosti iz računa proizvodnje, te na koncu *račun uporabe dohotka* koji bilježi načine na koji se raspoloživi dohodak, koji ostaje na raspolaganju pojedinom sektoru nakon raspodjele, troši. Račun raspodjele dohotka se nadalje sastoji od tri glavna podračuna: to su *račun primarne raspodjele dohotka* koji se naziva i bilanca primarnih dohodaka, *račun sekundarne raspodjele dohotka* i *račun preraspodjele dohotka u naturi*. Račun sekundarne raspodjele dohotka je za nas osobito zanimljiv, jer za izravnavajuću stavku ima *raspoloživi dohodak*. Taj raspoloživi dohodak čini izvor na *računu uporabe raspoloživog dohotka*. Ukoliko se raspoloživom novčanom dohotku dodaju i transferi u naturi za koje netko drugi snosi izdatke, ali ne konzumira finalnu uslugu ili dobro, kao npr. zdravstvo i školstvo koje plaća sektor države, a troši sektor kućanstava, tada govorimo o *računu prilagođenog raspoloživog dohotka*. U praktičnim analizama se najčešće susreće samo račun raspoloživog dohotka.

Račun uporabe dohotka je važan za naše istraživanje jer se na lijevoj strani računa kao izvor nalazi raspoloživi dohodak koji pokazuje ukupnu vrijednost sredstava iz tekućeg razdoblja koja pojedinom sektoru, u našem slučaju sektoru kućanstava, stoji na raspolaganju za potrošnju, odnosno štednju. Kako je račun uporabe dohotka od presudnog značenja u ovom radu, kasnije će nešto detaljnije biti prikazan metodološki okvir koji opisuje način kako se od računa primarne raspodjele dohotka stiže do koncepta raspoloživog dohotka kao izvora za potrošnju na računu uporabe dohotka. Izravnavajuća stavka na računu uporabe dohotka je štednja, koja se kasnije prenosi kao početna stavka u sljedećoj velikoj skupini računa. To su računi akumulacije.

**b) Računi akumulacije** prikazuju sve promjene u vrijednosti ukupne aktive, pasive i neto vrijednosti pojedinog sektora u tekućem razdoblju. Aktiva se konvencionalno prikazuje na lijevoj strani, pasiva na desnoj kao i neto vrijednost. Početna stavka u prvom od računa akumulacije (kapitalni račun) je tekuća štednja koja se prenosi kao zatvarajuća stavka iz skupine tekućih računa, konkretno računa uporabe dohotka. Računi akumulacije obuhvaćaju dvije velike osnovne grupe računa. Prva grupa računa obuhvaća transakcije koje mijenjaju vrijednost aktive i pasive, a rezultat su procesa donošenja odluka subjekata o investicijama (realnim i financijskim). Stoga prvu grupu čine dva osnovna računa: *kapitalni račun* i *financijski račun*. Kapitalni račun bilježi promjene nefinancijske aktive i kapitalnih transfera, te ima za izravnavajuću stavku neto promjenu vrijednosti uslijed štednje i neto kapitalnih transfera. Financijski račun bilježi transakcije financijskim instrumentima. Kao otvarajuću stavku ima stavku koja se prenosi iz kapitalnog računa (neto promjena vrijednosti uslijed štednje i neto kapitalnih transfera). Zatvarajuća stavka na financijskom računu je neto pozajmljivanje/uzajmljivanje, koja pokazuje kolika je razlika između tekuće štednje pojedinog sektora i investicija pojedinog sektora. Financijski račun u cjelini pokazuje kako se financira veća/manja štednja od investicija po pojedinom sektoru, a za gospodarstvo u cjelini ta razlika je jednaka tekućem deficitu bilance plaćanja.

Druga velika grupa računa akumulacije bilježi promjene u aktivni i pasivi koje su nastale uslijed čimbenika drugačijih od transakcija akumulacije zabilježenih u prethodnoj skupini. To su u pravilu događanja koja se ne mogu predvidjeti, a imaju utjecaj na veličinu aktive i pasive u bilancama sektora. Takva su primjerice otkrića podzemnih bogatstava, ratna razaranja, poplave, požari i slično. U toj skupini postoje dva osnovna računa: račun ostalih promjena u obujmu aktive i račun revalorizacije.

Računi akumulacije nisu toliko značajni za proučavanje ponašanja sektora kućanstava kao što je to slučaj kod tekućih računa, posebice računa raspoloživog dohotka, a i nedostatan su statistički izvori za njihovo sastavljanje u hrvatskim prilikama.

c) Posljednja velika skupina računa pored gore navedenih tekućih računa, i računa akumulacije su *bilance stanja*. Bilanca stanja pokazuje stanje imovine i obveza, te neto vrijednost pojedinog sektora, odnosno nacionalnog gospodarstva u cjelini u određenom trenutku (najčešće koncem kalendarske godine). Postoje početna bilanca stanja i završna bilanca stanja. Razlike između završne i početne bilance stanja proizlaze iz transakcija navedenih u računima akumulacije koje prikazuju tok, dok su bilance - računi stanja.

Kako je već ranije rečeno, za potrebe ovog rada od posebne važnosti su serije raspoloživog dohotka i izdataka za potrošnju, pa je stoga u nastavku detaljnije obrađen sam metodološki okvir kojim se dolazi do kategorija raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju.

### **3. KONCEPT RASPOLOŽIVOG DOHOTKA<sup>5</sup>**

#### **3.1. Račun primarne raspodjele dohotka i primarni dohodak**

Primarni dohodak je dohodak koji pritječe kućanstvima kao rezultat njihove uključenosti u proces proizvodnje ili vlasništva nad imovinom. Njima su obuhvaćene sljedeće kategorije:

- Naknade zaposlenicima;
- Poduzetnički dohodak;
- Vlasnički dohodak.

(i) Naknada zaposlenicima se definira kao ukupno plaćanje poslodavca (u novcu i naturi) zaposleniku za njegov izvršeni rad. Tu ubrajamo:

- plaće i nadnice te dodatna plaćanja kao što su plaćanja stana, ili plaćanja za pokriće troškova prijevoza s i na posao, jednokratne

---

<sup>5</sup> Definicije korištene u ovom odjeljku preuzete su iz System of National Accounts 1993 (poglavlja VII. i VIII.).



stimulacije, te nadoknade, nagrade i napojnice koje primaju zaposlenici. Socijalne koristi zaposleniku koje poslodavac izravno plaća (npr. plaćanje obrazovanja) ne bilježe se kao primarni, već kao sekundarni dohodak;

- primanja (ili dohodak) u naturi koje poslodavci daju zaposlenicima;
- socijalne doprinose poslodavaca u korist zaposlenika.

**(ii)** Poduzetnički dohodak je u pravilu teško mjeriti, prije svega, zbog same definicije te vrste dohotka. Važno je za subjekte koji imaju takvu vrstu dohotka da naprave jasno razgraničenje između onoga što se odnosi na račun poduzeća i onoga što se treba uključiti u privatne račune kućanstva. Klasičan primjer su dohoci obrtnika i samostalnih profesija.

U nacionalnim računima, dohodak samozaposlenih osoba (proizišao iz mješovitog dohotka ili poslovnog viška) jednak je neto dodanoj vrijednosti (proizvodnja - intermedijarna potrošnja - potrošnja fiksnog kapitala) od koje se oduzima naknada zaposlenicima (obveza na ime) i porezi na proizvodnju. Sve subvencije (potraživanja) se pribrajaju.

**(iii)** Vlasnički dohodak je dohodak koji primaju vlasnici financijske ili neopipljive imovine kao naknadu za stavljanje financijskih sredstava ili druge imovine na raspolaganje drugim sektorima. Tu valja uključiti sljedeće komponente dohotka:

- kamata u obliku dohotka koji se prima za određenu vrstu financijske imovine, kao što su depoziti, vrijednosni papiri osim dionica, krediti i ostala potraživanja;
- dividende koje primaju vlasnici dionica i raspodijeljena dobit poduzeća.

U nacionalnim računima, ova kategorija obuhvaća i određene vrste dohodaka koje se u većoj mjeri ne odnose na kućanstva i koje je teško procijeniti:

- reinvestirana dobit na izravne strane investicije;
- investicije koje se pripisuju vlasnicima polica osiguranja;
- rente na zemlju i ostalu imovinu (npr. tantijeme na podzemnu aktivu).

### **3.2. Račun sekundarne raspodjele dohotka**

Sekundarna raspodjela dohotka odnosi se na tekuće transfere koji su "transakcije u kojima jedna institucionalna jedinica (npr. kućanstvo ili vladine jedinice) pruža dobro, uslugu ili imovinu drugoj jedinici bez primanja bilo kakvog dobra, usluge ili imovine od druge jedinice zauzvrat, što bi predstavljalo protustavku". Račun sekundarne raspodjele dohotka kao početnu stavku na strani izvora ima saldo primarnih dohodaka iz računa primarne raspodjele dohodaka koji je prethodio računu sekundarne raspodjele dohodaka. Tekući transferi obuhvaćaju:

- Tekuće poreze na dohodak, dobit, bogatstvo i sl.;
- Socijalne doprinose i primanja;
- Ostale tekuće transfere.

**(i)** Očito je da se tekući porezi na dohodak, dobit, bogatstvo i sl., javljaju na strani uporabe kod sektora kućanstava. Definicija ove vrste transakcija obično ne predstavlja nikakav problem budući su to obvezna plaćanja koje kućanstvo izvršava u korist države. Ti se porezi obračunavaju na ukupan dohodak kućanstva, tj. na dohodak od neke aktivnosti (uključujući vlasnički dohodak i dohodak samozaposlenih osoba), mirovine, itd. Ostali tekući porezi mogu se odnositi na kapital ili ne moraju imati nikakve izravne veze s razinom dohotka ili imovine kućanstva.

**(ii)** Za kućanstva, socijalni doprinosi i primanja bilježe se na strani uporabe kad transakcija predstavlja tok od kućanstava prema ostalim sektorima, odnosno na strani izvora u suprotnom slučaju.

Doprinosi mogu plaćati poslodavci u ime zaposlenika, sami zaposlenici ili samozaposlene osobe u svoje vlastito ime. Plaćaju se fondovima socijalnog osiguranja, osiguravajućim društvima i mirovinskim fondovima u sektoru poduzeća kako bi se osigurala socijalna zaštita za pojedince.

Socijalna primanja mogu se podijeliti na:

- primanja od socijalnog osiguranja (ili socijalna pomoć) u novcu u što su uključena bolovanja, invalidnine, primanja vezana uz majčinstvo, obiteljska primanja, naknade vezane uz nezaposlenost, starosne ili obiteljske mirovine, itd.;
- primanja od privatnog socijalnog osiguranja<sup>6</sup> kao nadoknade zbog razloga koji su slični ranije spomenutim;
- socijalna primanja koja pruža poslodavac kao što su, na primjer, plaćanja za obrazovanje djece<sup>7</sup> ili plaćanja dodatka na starosnu mirovinu, itd.;
- plaće i nadnice koje poslodavac plaća u slučaju bolesti, majčinstva, itd.

**(iii)** Ostali tekući transferi se, prije svega, odnose na sheme neživotnog osiguranja kod kojih se neto premije koje plaćaju kućanstva bilježe kao uporaba, a potraživanja nastala prema ugovoru o osiguranju se bilježe kao izvori. U ovu kategoriju također se ubrajaju transferi neprofitnim institucijama koje pružaju usluge kućanstvima (NPUSK) kao što su donacije (bilježe se na strani uporabe) i transferi među kućanstvima koji se bilježe na strani uporabe ili izvora ovisno o tome daje li kućanstvo

---

<sup>6</sup> Da bi se smatrale socijalnim doprinosima i primanjima, plaćene premije, kao i potraživanja za nadoknadu od strane kućanstava moraju biti obvezna, ili po sili zakona ili pod uvjetima i pravilima zaposlenja. Shodno tome, police osiguranja koje privatno uzimaju pojedinci se ne uključuju. One se tretiraju kao tekući transferi.

<sup>7</sup> Radi lakšeg prikupljanja podataka u anketama o potrošnji u kućanstvima, ova vrsta dohotka može se uključiti u naknadu zaposlenicima.

transfer ili ga prima. Konačno, kazne koje plaća kućanstvo stavljaju se na stranu uporabe.

Izravnavajuća stavka na računu sekundarne raspodjele dohotka je raspoloživi dohodak i on se kao početna stavka na strani izvora prenosi na račun uporabe dohotka.

### 3.3. Račun uporabe dohotka

U nacionalnim računima *raspoloživi dohodak* se računa kao razlika između ukupnih izvora i uporaba primarnog dohotka i neto tekućih transfera. On se kao zaključna stavka s računa sekundarne raspodjele dohotka prenosi kao otvarajuća stavka na strani izvora na račun uporabe dohotka. Pod uporabama se bilježe svi izdaci za osobnu potrošnju po pojedinoj vrsti izdataka (hrana, piće, odjeća itd.). Razlika između raspoloživog dohotka koji čini izvor i izdataka za potrošnju koje čine uporabe, daje iznos *tekuće štednje*. Tekuća štednja je izravnavajuća stavka na računu uporabe dohotka i prenosi se kao početna stavka u skupini računa akumulacije.

*Prilagođeni raspoloživi dohodak* kućanstava izvodi se dodavanjem vrijednosti primljenih socijalnih transfera u naturi vrijednosti raspoloživog dohotka. Ove transfere u naturi pružaju jedinice državne vlasti ili neprofitne ustanove koje služe kućanstvima. Stoga možemo govoriti pored računa uporabe raspoloživog dohotka i o računu uporabe prilagođenog raspoloživog dohotka. Razlika je jedino u vrijednosti socijalnih transfera u naturi no kako se i strana izvora povećava za iznos transfera a strana uporaba se povećava za isti iznos potrošnje takvih vrsta usluga (zdravstvo, školstvo), ukupni iznos štednje iz tekućeg dohotka se ne mijenja.

Dio dohotka kućanstva sastoji se od nenovčanih naknada. To su dohoci u naturi i imputirana stambena renta kod vlasnika stanova. Uistinu, ove

usluge se konzumiraju, ali jednako doprinose porastu razine izvora kućanstava i njihovog "blagostanja". Stoga se radi dvostruka imputacija (na strani izdataka za potrošnju i na dohodovnoj strani) u svrhu osiguravanja konzistentnosti između uporaba i izvora.

Slično se postupa i s koristima u naturi koje se dodaju naknadama od rada. Međutim, imputirana renta se ne tretira na isti način. U nacionalnim računima, ona nije uključena izravno na računu raspoloživog dohotka već se pojavljuju u okviru izvora na računu proizvodnje (i stoga utječe na razinu dodane vrijednosti) i, u okviru finalne potrošnje, na računu uporabe dohotka.

#### **4. PREGLED DOSADAŠNJIH ANKETA O POTROŠNJI I NJIHOV METODOLOŠKI OKVIR**

U ovom dijelu rada dan je pregled postojećih izvora podataka koji se odnose na problematiku osobne potrošnje i njenog financiranja u Republici Hrvatskoj. U širem smislu predmet proučavanja je sektor kućanstava, jer su se pojavljivala i istraživanja koja nisu imala za cilj utvrditi samo izvore financiranja i razine potrošnje, već općenito razine blagostanja stanovništva. Izvori podataka su prikupljeni raznovrsnim anketama sektora kućanstava.

Anketama su se prikupljali podaci o prihodima prema izvorima, podaci o rashodima prema namjeni potrošnje i podaci o važnijim elementima uvjeta života i životnog standarda poput uvjeta stanovanja i opskrbljenosti kućanstava trajnim potrošnim dobrima. Anketama su obrađivane pojedine populacije, pa su postojale Anketa o individualnim poljoprivrednim gospodarstvima<sup>8</sup>, Anketa o porodičnim budžetima tročlanih i četveročlanih radničkih kućanstava, koje su od 1983. objedinjene u jednu anketu koja je provedena pod naslovom Anketa o

---

<sup>8</sup> Od 1972. godine anketa se provodila pod naslovom Anketa o seoskim domaćinstvima.

potrošnji domaćinstava. Periodičnost i obuhvatnost anketa također su bili različiti. Petogodišnje ankete o potrošnji domaćinstava temeljile su se na većim uzorcima i koristile su se za obračun bilanci ukupne osobne potrošnje stanovništva u bilancama bivše države, što znači da su bile projicirane na razinu totala. Jednogodišnje ankete o potrošnji domaćinstava, kao i ankete o porodičnim budžetima tročlanih i četveročlanih radničkih kućanstava i ankete o individualnim poljoprivrednim gospodarstvima nisu bile korištene za projekcije na total, već za druge namjene. To je prvenstveno bilo praćenje standarda gradske populacije s jedne i seljačke populacije s druge strane. Rezultati anketa su se koristili i za izračunavanje pondera u indeksu troškova života. U nastavku je prikazan pregled anketa koje su se provodile u pojedinom razdoblju, te osnovni elementi istraživanja poput periodičnosti, metode, te osnovnih kategorija koje su anketom dobivane. Kao izvor informacija korišteni su Statistički ljetopisi (godišnjaci) RH 1970.-99. godine.

### ***Anketa o osobnoj potrošnji stanovništva***

Anketa o osobnoj potrošnji stanovništva je bila najobuhvatnija i provodila se svakih pet godina, počevši od 1963. godine. Posljednji put je provedena 1988. godine. Rezultati istraživanja su projicirani na razinu totala i korišteni za izračunavanje agregatnih veličina u privrednim bilancama bivše države. Ove ankete čine okosnicu pri konstrukciji serije osobne potrošnje za Hrvatsku, jer su službeno bile projicirane na razinu totala. Uz metodološka prilagođavanja prema načelima sustava SNA 1993 o kojima će biti riječi u nastavku, daju pouzdane podatke o kretanju serija raspoloživog dohotka i osobne potrošnje u godinama u kojima su provedene.

Istraživanja su provedena 1963., 1968., 1973. i 1978. godine. Godine 1973. i 1978. naziv istraživanja je bio Anketa o prihodima, rashodima i potrošnji domaćinstava, a 1983. i 1988. godine Anketa o potrošnji domaćinstava (APD). Osnovi elementi istraživanja su sljedeći:

- Periodičnost: petogodišnja.
- Domaćinstva: sve kategorije i tipovi domaćinstava (poljoprivredna, mješovita i nepoljoprivredna domaćinstva).
- Uzorak: Korišten je dvoetafni stratificirani uzorak. U prvoj etapi je odabran određen broj popisnih krugova slučajnim izborom, a u drugoj etapi, u tim krugovima s ažuriranim i identificiranim skupom domaćinstava, izvršen je izbor domaćinstava za anketiranje, jednostavnim slučajnim izborom bez ponavljanja i jednakom vjerojatnošću izbora.
- Metoda: Korištena je metoda intervjua, anketiranjem.
- Veličina uzorka: veličina uzorka se mijenjala tijekom godina, a oscilirala je oko 3000 kućanstava.

Za ukupna domaćinstva i po kategorijama domaćinstava (poljoprivredna, mješovita, nepoljoprivredna: ukupno i od toga radnička) prikupljene su sljedeće kategorije: raspoloživa i upotrijebljena sredstva, osobna potrošnja domaćinstava po domaćinstvu, po jednom članu domaćinstva i po osnovnim kategorijama (prehrana, piće i pušenje, odjeća i obuća, stan i održavanje, ogrjev i rasvjeta, pokućstvo i oprema za domaćinstvo, higijena i zdravlje, kultura i razonoda, promet i PTT usluge i ostali troškovi).

### **Anketa o individualnim poljoprivrednim domaćinstvima (Anketa o seljačkim domaćinstvima od 1972.) = ASD**

Anketa je provedena kontinuirano od 1960. do 1983. Cilj je bio praćenje kretanja standarda poljoprivrednih domaćinstava te strukturna promjena prihoda i rashoda. Anketirana su domaćinstva koja su prema usvojenim kriterijima posjedovala individualno poljoprivredno gospodarstvo. Rezultati ovih anketa se nisu projicirali na totale u smislu izračuna ukupne osobne potrošnje, već su prvenstveno korišteni za izračun bilance poljoprivredno-prehrambenih proizvoda i kategorije koja

se zove proizvodnja za vlastitu potrošnju. Riječ je primjerice o uzgoju stoke, voća, povrća i slično za vlastitu osobnu potrošnju. Ranije je već spomenuto, ta kategorija čini jednu od sastavnica ukupne osobne potrošnje, a naziva se naturalnom potrošnjom. Rezultati ovih istraživanja su korišteni pri konstrukciji serije osobne potrošnje u godinama kad nije bilo velike petogodišnje ankete, za razdoblje do 1983., za procjenu veličine ukupno raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju poljoprivrednih domaćinstava. Osnovni elementi istraživanja su sljedeći:

Periodičnost: mjesečno prikupljanje redovnom anketom.

Domaćinstva: samo dvije osnovne kategorije domaćinstava (poljoprivredna i mješovita).

Uzorak: do 1964. godine primijenjen je bio kvota-uzorak, pri čemu su pojedine kategorije gospodarstva bile proporcionalno zastupljene, kao i u osnovnom skupu utvrđenom propisom. Od 1965. godine na dalje, primjena novog, dvoetapnog uzorka u kojem je izbor obiju etapa obavljen na slučajan način.

Metoda: intervju, putem anketara.

Veličina uzorka: mijenjala se tijekom godina, a oscilirala je oko 750 domaćinstava.

Za domaćinstva su prikupljene sljedeće osnovne kategorije: za ukupna domaćinstva godišnji prosjek na jednog člana domaćinstva, dohodak i osobna potrošnja individualnih poljoprivrednih domaćinstava po osnovnim kategorijama (prehrana i piće, duhan, odjeća i obuća, stan, ogrjev i rasvjeta, oprema domaćinstva, higijena i zdravlje, kultura i razonoda i ostali troškovi).



**Anketa o porodičnim (obiteljskim) budžetima radničkih tročlanih i četveročlanih domaćinstava = APB**

Anketa je provedena od 1954. do 1983. godine. Anketirana su tročlana i četveročlana domaćinstva sljedećeg sastava: otac, majka i jedno, odnosno dvoje uzdržavane djece. Rezultati ove ankete prvenstveno su služili za dobivanje pondera za izračunavanje indeksa troškova života i praćenje promjena u strukturi prihoda i troškova tročlanih i četveročlanih radničkih kućanstava. Dobiveni podaci iz ciljane populacije domaćinstava se nisu koristili za procjenu totala ukupne potrošnje stanovništva.

Rezultati ovih istraživanja su korišteni pri konstrukciji serije osobne potrošnje u godinama kad nije bilo velike petogodišnje ankete, za razdoblje do 1983., za procjenu veličine ukupno raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju radničkih kućanstava. Osnovni elementi istraživanja su sljedeći:

Periodičnost: mjesečno prikupljanje temeljem uzorka.

Domaćinstva: tročlana i četveročlana radnička domaćinstva s jednim ili dva zaposlena člana.

Metoda: podaci iz ankete temelje se na mjesečnom dnevniku koji vode domaćinstava i podacima koje prikupljaju anketari obilaskom anketiranih domaćinstava.

Uzorak ankete se svake godine mijenjao izborom novih domaćinstava. Veličina uzorka se mijenjala, a prosječan broj mjesečno anketiranih domaćinstava se kretao oko 200.

Za domaćinstva su prikupljene sljedeće osnovne kategorije: podaci o приходima i osobnoj potrošnji tročlanih i četveročlanih radničkih domaćinstava (zbog malog uzorka i što pouzdanije usporedivosti, podaci u obradama iskazuju se kao godišnji prosjek po jednom članu domaćinstva) i po osnovnim kategorijama (prehrana, piće, duhan, odjeća, obuća, stan i održavanje, ogrjev i osvjetljenje, pokušstvo i

oprema domaćinstva, higijena i njega zdravlja, kultura i razonoda, prometna sredstva i usluge i ostali troškovi).

### **Anketa o potrošnji domaćinstava = APD**

Tijekom 1983. godine izvršeno je teorijsko objedinjavanje uzoraka i metodološko usklađivanje anketa (APP, APB) koje se provode pod jedinstvenim nazivom Anketa o potrošnji domaćinstava. Anketa se u bivšoj državi provodila od 1984. godine do 1990. godine. U petogodišnjem intervalu (1983. i 1988.) anketa se provodi na većem uzorku, a u godišnjim intervalima na manjem uzorku. Ocjene dobivene petogodišnjom anketom su se koristile za poboljšanje točnosti godišnjih anketa. Podaci iz petogodišnje i godišnje ankete u dijelu koji se odnosio na prihode, rashode i potrošnju domaćinstava obrađivali su se po jedinstvenim programima, što osigurava konzistentnost.

Rezultati godišnjih istraživanja temeljeni na manjem uzorku, korišteni su pri konstrukciji serije osobne potrošnje u godinama kad nije bilo velike petogodišnje ankete, za razdoblje od 1984. do 1990. za procjenu veličine ukupno raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju kućanstava. Uzorak je obuhvaćao sve vrste kućanstava, jer od 1984. prestaju postojati zasebne ankete o poljoprivrednim, odnosno radničkim kućanstvima, pa to donekle pojednostavljuje i procjene u godinama kad nema petogodišnje Ankete o potrošnji domaćinstava. Osnovni elementi istraživanja su sljedeći:

- Periodičnost: mjesečno anketiranje temeljem uzorka do 1986. godine, te tromjesečno anketiranje temeljem uzorka od 1987. do 1990. godine.
- Domaćinstva: svi tipovi domaćinstava (poljoprivredna, mješovita i nepoljoprivredna).
- Metoda: podaci iz ankete prikupljaju se u mjesečnim (tromjesečnim) intervalima obilaskom anketiranih domaćinstava od strane anketara.

Uzorak ankete se svake godine mijenja izborom novih domaćinstava. Veličina uzorka se mijenja s godinama, a kreće se oko 900 domaćinstava.

Za domaćinstva su prikupljene sljedeće osnovne ekonomske kategorije: raspoloživa i upotrijebljena sredstva domaćinstava (zbog malog uzorka i što pouzdanije usporedivosti podaci u obradama iskazuju se kao prosječna godišnja sredstva po jednom članu domaćinstva) po osnovnim kategorijama potrošnje (prehrana, piće, pušenje, odjeća i obuća, stan i održavanje, ogrjev i rasvjeta, pokućstvo i oprema, higijena i zdravlje, kultura i razonoda, promet i PTT usluge i ostali troškovi).

### **Anketa o potrošnji kućanstava za 1998. godinu**

Anketa o potrošnji kućanstava je provedena 1998. godine i predstavlja godišnje istraživanje. Anketa je usklađena s standardima Europske unije, a korištena je metodologija "Household budget surveys in the EU-Methodology and recommendations for harmonization 1997.", br. 361. Anketom su obuhvaćena samo privatna kućanstva, što isključuje tzv. institucionalna kućanstva poput studentskih domova, zatvora, bolnica i slično. Osnovne karakteristike ankete su sljedeće:

**Domaćinstva:** neinstitucionalna privatna kućanstva i osobe stalno prisutne u njima bez obzira na tip domaćinstva (nema podjele na poljoprivredna, mješovita i nepoljoprivredna kao u anketama prije 1990).

**Metoda:** većina podataka o proizvodima i uslugama koje kućanstvo koristi prikupljena je intervjuom, dok su podaci o izdacima za hranu, piće i duhan prikupljeni dnevnikom vođenim u kućanstvima 14 dana.

Uzorak ankete je dvoetafni i povezan je s dizajnom uzorka Ankete o radnoj snazi, jer obje ankete koriste isti osnovni skup.

Veličina uzorka je iznosila 3123 kućanstva.

Za domaćinstva su prikupljene sljedeće osnovne kategorije: podaci o ukupno raspoloživim sredstvima, ukupno upotrijebljenim sredstvima. U okviru ukupno upotrijebljenih sredstava zasebno je iskazana osobna potrošnja po sljedećim kategorijama potrošnje: hrana i bezalkoholna pića, alkoholna pića i duhan, odjeća i obuća, stanovanje, pokućstvo, zdravstvo, prijevoz, telekomunikacije, rekreacija i kultura, obrazovanje, ugostiteljske usluge, ostala dobra i usluge. Grupe osobne potrošnje sastavljene su prema klasifikaciji osobne potrošnje prema namjeni (COICOP).

## **5. USKLAĐIVANJE KONCEPTA IZ ANKETA O POTROŠNJI U REPUBLICI HRVATSKOJ I KONCEPTA RASPOLOŽIVOG DOHOTKA PREMA SNA 1993**

Petogodišnje Ankete o potrošnji kućanstava polazile su od koncepta raspoloživih sredstava, a ne raspoloživog dohotka, kao što je to prema konceptu SNA 1993 za sektor kućanstava. Struktura raspoloživih sredstava bila je raščlanjena na sljedeće stavke:

### **1. Novčana sredstva:**

- Prihodi iz redovnog radnog odnosa;
- Prihodi izvan redovnog radnog odnosa;
- Prihodi po osnovi mirovinskog osiguranja;
- Ostala primanja od socijalnog osiguranja;
- Prianja iz inozemstva;
- Neto primanja od imanja-radnje;
- Davanja pod zakup i prodaja imovine;
- Gubici, pokloni i slična primanja;
- Pozajmice;
- Smanjenje štednje.

## 2. Ostala primanja:

- Potrošački krediti;
- Investicijski zajmovi.

## 3. Vrijednost prirodne potrošnje

- Prehrana;
- Piće;
- Ogrjev;
- Odjeća i obuća;
- Ostalo.

Ukupno zbrojene stavke 1-3 su davale raspoloživa sredstva. Iz ranije navedenog o konceptu raspoloživog dohotka vidljivo je da je koncept raspoloživih sredstava bitno drukčiji po svom sadržaju od koncepta raspoloživog dohotka. Naime, u konceptu raspoloživih sredstava se miješaju tekući primici koji ulaze i u koncept raspoloživog dohotka, s elementima financiranja odnosno kapitalnog računa kao što su stavke potrošački krediti odnosno prodaja imovine. Stoga valja učiniti sljedeće:

- a) U okviru stavke novčana sredstava (1), treba iz prihoda isključiti stavke: pozajmice, smanjenje štednje i prihode od prodaje imovine.
- b) U okviru stavke ostala primanja (2) treba isključiti obje stavke: potrošački krediti i investicijski zajmovi, jer obje trebaju ići na račun financiranja.

Da bi se u potpunosti došlo do koncepta raspoloživog dohotka prema konceptu SNA 1993. trebalo bi još na prihodnu stranu računa kućanstava dodati imputiranu stambenu rentu za vlasnike stanova. Međutim, podaci o ovoj stavci nisu raspoloživi u Hrvatskoj sve do 1990. godine, kad je stavka izračunata za potrebe obračuna bruto domaćeg proizvoda. Kako je obračun same stavke vrlo složen, a nema dovoljno elemenata za njenu ekstrapolaciju unazad, stavka imputirane stambene

rente neće biti izračunata. Međutim, sam koncept imputiranja stambene rente je važan za sastavljanje nacionalnih računa, ali za ponašanje kućanstava je manje bitan. Kako sama riječ kaže, radi se o imputiranju vrijednosti usluga stanovanja vlasnicima stanova u protuvrijednosti usluge stanovanja koju bi platili da stanuju u iznajmljenom stambenom prostoru. Postojanje imputirane stambene rente u računu raspoloživog dohotka na neki način samo zamagljuje stvarnost, jer se ista vrijednost imputira i na strani prihoda i na strani potrošnje što utječe na to da se na izravan način stopa štednje iz tekućeg dohotka smanjuje. Stoga u formiranju raspoloživog dohotka treba zbrojiti sljedeće stavke iz Ankete o potrošnji stanovništva da bi se došlo do stavke raspoloživog dohotka prema konceptu SNA 1993, manjem za iznos imputirane stambene rente za koju nema podataka:

#### 1. Novčana sredstva:

- Prihodi iz redovnog radnog odnosa;
- Prihodi izvan redovnog radnog odnosa;
- Prihodi po osnovi mirovinskog osiguranja;
- Ostala primanja od socijalnog osiguranja;
- Primanja iz inozemstva;
- Neto primanja od imanja-radnje;
- Gubici, pokloni i slična primanja.

#### 2. Vrijednost naturalne potrošnje:

- Prehrana;
- Piće;
- Ogrjev;
- Odjeća i obuća;
- Ostalo.

Gore smo naveli postupak usklađivanja prihodnih stavki iz Ankete o potrošnji stanovništva i prelazak s koncepta raspoloživih sredstava na koncept raspoloživog dohotka. Slično tomu, isto usklađivanje valja izvesti

na stavkama upotrijebljenih sredstava iz Ankete o potrošnji stanovništva da bi dobili iznos izdataka za osobnu potrošnju prema konceptu SNA 1993.

Anketa o potrošnji stanovništva u okviru kategorije upotrijebljenih sredstava razlikuju sljedeće stavke:

1. Osobna potrošnja:

- Prehrana;
- Piće;
- Pušenje;
- Odjeća i obuća;
- Stan i održavanje;
- Ogrjev i rasvjeta;
- Pokućstvo i oprema;
- Higijena i zdravlje;
- Kultura i razonoda;
- Promet i PTT usluge;
- Ostali troškovi.

2. Izdaci za stan i imanje.

3. Otplata kredita i ulozi na štednju

Anketa je polazila od koncepta upotrijebljenih sredstava, a ne od koncepta izdataka za osobnu potrošnju. Stoga dolazi do miješanja stavki tekućih izdataka, izdataka za investicije koje pripadaju na kapitalni račun (izdaci za stan i imanje) i stavki iz financijskog računa (otplata kredita i ulozi na štednju). Za izračun stavke izdaci za osobnu potrošnju prema konceptu SNA 1993, treba uzeti samo stavku osobna potrošnja (1) dok dvije ostale stavke (2 i 3) ne pripadaju u kategoriju izdataka za osobnu potrošnju.

Kao što je gore navedeno i na strani izdataka za osobnu potrošnju nedostaje imputirana vrijednost stambene rente, i to je iznos za koji se naša kategorija razlikuje od koncepta Izdataka za osobnu potrošnju prema SNA 1993 i stoga je uvjetno možemo tako nazvati, jer je to koncept koji je najbliži konceptu definiranom u SNA 1993, a iz podataka ankete se može konstruirati. Isto vrijedi i za koncept raspoloživog dohotka koji smo ranije već prikazali.

Nakon što smo utvrdili kategorije raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju, tekuća štednja je jednaka razlici između raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju. To su tri osnovne veličine koje će nam u empirijskom dijelu biti potrebne za modeliranje funkcije osobne potrošnje ECM modelom i testiranje hipoteze slučajnog hoda.

## **6. KONSTRUKCIJA SERIJA RASPOLOŽIVOG DOHOTKA I OSOBNE POTROŠNJE ZA REPUBLIKU HRVATSKU U RAZDOBLJU 1970.-99.**

Petogodišnje ankete o potrošnji stanovništva su bile projicirane na razine totala, dakle ukupne osobne potrošnje, pa se tako u godinama za koje postoje petogodišnje ankete došlo gore navedenim metodološkim postupkom do veličina raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju u tekućim cijenama. Godine za koje postoje petogodišnje ankete su 1973., 1978., 1983. i 1988.

Prvo su, dakle, obrađene petogodišnje ankete i dobivene su kategorije raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju u tekućim cijenama. Petogodišnje ankete imaju raščlanjene sve gore navedene kategorije zasebno za tri grupe kućanstava: poljoprivredna, mješovita i nepoljoprivredna. Za sve tri grupe kućanstava su iz petogodišnjih anketa izračunate kategorije raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju.



Za razdoblja za koja nema sveobuhvatnih petogodišnjih anketa, trebalo je ekstrapolirati kretanje kategorija iz ankete da bi se dobile kategorije raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju. Ekstrapolacija je zasebno rađena za tri vrste kućanstava, te su potom zbrojeni podaci za poljoprivredna, mješovita i nepoljoprivredna kućanstva da bi se došlo do totala, raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju u tekućim cijenama.

Postupak ekstrapolacije se razlikuje za razdoblje 1970.-1983., razdoblje 1984.-1990., te 1991.-1999., ovisno o postojanju raspoloživih anketa kako je to navedeno u pregledu izvora podataka.

#### *Razdoblje 1970.-83.*

U ovom razdoblju se uzimaju totali u godinama sveobuhvatne petogodišnje ankete (1973., 1978., 1983.), dok se ekstrapolacija radi po vrstama kućanstava na sljedeći način:

a) poljoprivredna kućanstva i mješovita kućanstva.

Za godine u kojima ne postoje petogodišnje ankete podaci su uzeti iz ankete o poljoprivrednim domaćinstvima. Sve godišnje ankete su svedene na koncept raspoloživog dohotka po članu kućanstva u tekućim cijenama i izdataka po članu kućanstva u tekućim cijenama. Potom su izračunati nominalni verižni indeksi raspoloživog dohotka po članu kućanstva na jednoj strani, te nominalni verižni indeksi izdataka po članu kućanstva na drugoj strani. Ukupni totali za raspoloživi dohodak i osobnu potrošnju poljoprivrednih domaćinstava i mješovitih domaćinstava se dobivaju na način da se uzimaju totali iz petogodišnjih anketa i koriste verižni indeksi raspoloživog dohotka po članu domaćinstva i izdataka za osobnu potrošnju po članu domaćinstva za dobivanje totala ukupno raspoloživog dohotka i osobne potrošnje poljoprivrednih i mješovitih domaćinstava u

godinama kad ne postoje petogodišnje ankete. Ankete o potrošnji poljoprivrednih domaćinstava postoje za razdoblje od 1970.-1983.

b) nepoljoprivredna kućanstva.

Sve što je gore navedeno u metodološkom smislu kod ekstrapolacije raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju poljoprivrednih i mješovitih kućanstava vrijedi i za nepoljoprivredna kućanstva, osim što je kao izvor u godinama kad nije postojala petogodišnja anketa korištena godišnja anketa o porodičnim budžetima tročlanih i četveročlanih radničkih kućanstava, kao najbrojnija i prevladavajuća kategorije u okviru kategorije nepoljoprivredna kućanstva<sup>9</sup>. Anketa o porodičnim budžetima tročlanih i četveročlanih radničkih kućanstava postoji za razdoblje od 1954.-1983.

Zbrajanjem kategorija raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju po vrstama kućanstava (individualna, mješovita i nepoljoprivredna) dobivene su kategorije ukupnog raspoloživog dohotka u tekućim cijenama za Republiku Hrvatsku u godinama u kojima nisu postojale petogodišnje ankete.

### *Razdoblje 1984.-90.*

Od 1983. godine više ne postoje anketa o potrošnji poljoprivrednih kućanstava i anketa o porodičnim budžetima tročlanih i četveročlanih radničkih kućanstava, već postoji anketa o potrošnji stanovništva (petogodišnja i jednogodišnja). Za petogodišnje, sveobuhvatne ankete (1983. i 1988.) vrijedi što je već rečeno za razdoblje od 1970.-83. Godišnje ankete o potrošnji stanovništva su metodološki potpuno

---

<sup>9</sup> O detaljnoj definiciji mješovitog i radničkog kućanstva kao prevladavajuće kategorije u okviru kategorije mješovitih kućanstava vidjeti u Statističkom godišnjaku SR Hrvatske, razni brojevi.

jednake petogodišnjim, zasebno iskazuju sve kategorije za poljoprivredna, mješovita i nepoljoprivredna kućanstva, a razlikuju se od petogodišnjih po manjem uzorku i nisu projicirane na razinu totala. Ponovno su prvo izračunate kategorije raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju iz petogodišnjih anketa (1983. i 1988.). Te kategorije su zasebno izračunate za poljoprivredna, mješovita i nepoljoprivredna domaćinstva po članu domaćinstva u tekućim cijenama. Potom su se po pojedinoj kategoriji domaćinstva ekstrapolirale serije raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju po članu domaćinstva verižnim indeksima raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju iz godišnjih anketa o potrošnji stanovništva. Postupak je, dakle, vrlo sličan onom iz razdoblja 1970.-83., osim što sada ne postoje dvije odvojene ankete za godišnja ekstrapoliranja (godišnja anketa o potrošnji poljoprivrednih kućanstava i godišnja anketa o porodičnim budžetima tročlanih i četveročlanih radničkih kućanstava), već postoji jednogodišnja anketa o potrošnji stanovništva koja je potpuno metodološki usklađena s petogodišnjom, ali ima manji uzorak. Na taj način su dobivene kategorije raspoloživog dohotka i osobne potrošnje u tekućim cijenama za razdoblje od 1983.-90.

### *Razdoblje 1991.-99.*

S početkom ratnih događanja u Republici Hrvatskoj nestaju i anketna istraživanja o potrošnji stanovništva sve do 1998. godine. U razdoblju od 1991.-99. postoje na strani formiranja prihoda, dakle raspoloživog dohotka, samo relativno pouzdani podaci o prihodima od plaća, ugovora o djelu, mirovinskih i socijalnih naknada stanovništvu iz statistika Zavoda za platni promet (ZAP-a)<sup>10</sup>. Takvi prihodi su činili preko 80% ukupnih prihoda iz prijeratnog razdoblja. Također na strani izvora

---

<sup>10</sup> Cijeli eksperimentalni skup računa za sektor kućanstava od primarne raspodjele do računa uporabe dohotka prikazan je za Republiku Hrvatsku za razdoblje 1990.-95. u Zdunić, Grgić i Baletić (1997) "Globalizacija i liberalizacija hrvatskog financijskog sustava i gospodarski razvitak", poglavlje VI, studija, Ekonomski institut, Zagreb, 1997.

postoje službeni statistički podaci o vrijednosti prirodne potrošnje u okviru istraživanja poljoprivredne proizvodnje. Zbrojene, vrijednost prirodne potrošnje i naknade zabilježene preko ZAP-a čine vjerojatno i blizu devedeset posto ukupnih izvora za formiranje raspoloživog dohotka. Stoga se u ekstrapoliranju raspoloživog ukupnog dohotka pošlo od 1990. godine i množili su se verižni indeksi nominalno raspoloživih izvora za potrošnju stanovništva preko ZAP-a s jedne strane, te uzimala nominalna vrijednost prirodne poljoprivredne potrošnje iz službenih statističkih podataka. Dodavanjem te dvije kategorije dobivena je kategorija raspoloživog dohotka u tekućim cijenama za razdoblje 1991.-99.

Glede izdataka za osobnu potrošnju, od 1991. godine dolazi do porasta sive ekonomije i jedan dio transakcija se očito seli u sivu zonu. Polazi se od ukupnih izdataka za osobnu potrošnju iz 1990. godine, gdje su zasebno prikazane kategorije prirodne potrošnje i ostale potrošnje (ukupna potrošnja manje prirodna potrošnja). Vrijednost prirodne potrošnje je preuzeta iz službenih statističkih podataka o vrijednosti prirodne poljoprivredne proizvodnje i jednaka je vrijednosti na strani formiranja raspoloživog dohotka u kategoriji vrijednost prirodne proizvodnje. Ostatak izdataka za osobnu potrošnju (oko 90%) je ekstrapoliran na sljedeći način. Kategorije prehrana, piće, pušenje, odjeća i obuća, pokućstvo i oprema su ekstrapolirane preko verižnog indeksa nominalnog prometa u trgovini na malo iz nacionalnih računa<sup>11</sup>. Korišten je indeks iz nacionalnih računa jer je indeks nominalnog i realnog prometa u trgovini na malo iz mjesečnog istraživanja odjela trgovine bio izuzetno slabe kvalitete u razdoblju 1991.-94., zbog obuhvata i širenja sive ekonomije. U razdoblju 1995.-97. je korišten indeks nominalnog prometa u trgovini na malo iz mjesečnog istraživanja

---

<sup>11</sup> U metodologiji DZS RH prikazan je detaljno izračun indeksa u trgovini na malo koji se temelji na vaganju indeksa obujma uvoza i outputa domaće prerađivačke industrije. Na taj se način pokušalo obuhvatiti indeks obujma trgovačkog volumena na hrvatskom tržištu.

odjela trgovine DZS-a kao indikator nominalnog kretanja veličine izdataka za osobnu potrošnju čija je vjerodostojnost značajno popravljena u odnosu na razdoblje 1991.-94.

Ostale kategorije osobne potrošnje, koje se uglavnom odnose na usluge, a ne mogu se ekstrapolirati indeksima trgovine na malo, ekstrapolirane su nominalnim verižnim indeksima dodane vrijednosti iz nacionalnih računa u onim djelatnostima u kojima takve usluge nastaju u razdoblju 1991.-97. Za pojedinu vrstu kategorije osobne potrošnje korišteni su sljedeći verižni indeksi nominalne dodane vrijednosti: za stavku higijena i zdravlje nominalni verižni indeks djelatnosti zdravstvena zaštita i socijalna skrb, za stavku kultura i razonoda indeks djelatnosti ostale društvene, socijalne i osobne uslužne djelatnosti, za stavku promet i PTT usluge indeks djelatnosti pošta i telekomunikacije, za stavke ostali troškovi te ogrjev i rasvjeta korišten je verižni indeks ponderiranog prosjeka svih gore navedenih kategorija osobne potrošnje.

Zbrajanjem kategorija prirodne potrošnje i ostale potrošnje dolazi se do kategorije ukupnih izdataka za osobnu potrošnju u tekućim cijenama u Republici Hrvatskoj u razdoblju 1991.-97.

Anketa iz 1998. godine je poslužila kao kontrolna točka za ekstrapoliranu seriju od 1991.-98. Naime, podaci iz ekstrapolirane serije imaju gotovo podudarnu vrijednost stope tekuće štednje, kao i podaci iz ankete o potrošnji kućanstava iz 1998., nakon metodološkog prilagođivanja koncepta raspoloživih sredstava na koncept raspoloživog dohotka.

Za 1997.-99. godinu postoje službeni podaci o indeksima nominalnog i realnog rasta osobne potrošnje po kvartalima.

Kako su u radu korištene serije raspoloživog dohotka i osobne potrošnje izražene u stalnim cijenama, valja pojasniti i *deflacioniranje* serija izraženih u tekućim cijenama.

U razdoblju 1970.-83. izdaci za osobnu potrošnju, osim vrijednosti prirodne potrošnje, su deflacirani indeksom troškova života na agregatnoj razini, a ne po stavkama, jer nema odgovarajućih indeksa za pojedine kategorije osobne potrošnje.

Vrijednost prirodne potrošnje je deflacirana indeksom cijena poljoprivrednih proizvoda pri proizvođačima. Istovremeno su prihodi koji čine raspoloživi dohodak, osim vrijednosti prirodne potrošnje, deflacirani također indeksom troškova života, dok je vrijednost prirodne potrošnje deflacirana indeksom cijena poljoprivrednih proizvoda pri proizvođačima. Vrijednost štednje u stalnim cijenama je dobivena kao rezidual, oduzimanjem izdataka za osobnu potrošnju u stalnim cijenama od raspoloživog dohotka u stalnim cijenama.

Gore opisani način deflaciranja je korišten kod svih anketa: anketa o poljoprivrednom stanovništvu, ankete o porodičnim budžetima tročlanih i četveročlanih radničkih obitelji, te petogodišnjih anketa o potrošnji stanovništva.

U razdoblju 1984.-90. korišten je isti način deflaciranja nominalnog raspoloživog dohotka i izdataka za osobnu potrošnju, samo što su tada postojale godišnje ankete o potrošnji stanovništva koje su metodološki bile usklađene s petogodišnjim, a nije više bilo anketa o potrošnji poljoprivrednog stanovništva i ankete o porodičnim budžetima tročlanih i četveročlanih radničkih obitelji.

U razdoblju 1991.-97. su kao baza uzete vrijednosti potrošnje i raspoloživog dohotka u tekućim cijenama 1990. Prihodna strana, dakle raspoloživi dohodak je dobiven deflaciranjem serije nominalnog raspoloživog dohotka s indeksom troškova života u razdoblju 1991.-97. osim vrijednosti prirodne potrošnje. Vrijednost prirodne potrošnje je dobivena deflaciranjem nominalnih vrijednosti s indeksom cijena poljoprivrednih proizvoda pri proizvođačima. Izdaci za osobnu potrošnju u stalnim cijenama 1990. su dobiveni ekstrapoliranjem po pojedinim

kategorijama osobne potrošnje na sljedeći način. Polazi se od ukupnih izdataka za osobnu potrošnju iz 1990. godine, gdje su zasebno prikazane kategorije prirodne potrošnje i ostale potrošnje (ukupna potrošnja manje prirodna potrošnja). Vrijednost prirodne potrošnje u stalnim cijenama je izračunata deflacioniranjem vrijednosti nominalne prirodne potrošnje s indeksima cijena poljoprivrednih proizvoda pri proizvođačima. Ostatak izdataka za osobnu potrošnju (oko 90%) je ekstrapoliran na sljedeći način. Kategorije prehrana, piće, pušenje, odjeća i obuća, pokućstvo i oprema su u razdoblju 1991.-94. ekstrapolirane preko verižnog indeksa realnog prometa u trgovini na malo iz nacionalnih računa. U razdoblju 1995.-97. je korišten indeks realnog prometa u trgovini na malo iz mjesečnog istraživanja odjela trgovine DZS-a kao indikator realnog kretanja veličine izdataka za osobnu potrošnju čija je vjerodostojnost značajno popravljena u odnosu na razdoblje 1991.-1994.

Ostale kategorije osobne potrošnje, koje se uglavnom odnose na usluge, a ne mogu se ekstrapolirati indeksima trgovine na malo, ekstrapolirane su realnim verižnim indeksima dodane vrijednosti iz nacionalnih računa u onim djelatnostima u kojima takve usluge nastaju u razdoblju 1991.-97. Za pojedinu vrstu kategorije osobne potrošnje korišteni su sljedeći verižni indeksi realne dodane vrijednosti djelatnosti: za stavku higijena i zdravlje realni verižni indeks djelatnosti zdravstvena zaštita i socijalna skrb, za stavku kultura i razonoda indeks djelatnosti ostale društvene, socijalne i osobne uslužne djelatnosti, za stavku promet i PTT usluge indeks djelatnosti pošta i telekomunikacije, za stavke ostali troškovi, te ogrjev i rasvjeta je korišten verižni indeks ponderiranog prosjeka svih gornjih kategorija osobne potrošnje.

Zbrajanjem kategorija prirodne potrošnje u stalnim cijenama i ostale potrošnje u stalnim cijenama dolazi se do kategorije ukupnih izdataka za osobnu potrošnju u stalnim cijenama 1990. u Republici Hrvatskoj u razdoblju 1991.-97.

Za razdoblje 1997.-99. postoje službeni statistički podaci o verižnom indeksu realnog rasta osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj na razini godine i po kvartalima.

Serije raspoloživog dohotka, osobne potrošnje i štednje su prikazane u stalnim cijenama 1990. godine u nastavku rada. Međutim, valja obratiti pozornost na činjenicu da se broj stanovnika Hrvatske u razdoblju od 1970.-99. godine znatnije promijenio, pa stoga i gornje serije u stalnim cijenama valja izraziti u per capita vrijednostima. Podaci o broju stanovnika su preuzeti iz Statističkog godišnjaka RH za godine 1961., 1971., 1981., 1991. Za razdoblja između desetogodišnjih popisa su izračunate prosječne stope promjene<sup>12</sup>, te potom broj stanovnika između desetogodišnjih popisa. Za razdoblje 1991.-99. je korišten broj iz statističkog ljetopisa RH.

Serije osobne potrošnje i raspoloživog dohotka, na slici 1, prikazuju prosječni godišnji raspoloživi dohodak i osobnu potrošnju per capita u stalnim cijenama 1990. godine. One su stoga i svojevrsna mjera blagostanja, jer su dane u per capita izrazu, u stalnim cijenama i moguće je uspoređivati blagostanje potrošača iz različitih razdoblja, ukoliko potrošnju uzmemo kao najčešće prihvaćeni indikator blagostanja. Serija štednje je izračunata kao razlika između raspoloživog dohotka per capita u stalnim cijenama 1990. i potrošnje per capita u stalnim cijenama 1990., a stope štednje su prikazane na slici 2. U sljedećem dijelu rada koje je empirijske naravi, ove će se serije koristiti kao input za testiranje modela slučajnog hoda i modeliranje osobne potrošnje ECM mehanizmom za Republiku Hrvatsku.

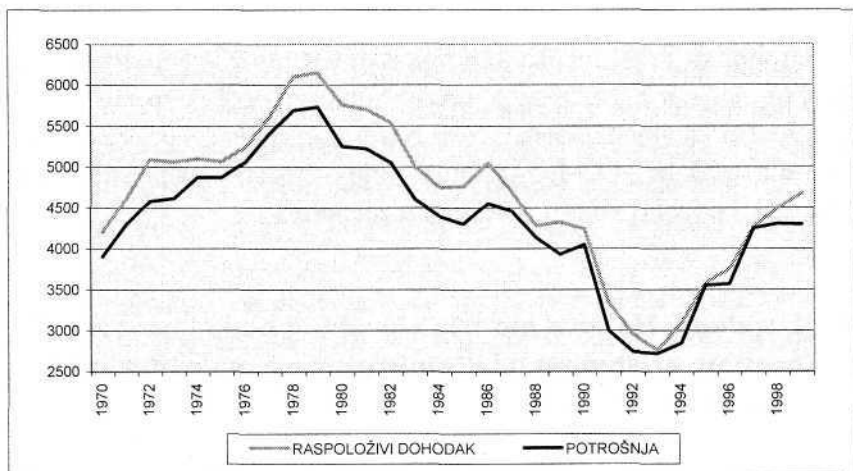
<sup>12</sup> Geometrijska sredina pokazatelj je prosječne stope promjene koji govori o relativnoj, a ne apsolutnoj prosječnoj promjeni, u našem slučaju stopi porasta stanovništva. Geometrijska sredina se može izračunati kao srednja vrijednost verižnih indeksa, ili, ako se koriste originalne apsolutne vrijednosti, tada se geometrijska sredina izračunava kao

$$G = \sqrt[k]{y_n / y_1}, \text{ gdje je } k \text{ broj razdoblja, a } y_n \text{ i } y_1 \text{ apsolutna vrijednost pojave u}$$

prvom i posljednjem razdoblju vremenske serije. Ovakav izračun je dobar samo u slučajevima kad verižni indeksi ne pokazuju velike varijacije različitih smjerova, što i nije karakteristično za kretanje ukupnog broja stanovnika.

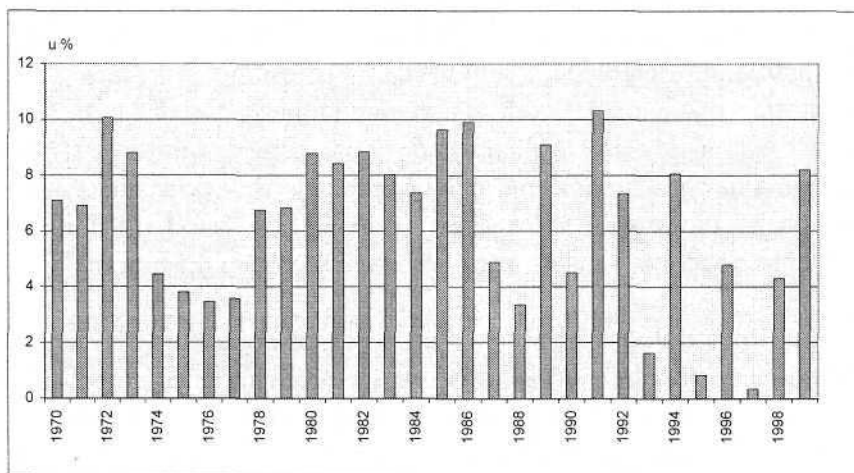


Slika 1.  
RASPOLOŽIVI DOHODAK I POTROŠNJA PO STANOVNIKU  
U RAZDOBLJU 1970.-99. U STALNIM CIJENAMA 1990.



Izvor: izračun autora

Slika 2.  
STOPE ŠTEDNJE IZ TEKUĆEG DOHOTKA SEKTORA KUĆANSTAVA  
U RAZDOBLJU 1970.-99.



Izvor: izračun autora.

## **7. EMPIRIJSKO MODELIRANJE FUNKCIJE OSOBNE POTROŠNJE ZA REPUBLIKU HRVATSKU U RAZDOBLJU 1970-99.**

U ovom poglavlju je prikazano empirijsko testiranje valjanosti Hallove hipoteze slučajnog hoda kao oblika funkcije osobne potrošnje na primjeru Republike Hrvatske, te modeliranje funkcije preko modela korigiranih grešaka - ECM. Testiranja nude određene zaključke bitne za ekonomsku politiku koji su prikazani u zaključku.

### **7.1. Izvođenje Hallova modela slučajnog hoda i osnovne osobine pristupa modeliranja procesa maksimiziranja korisnosti potrošača**

Hallov model slučajnog hoda se izvodi iz mikroekonomskih postulata maksimiziranja korisnosti potrošača tijekom životnog vijeka, a osnovna ideja je prikazana u nastavku prvo na primjeru dvaju razdoblja, a potom na primjeru  $n$  razdoblja.

Začetke teorije maksimiziranja korisnosti potrošača i na temelju toga, izvođenje funkcija potrošnje nalazimo još u radu Fishera (1930). Agregiranjem pojedinačnih funkcija potrošnje potrošača koji maksimiziraju korisnost, izvodi se agregatna funkcija osobne potrošnje. Budući je najčešće riječ o dinamičkom optimiziranju i traženju točaka optimuma uz dana ograničenja kroz vrijeme, a jedan od začetnika takva pristupa je bio matematičar Euler, ponekad se izvođenje funkcija agregatne potrošnje s mikrorazine naziva i Eulerovim pristupom.

Sadržaj i metodologija istraživanja su posebice obogaćeni uvođenjem elemenata racionalnih očekivanja, jer je uvijek moguće stvoriti dva ambijenta. Prvi, ambijent izvjesnosti ili klasični Eulerov ambijent, s izvjesnim tijekom dohodaka, izvjesnom veličinom svih relevantnih varijabli poput kamate, očekivanog trajanja života i slično. Drugi je

ambijent stohastički, neizvjestan, i mnogi postulati koji vrijede u nestohastičkom ambijentu, ne vrijede u stohastičkom, a time se mijenja i ponašanje potrošača. Međutim, radi lakšeg razumijevanja Hallova modela koji se izvodi iz stohastičkog ambijenta, valja najprije upoznati mehanizme maksimiziranja u klasičnom ili ambijentu izvjesnih budućih dohodaka. U tom ambijentu se problem maksimiziranja korisnosti svodi na diskontiranje toka vrijednosti očekivanih budućih dohodaka i traženje optimalnih razina potrošnje tijekom vrijeme. Kod stohastičkog ambijenta je problem nešto složeniji, jer kućanstva formiraju svoja očekivanja o cijeloj distribuciji budućih dohodaka, a ne o pojedinačnoj vrijednosti varijable dohodak, pa se stoga i očekivanja nazivaju stohastičkim. Kad je riječ o očekivanjima pojedinačne vrijednosti neke varijable, očekivanja se ne nazivaju stohastičkima već očekivanjima u točki i karakteristična su za klasični ambijent.

### **7.1.1. Slučaj maksimiziranja korisnosti kroz dva razdoblja**

Pretpostavimo da potrošači nisu pod utjecajem novčane iluzije i pokušavaju odrediti veličinu osobne potrošnje,  $c$ , uzimajući u obzir nevlasnički dohodak ( $y$ ), i imovinu ( $A$ ), sve izraženo u stalnim cijenama, odnosno u realnom iskazu. Da bi te iznose iskazali u tekućim cijenama, valja ih prvo pomnožiti s indeksom cijena ( $p$ ) i time iskazati proračunska ograničenja razdoblje na razdoblje dana u nominalnom iskazu. Ta ograničenja zahtijevaju da je neto promjena u imovini ( $p_t A_t - p_0 A_0$ ), jednaka razlici između dohotka (uključujući dohodak od imovine koji proizlazi iz vlasništva - vlasnički dohodak u nastavku),  $p_t y_t + r^*_0 p_0 A_0$ , i izdataka na potrošnju,  $p_t c_t$ , gdje je  $r^*_0$  nominalna stopa povrata na imovinu na kraju prethodnog razdoblja. Ta nominalna stopa povrata uključuje sve dohotke od dividendi ili kamata na tu imovinu kao i porast vrijednosti imovine.

Tada možemo zapisati:

$$p_1 c_1 + p_1 A_1 = p_1 y_1 + p_0 A_0 (1 + r^*_{0}) \quad (1)$$

$$p^e_2 c_2 + p^e_2 A_2 = p^e_2 y^e_2 + p_1 A_1 (1 + r^*_{1})$$

gdje superskript  $e$  označava očekivanja.

Ovaj par nominalnih, razdoblje na razdoblje proračunskih ograničenja može se jednostavno prevesti u realni iskaz dijeljenjem sa  $p_1$  i  $p^e_2$ . Tada ćemo dobiti:

$$c_1 + A_1 = y_1 + A_0(1 + r_0) \quad (2)$$

$$c_2 + A_2 = y^e_2 + A_1(1 + r^e_1)$$

gdje je  $r$  realna kamatna stopa. Realna kamatna stopa u razdoblju  $1$  je tada određena s

$$1 + r^e_1 = p_1(1 + r^*_{1})/p^e_2 \quad (2a)$$

Poznata jednakost obično glasi da je realna kamatna stopa približno jednaka nominalnoj kamatnoj stopi umanjenoj za očekivanu inflaciju.

Definicija realnog raspoloživog dohotka nije tako jasna i nedvojbena. Ona se naime ne podudara u potpunosti s onom u nacionalnim računima, koja u slučaju inflacije ili prisutnosti kapitalnih dobitaka ili gubitaka netočno obuhvaća i realni dohodak u jednadžbi (2)  $y_1 + A_0 r_0$ . Ova posljednja mjera, koju su predložili Haig (1921), Simons (1938) i Hicks (1946) definirana je kao iznos potrošnje koji održava razinu realne imovine nepromijenjenom. Realni raspoloživi dohodak prema definiciji nacionalnih računa je definiran realnim raspoloživim nevlasničkim dohotkom ( $y$ ) plus iskrivljena mjera realnog dohotka od imovine nakon poreza:

$$y d_1 = y_1 + \frac{r_0^{**} p_0 A_0}{p_1} \quad (3)$$

gdje je  $r^{**}_0$  nominalni povrat nakon poreza isključujući kapitalne dobitke na nelikvidnu imovinu (ali uključujući imputiranu rentu). Viša inflacija uz danu realnu stopu povrata implicira višu nominalnu stopu. Budući će povećanje  $r^{**}_0$  biti više od porasta razine cijena  $p$ , jasno je da drugi pribrojnik u jednadžbi (3) mora rasti kako bi porastao izmjereni raspoloživi dohodak, iako u realnom iskazu sve ostaje nepromijenjeno. Ako realna potrošnja stvarno ostane nepromijenjena, odnos štednje definiran kao raspoloživi dohodak umanjen za potrošnju te potom dijeljen s raspoloživim dohotkom, mora porasti. To znači da je u praktičnim primjenama pri modeliranju funkcije potrošnje bolja mjera realni raspoloživi dohodak koji ne potječe od imovine nego realni raspoloživi dohodak koji u sebi uključuje vlasničke gubitke i dobitke.

Kako su prethodno definirani osnovni pojmovi, poput raspoloživog dohotka i budžeta, valja utvrditi zakonitosti kojima se potrošači rukovode pri donošenju odluka o veličini osobne potrošnje.

U literaturi o potrošnji uzima se kao polazna pretpostavka da se korisnosti potrošača iz različitih vremenskih razdoblja njihova života mogu zbrajati. Pri tomu se uzima neka monotono rastuća transformacija<sup>13</sup> funkcije ukupne životne korisnosti ( $U$ ) koja je jednaka zbroju korisnosti od potrošnje u razdobljima  $t_1$  i  $t_2$  koje potrošači diskontiraju subjektivnom diskontnom stopom  $\delta$ .

$$U = u(c_1) + \frac{1}{1+\delta} u(c_2) \quad (4)$$

gdje je  $u' > 0$ ,  $u'' < 0$  i  $\delta \geq 0$ .

<sup>13</sup> Pretpostavlja se ordinalni koncept korisnosti.

Posebno je pogodan homotetični<sup>14</sup> oblik ove funkcije. Kombinacija svojstava homotetičnosti i zbrojivosti implicira  $u(c_i) = c_i^{-\rho}$  ( $\rho$  je mjera nesklonosti riziku) tako da je

$$U^{-\rho} = c_1^{-\rho} + \frac{1}{1+\delta} c_2^{-\rho} \quad (5)$$

gdje je elastičnost supstitucije jednaka

$$\sigma = \frac{1}{1+\rho} \quad (6)$$

Uvrštavanjem proračunskog ograničenja razdoblja na razdoblje iz jednadžbe (2) u funkciju korisnosti (4) te optimiziranjem s obzirom na  $AI$ , imamo tzv. Eulerovu jednadžbu funkcije potrošnje:

$$\frac{\partial U}{\partial A_1} = \frac{\partial u}{\partial c_1} \frac{\partial c_1}{\partial A_1} + \frac{1}{(1+\delta)} \frac{\partial u}{\partial c_2} \frac{\partial c_2}{\partial A_1} = 0 \quad (7)$$

Time dobivamo odnos između granične korisnosti u tekućem razdoblju i očekivane granične korisnosti u idućem razdoblju:

$$\frac{\partial u}{\partial c_1} = \frac{(1+r_1^e)}{(1+\delta)} \frac{\partial u}{\partial c_2} \quad (8)$$

Ovo je osnovni uvjet u maksimiziranju korisnosti potrošača kroz dva razdoblja (*intertemporal efficiency condition*) i čini polaznu osnovicu za Hallovu jednadžbu slučajnog hoda s tom razlikom da je kod Halla riječ o stohastičkim očekivanjima varijable dohodak, a ne očekivanjima u točki. Uvjet kaže da granična korisnost potrošnje u prvom razdoblju mora biti jednaka očekivanoj graničnoj korisnosti u drugom razdoblju ponderirano odnosom subjektivnog diskontnog faktora ( $1/(1+\delta)$ ) prema tržišnom ( $1/(1+r_1^e)$ ). U suprotnom bi racionalni potrošač mogao dodatno

<sup>14</sup> Za funkciju  $g(x)$  kažemo da je homotetična ukoliko se može prikazati kao neka monotona transformacija homogene funkcije. A funkcija  $f(x_1, \dots, x_n)$  je homogena stupnja  $k$  ukoliko vrijedi da je  $f(tx_1, \dots, tx_n) = t^k f(x_1, \dots, x_n)$  za sve  $x_1, \dots, x_n$  i  $t > 0$ .

povećati svoju korisnost na način da smanji/poveća potrošnju u prvom razdoblju.

Iz gornje formule je vidljivo da je planirani rast potrošnje viši pri višim realnim kamatnim stopama zbog opadajuće granične korisnosti jer potrošači manje troše u razdoblju  $t_1$ . To je lako uočljivo u slučaju funkcije s konstantnom elastičnošću supstitucije (CES):

$$c_1^{-\frac{1}{\sigma}} = \left( \frac{1+r_1^e}{1+\delta} \right) (c_2^e)^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (9)$$

gdje nakon logaritmiranja dobijemo:

$$\ln c_2^e - \ln c_1 = \sigma [\ln(1+r_1^e) - \ln(1+\delta)] \quad (10)$$

U praksi, to se može tumačiti tako da s povećanjem realne kamatne stope raste i nagrada za štednju, te se tako potiče supstitucija od  $c_1$  prema  $c_2$ .

Alternativni pristup je uvrštavanje proračunskog ograničenja razdoblje na razdoblje iz (2) u proračunsko ograničenje ukupnog životnog ciklusa i eliminiranje  $A_1$  iz oba dijela jednadžbe (2). Pod pretpostavkom da je imovina na kraju razdoblja jednaka nuli (zbog želje potrošača da ne ostavi nikakvo nasljedstvo), proračunsko ograničenje ukupnog životnog ciklusa je:

$$c_1 + \frac{1}{1+r_1^e} c_2 = A_0(1+r_0) + y_1 + \frac{1}{1+r_1^e} y_2^e \equiv W \quad (11)$$

Pri tome je  $W$  ukupno realno bogatstvo tijekom cijelog života: početna imovina plus ljudski kapital, koji se sastoji od tekućeg dohotka koji ne potječe od imovine uvećan za diskontirani očekivani dohodak koji ne potječe od imovine.

Potom se može maksimizirati funkcija korisnosti tijekom cjelokupnog životnog ciklusa  $U=U(c_1, c_2)$  za koju vrijedi uvjet (11) pomoću Lagrangeove metode. Funkcije potrošnje će imati sljedeći oblik:

$$c_1 = \frac{W_1}{\kappa_1} = \frac{1}{\kappa_1} \left[ A_0(1+r_0) + y_1 + \frac{y_2^e}{1+r_1^e} \right] \quad (12)$$

gdje je  $\kappa_1$  recipročna vrijednost granične sklonosti potrošnji (MPC) od imovine. Općenito,  $\kappa_1$  ovisi o realnoj kamatnoj stopi i subjektivnoj diskontnoj stopi. U slučaju CES funkcije (5)  $\kappa_1$  je jednak (Deaton 1992)

$$\kappa_1 = 1 + \left( \frac{1}{1+\delta} \right)^\sigma \left( \frac{1}{1+r_1^e} \right)^{1-\sigma} \quad (13)$$

Za male vrijednosti  $\delta$  i  $r_1^e$ ,

$$\kappa_1 = 1 + \frac{1}{1 + \sigma\delta + (1-\sigma)r_1^e} \quad (14)$$

Stoga je diskontni faktor u (14) vagana sredina subjektivne i tržišne kamatne stope, a ponderi su elastičnosti supstitucije. Postoje razlozi za vjerovanje da je stopa supstitucije niska, odnosno da potrošači preferiraju konstantnu potrošnju tijekom vremena. To znači da je  $0 < \sigma < 1$ , a kod godišnjih podataka je vjerojatno  $\sigma < 0.5$ .

Jednadžbe (12) i (14) pružaju zanimljive zaključke. Ukoliko pretpostavimo da je očekivana stopa rasta dohotka  $g$ ,

$$c_1 = \frac{A_0(1+r_0)}{\kappa_1} + y_1 \left[ 1 + \frac{1+g}{1+r_1^e} \right] / \left[ 1 + \frac{1}{1 + \sigma\delta + (1-\sigma)r_1^e} \right] \quad (15)$$

te ako je subjektivna diskontna stopa jednaka tržišnoj kamatnoj stopi i stopa rasta dohotka jednaka nuli, tada je



$$c_1 = \frac{A_0(1+r_0)}{\kappa_1} + y_1 \quad (16)$$

U tom slučaju je marginalna sklonost potrošnji iz dohotka (MPC) jednak jedinici.

Iz jednadžbe (15) proizlazi da je MPC iz dohotka veća od jedinice za pozitivne stope rasta i manja od jedinice za negativne stope rasta dohotka.

Zanimljivi zaključci se mogu izvući i o ponašanju potrošača u slučaju rasta kamatne stope uz različite vrijednosti za elastičnost supstitucije ( $\sigma$ ), početnu imovinu ( $A_0$ ) i očekivani rast dohotka ( $g$ ). Pretpostavimo da je očekivani dohodak konstantan. Tada, u slučaju da  $r$  raste, imamo:

1. Ako je  $\sigma=0$ ,  $g=0$  i  $A_0=0$ , tada je  $c_1=y_1$  i kamatna stopa nema nikakvog učinka. Međutim, ako se očekuje rast dohotka, taj rast će biti diskontiran višim kamatnim stopama, što znači da će potrošnja opadati pri višim realnim kamatnim stopama.
2. Ako je  $\sigma>0$  i  $A_0=0$ , potrošnja će opadati čak i kada je dohodak konstantan. Taj slučaj se najjasnije može predočiti Cobb-Douglasovim preferencijama ( $\sigma=1$ ), jer tada  $\kappa_1$  ne ovisi o kamatnoj stopi.
3. Ako je  $\sigma=0$  i  $A_0>0$ , a stopa rasta je jednaka nuli, tada vrijedi (16). Budući je  $\kappa_1$  niži pri višim kamatnim stopama, rastu izdaci: početna imovina ima višu stopu povrata i potrošnja raste s porastom realne kamatne stope. Pri tome se zanemaruje realni pad vrijednosti imovine koji proizlazi iz očekivanja viših realnih kamatnih stopa ili stopa povrata.
4. Ako je  $\sigma>0$  i  $A_0>0$ , nema jednoznačnog rješenja, odnosno rješenje ovisi o relativnoj veličini imovine u odnosu na dohodak i elastičnost supstitucije. Budući da se odnos imovine prema

dohotku ciklički mijenja, ne treba očekivati stabilni ukupni učinak realne kamatne stope. Elastičnost supstitucije manja od 0,5 je konzistentna s relativno malim i nestabilnim učinkom realne kamatne stope u agregatnim funkcijama potrošnje na što ukazuje većina, iako ne i svi empirijski rezultati (vidjeti Deaton, 1992).

S druge strane, u gotovo svim empirijskim istraživanjima je potvrđen pozitivni učinak imovine na agregatnu potrošnju počevši od Ando i Modigliani (1963) i Stone (1964).

### **7.1.2. Funkcija potrošnje i stohastička očekivanja dohotka - Hall Eulerov model**

Stohastički pristup pridruživanja vjerojatnosti različitim očekivanim veličinama dohotka se čini realnijim nego očekivanje u točki prikazano u prethodnom odjeljku. Tijekom posljednja dva desetljeća Muthova pretpostavka o racionalnim očekivanjima postala je najpopularniji način definiranja stohastičkih očekivanja o varijablama kao što je dohodak. Taj pristup uglavnom je korišten kod linearnih modela. U nastavku su prikazane implikacije koje primjena modela linearnih racionalnih očekivanja na Eulerovu jednadžbu ima kod modeliranja funkcije osobne potrošnje. Takav model se naziva *Hall Eulerov model potrošnje* (Hall, 1978) i u empirijskom dijelu će biti testiran na primjeru Hrvatske za razdoblje 1970-99. godine.

Model je izveden iz kvadratne funkcije korisnosti i njime se tvrdi da promjene potrošnje nisu predvidive, te da se potrošnja mijenja u ono mjeri u kojoj informacija iz tekućeg razdoblja sadrži neku inovaciju (innovation) u odnosu na raspoložive informacije u prethodnom razdoblju. Modeliranje se svodi na testiranje valjanosti hipoteze slučajnog hoda (random walk)<sup>15</sup> s pomakom, ili, drugim riječima, na testiranje

---

<sup>15</sup> Izraz slučajan hod (random walk) prvi je upotrijebio Karl Pearson (1905).

ortogonalnosti<sup>16</sup> inovacija iz tekućeg razdoblja i svih varijabli iz prethodnog razdoblja. Jedina značajna varijabla iz prethodnog razdoblja je potrošnja, dok sve ostale varijable poput dohotka, imovine i slično ne bi smjele biti značajne, jer je sav informacijski skup sadržan u veličini osobne potrošnje iz prethodnog razdoblja.

Halovi (1978) rezultati su imali dalekosežne posljedice na istraživanje funkcije osobne potrošnje. Da bismo vidjeli zašto, uključimo eksplicitno očekivanja u Eulerov uvjet (8) koji vrijedi podjednako za slučaj više razdoblja kao i za slučaj dvaju razdoblja. Dobit ćemo

$$\frac{\partial u}{\partial c_1} = E \frac{(1+r_1)\partial u}{(1+\delta)\partial c_2} \quad (17)$$

pri čemu  $E$  predstavlja operator očekivanja.

Rješavanjem izraza (17) po potrošnji  $c_1$  nastaju dva problema. Prvi je stohastička narav  $r_1$ , a očekivanje od umnoška dvije stohastičke varijable nije jednako umnošku očekivanja tih dviju varijabli. Drugi problem je da, općenito, granična korisnost nije linearna funkcija  $c_2$  i stoga<sup>17</sup>

$$Eu'(c_2) \neq u'(Ec_2) \quad (18)$$

Jedan od rijetkih slučajeva u kojem postoji rješenje je *kvadratni oblik funkcije korisnosti*, kada vrijedi

<sup>16</sup> Matematički izraz ortogonalnost dviju varijabli potječe iz pojmovlja teorije vektorskog prostora. U potpunosti je ekvivalentan statističkom izrazu nulte koreliranosti između varijabli. U našem slučaju riječ je o nepostojanju korelacije između inovacije (stohastičkog člana) i varijabli u funkciji potrošnje iz tekućeg i prethodnog razdoblja.

<sup>17</sup> Ta nejednakost uvijek vrijedi u slučaju kad nije riječ o linerarnoj funkciji i naziva se Jensenova nejednakost. Definicija kaže da ukoliko je  $x$  slučajna varijabla i  $f(x)$  je strogo konkavna funkcija, tada uvijek vrijedi da je  $Ef(x) < f(Ex)$ . Obrnuto vrijedi u slučaju konveksne funkcije.

$$u(c) = -\frac{1}{2}(\beta - c)^2 \quad (19)$$

što implicira da je granična korisnost linearna funkcija po  $c$ . Ako je  $r$  konstantan u jednadžbi (17), dobit ćemo

$$\beta - c_1 = \frac{1+r}{1+\delta}(\beta - Ec_2) \quad (20)$$

Ako je  $r = \delta$ , odnosno ako je tržišna kamatna stopa jednaka subjektivnoj diskontnoj stopi, dobit ćemo

$$c_1 = E(c_2) \quad (21)$$

U svim ostalim slučajevima je  $c_t$  općenito linearna funkcija od  $E(c_2)$ . Ako s oznakom  $t$  označimo vremensko razdoblje, izraz (21) se može napisati u obliku

$$c_t = E_t(c_{t+1}) \quad (22)$$

pri čemu  $E_t$  označava očekivanja na temelju raspoloživih informacija u vremenu  $t$ . Budući je

$$c_{t+1} = E_t(c_{t+1}) + \varepsilon_{t+1} \quad (23)$$

gdje je posljednji član inovacije u razdoblju  $t+1$  koja se ne može prognozirati, dobit ćemo da je

$$c_{t+1} = c_t + \varepsilon_{t+1} \quad (24)$$

odnosno

$$c_{t+1} = \alpha c_t + \varepsilon_{t+1} \quad (25)$$

ukoliko  $r$  nije jednak  $\delta$  i  $\alpha$  nije jednak 1. Ukoliko je  $r > \delta$  slijedi da je  $\alpha > 1$  i obrnuto.

Ovo je poznata Hallova (1978) verzija stohastičke Eulerove jednadžbe. Izraz (24) je primjer tzv. "martingale procesa"<sup>18</sup>. Ukoliko je  $\varepsilon$  iid varijabla (neovisna, identično distribuirana) (24) se naziva i slučajni hod (random walk). Valja primijetiti da teorija ne tvrdi ništa o veličini stohastičkog člana  $\varepsilon_t$ , kao ni o njegovoj varijanci. Hall je tvrdio da je (24) samo prva aproksimacija koja vrijedi jedino u slučaju, ako je tržišna kamatna stopa jednaka subjektivnoj diskontnoj stopi  $i$ , ako su egzogeni šokovi koji utječu na veličinu osobne potrošnje relativno maleni u odnosu na veličinu ukupne osobne potrošnje.

Hallov rezultat ima veliko, gotovo revolucionarno značenje u istraživanju funkcije osobne potrošnje jer tvrdi da je pod određenim uvjetima najbolja procjena sutrašnje potrošnje veličina današnje potrošnje korigirana za vremenski trend. Nikakva druga informacija o veličini drugih varijabli poput dohotka, bogatstva, kamatnih stopa ili slično nije potrebna. Pretpostavke pod kojima vrijedi ovakva tvrdnja su sljedeće:

- a) ne postoje kreditna ograničenja,
- b) funkcija korisnosti je kvadratna aditivna tijekom vremena,
- c) ne postoje potrošačke navike ili troškovi prilagodbe,
- d) riječ je o netrajnim potrošnim dobrima i uslugama,
- e) subjektivna diskontna stopa  $\delta$  je ista za sve potrošače i jednaka je realnoj tržišnoj kamatnoj stopi  $r$ ,
- f) nema grešaka u mjerenju osobne potrošnje niti velikih šokova u gospodarskom sustavu,
- g) razdoblje u kojem potrošač donosi odluku podudara se s razdobljem na koje se podaci o potrošnji odnose,
- h) realna kamatna stopa je konstantna,
- i) postoje racionalna očekivanja.

---

<sup>18</sup> Stohastički član  $\varepsilon_t$  ima očekivanje jednako nula i nije autokoreliran s  $\varepsilon_{t-1}$ ,  $\varepsilon_{t-2}$ ,  $\varepsilon_{t-n}$ . Ukoliko vrijedi i pretpostavka da  $\varepsilon_t$  ima homoskedastičnu varijancu, tada izraz (24) zovemo slučajan hod.

Uz navedene pretpostavke se izvodi agregatna funkcija osobne potrošnje. Sad još valja pokazati da inovacija u funkciji potrošnje  $\varepsilon_{t-1}$  nije ništa drugo nego inovacija u veličini permanentnog dohotka. Kako je međutim permanentni dohodak samo drugi način zapisa teorije životnog ciklusa, gdje se umjesto ukupnog toka dohodaka tijekom životnog ciklusa, koristi ukupno očekivano bogatstvo koje potrošač ima na raspolaganju tijekom života, to se Hallova verzija slučajnog hoda osobne potrošnje može prikazati u okviru teorije životnog ciklusa. Prvo se dobije izvedena funkcija osobne potrošnje koja udovoljava uvjetu (21) u kojoj je potrošnja proporcionalna ukupnom bogatstvu koje pojedinac očekuje da će steći tijekom cjelokupnog života  $E_t W_t$ .

U modelu s više razdoblja uvjet (21) vrijedi za sva razdoblja. Ukoliko uvedemo operator očekivanja uz budžetsko ograničenje u (2) dobivamo:

$$E_t(c_s + A_s) = E_t(y_s + A_{s-1}(1+r)) \quad (26)$$

ili u obliku očekivanja sa standardnim budžetskim ograničenjem u okviru teorije životnog ciklusa vrijedi

$$\sum_{s=0}^T \left( \frac{1}{1+r} \right)^s E_t c_{t+s} = A_{t-1}(1+r) + \sum_{s=0}^T \left( \frac{1}{1+r} \right)^s E_t y_{t+s} \equiv E_t W_t \quad (27)$$

gdje je  $E_t c_t = c_t$  i  $E_t y_t = y_t$ . Kako je  $E_t c_{t+s} = c_t$ , za sve  $s < T$

$$c_t = E_t W_t / k_t \quad (28)$$

gdje je

$$k_t = \sum_{s=0}^T \left( \frac{1}{1+r} \right)^s \quad (29)$$

Izvedena funkcija osobne potrošnje (28) također se može izraziti u obliku permanentnog dohotka na način da se permanentni nevlasnički dohodak  $y_t^p$  definira kao ona veličina, koja kad se diskontira tijekom dohodaka

tijekom cjelokupnog života ima istu sadašnju vrijednost kao i očekivani stvarni tok nevlasničkih dohodaka koje će kućanstvo primiti tijekom promatranog razdoblja. To se može napisati i kao

$$\sum_{s=0}^T \left( \frac{1}{1+r} \right)^s E_t y_t^p = \sum_{s=0}^T \left( \frac{1}{1+r} \right)^s E_t y_{t+s} \quad (30)$$

gdje je  $E_t y_t = y_t$ . Kombinirajući prethodne četiri formule možemo osobnu potrošnju izraziti kao:

$$c_t = A_{t-1}(1+r)/\kappa_t + E_t y_t^p \quad (31)$$

Oдавде i potječe izraz hipoteza permanentnog dohotka s racionalnim očekivanjima (rational expectations permanent income hypothesis ili skraćeno REPIH). Ovo je danas prevladavajuća hipoteza u formuliranju funkcije osobne potrošnje.

Geometrijski opadajući ponderi u (30) na neki način sugeriraju razmatranje mogućnosti transformiranja jednakosti u obliku diferencija

$$E_{t+1} \frac{W_{t+1}}{1+r} - E_t W_t = \left( A_t + E_{t+1} \sum_{s=1}^T \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} \right) - \left( A_{t-1}(1+r) + y_t + E_t \sum_{s=1}^T \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} \right) = -c_t + \varepsilon_{t+1}^* \quad (32)$$

Kako je  $A_t - (1+r)A_{t-1} = y_t - c_t$ , sam  $\varepsilon_{t+1}^*$  je inovacija u diskontiranoj sadašnjoj vrijednosti dohotka počevši od razdoblja  $t+1$ . Ako postoji kvadratna funkcija korisnosti i jednakost između subjektivne i tržišne diskontne stope, tada je  $\kappa c_t = E_t W_t$  (28). Ukoliko sada na kraju zamijenimo  $E_t W_t$  i  $E_{t+1} W_{t+1}$  u (28) i uvrstimo izraz za  $\kappa$  iz (29) dobivamo da vrijedi

$$\sum_{s=1}^T \left( \frac{1}{1+r} \right)^s (c_{t+1} - c_t) = \varepsilon_{t+1}^* \quad (33)$$

što je je ekvivalentno (24) sa

$$\varepsilon_{t+1} = \varepsilon_{t+1}^* / \sum_{s=1}^T \left( \frac{1}{1+r} \right)^s \quad (34)$$

Očito je da je  $\varepsilon_{t+1}$  inovacija u vrijednosti diskontiranog permanentnog ne vlasničkog dohotka  $y_t^p$ , gdje je sam  $y_t^p$  definiran u (30).

To drugim riječima znači da je promjena u veličini osobne potrošnje ekvivalentna inovaciji, novoj pristigloj informaciji o veličini permanentnog dohotka. Pri tome treba uvijek imati na umu uvjet pod kojim ovaj zaključak vrijedi: stohastički član ili inovacija je neovisna o prethodnim inovacijama. Stoga promjene u očekivanjima budućih dohodaka (permanentni diskontirani dohodak) moraju biti ortogonalne ili u potpunosti nekorelirane s prethodnim promjenama u očekivanjima.

### **7.1.3. Racionalna očekivanja i Eulerova jednadžba - kritički osvrt**

Nijedna novina u makroekonomiji nije toliko utjecala na sadržaj promišljanja o makroekonomskim temama kao što je to pojava racionalnih očekivanja i njihova uporaba u proučavanju fenomena osobne potrošnje. Sve od ranih pedesetih, kada je još dominirala hipoteza permanentnog dohotka (PIH)), odnosno hipoteza životnog ciklusa (LCH) pa sve do sedamdesetih, situacija se nije značajnije promijenila. Pojava Hallova modela značila je prekretnicu u formuliranju funkcije osobne potrošnje. Eulerova jednakost koja je ključna kod optimiziranja korisnosti od strane potrošača jednostavno tvrdi da bi potrošnja trebala slijediti slučajni hod pa prema tome je nije moguće ni predvidjeti, kao što se do tada tvrdilo u uporabi strukturalnih funkcija potrošnje. Rezultati empirijskih istraživanja najčešće upućuju na zaključak da potrošnja slijedi približno slučajan hod, ali određene varijable ipak su značajne u predviđanju buduće potrošnje, što je u suprotnosti s Hallovim zaključkom.



Jedan dio autora je započeo istraživati moguće uzroke zašto potrošnja ne slijedi slučajan hod i pronašao odgovor u postojanju kreditnih ograničenja. Drugi dio istraživača je pak kao odgovor ponudio specifičnost trajnih potrošnih dobara, gdje izdatak za potrošnju nastaje u jednom trenutku, a ona pružaju određene usluge potrošaču tijekom dugog vremenskog razdoblja. Treći su kao objašnjenje nudili promjenu očekivanih realnih stopa povrata na imovinu, suprotno Hallovoj pretpostavci, da je realna tržišna kamatna stopa konstantna.

Još od vremena Keynesa, modeliranje osobne potrošnje se uglavnom temeljilo na pronalaženju strukturnog odnosa između dohotka (ponekad i kamatne stope) i potrošnje. Friedmanovu teoriju permanentnog dohotka i Modiglianijevu hipotezu teorije životnog ciklusa treba promatrati kao prijedlog načina na koji varijabla dohodak treba biti uključena u funkciju osobne potrošnje. Ključna stvar je bila da privremene promjene dohotka mogu imati samo manji učinak na veličinu osobne potrošnje za razliku od trajnih promjena veličine dohotka. Friedman je u izgradnji svoje funkcije koristio distribuirani geometrijski lag s opadajućim koeficijentima u pokušaju da ocjeni neopazivu varijablu permanentni dohodak. Muth (1960) je s druge strane uveo pojam racionalnih očekivanja i pokazao da je Friedmanova specifikacija permanentnog dohotka kao distribuiranog geometrijskog laga valjana samo u posebnim slučajevima. Međutim, ekonomisti su u to vrijeme uglavnom zanemarili Muthove zaključke i nastavili modelirati prema Friedmanovu modelu. Situacija se značajno promijenila tek s ponovnim afirmiranjem racionalnih očekivanja i oživljavanjem interesa za Eulerove jednadžbe.

Ando i Modigliani (1963) su također uz uvažavanje očekivanja potrošača o veličini dohotka, u biti izgradili strukturnu funkciju osobne potrošnje. Stoga su u funkciju uveli i varijablu nezaposlenosti za koju su mislili da je značajna za procjenu kućanstava o veličini permanentnog dohotka. Stvari su se značajno promijenile s Lucasovom kritikom (1976). Njegova kritika se odnosila na pretpostavku stabilnih i predvidljivih koeficijenata

u modeliranju gospodarskih sustava. To stoga što racionalni subjekti percipiraju budućnost, mijenjaju svoje ponašanje, pa prema tome se i koeficijenti u takvim funkcijama gotovo po definiciji moraju mijenjati s promjenom gospodarske politike ili pojavom novih informacija. Lucas nije posebice kritizirao funkciju osobne potrošnje kao jednu od osnovnih sastavnica takvih modela, već je kritizirao sam pristup u modeliranju koje postaje besmisleno ukoliko koeficijenti nisu stabilni, pa prema tome i ne postoji takvo što kao što je funkcija potrošnje. Lucasova kritika funkcije potrošnje je u velikoj mjeri bila zasjenjena njegovom kritikom Philipsove krivulje oko koje je postojalo mnogo više zanimanja u to vrijeme, jer je svjetsko gospodarstvo prvi put iskusilo rastuću inflaciju i stagnaciju u isto vrijeme.

Sljedeći važan korak u primjeni racionalnih očekivanja u funkciji potrošnje je svakako učinio Hall (1978). Hall u biti nije pokušao popraviti dotadašnje tradicionalne strukturne funkcije potrošnje. On je jednostavno formulirao novi model vodeći se idejom da potrošači maksimiziraju svoju korisnost tijekom vremena uz nepromijenjenu kamatnu stopu. Osnovna ideja je bila pogledati u Eulerovu jednadžbu i vidjeti mogu li se iz te jednadžbe izvući nedvojbeni zaključci. Ukratko, Eulerova jednadžba pretpostavlja jednakost između granične stope supstitucije između potrošnje u dva razdoblja i relativne cijene takve korisnosti u dva razdoblja. Relativna cijena nije ništa drugo nego sadašnji diskontirani trošak jedinice buduće potrošnje. Matematički, uklatko valja to ponoviti još jednom budući da Hallov model čini okosnicu empirijskog dijela ovog rada. To znači da potrošač nastoji maksimizirati

$$E_t \sum_s \left( \frac{1}{1+\delta} \right)^s u(c_{t+s}) \quad (35)$$

$$\sum_s \left( \frac{1}{1+r} \right)^s (c_{t+s} - w_{t+s}) = A_t \quad (36)$$

Eulerova jednakost izražava jednakost između granične stope supstitucije i relativne cijene potrošnje u dva razdoblja:

$$E_t u'(c_{t+1}) = \frac{1 + \delta}{1 + r} u'(c_t) \quad (37)$$

To znači da je granična korisnost potrošnje u sljedećem razdoblju jednaka graničnoj korisnosti potrošnje danas, korigirano s omjerom subjektivne diskontne stope i tržišne kamatne stope. Drugi način da se to isto izrazi jest:

$$u'(c_{t+1}) = \frac{1 + \delta}{1 + r} u'(c_t) + \varepsilon_t \quad (38)$$

gdje je  $\varepsilon$  slučajna varijabla, čije očekivanje u vremenu  $t$  je jednako nuli (u vremenu kad potrošač odabire razinu potrošnje  $c_t$ ). Štoviše,  $\varepsilon$  je nekoreliran s  $u'(c_t)$  pa je ovo zapravo regresijska jednadžba. Kad bi oblik funkcije korisnosti  $u()$  bio poznat, mogli bismo empirijski testirati načelo optimiziranja u ponašanju potrošača. Za potrošača koji maksimizira korisnost nijedna varijabla iz razdoblja  $t$  ne bi smjela biti značajna u funkciji. Ukoliko je pak moguće pronaći varijablu koja pomaže u predviđanju granične korisnost u sljedećoj godini, a u isto vrijeme je potrošaču ta varijabla bila poznata u razdoblju kad je donosio odluku o veličini potrošnje u razdoblju  $t$  ( $c_t$ ), to bi značilo da potrošač ne optimizira, a to je u suprotnosti s pretpostavkom racionalnog potrošača.

Hall u svom originalnom radu nije pokušao specificirati određenu funkciju korisnosti. Umjesto toga, on je tvrdio da se Eulerova jednakost može dobro aproksimirati kvadratnom funkcijom korisnosti. U tom slučaju funkcija osobne potrošnje se može napisati kao

$$c_{t+1} = \lambda c_t + \varepsilon_t \quad (39)$$

Testiranje valjanosti Hallova modela se tada sastoji u dodavanju varijabli na desnoj strani i izračunavanju standardnih statističkih pokazatelja poput  $t$  i  $F$  vrijednosti za te varijable. Ukoliko se bilo koja od njih pokaže značajnom, hipoteza o valjanosti REPIH modela se odbacuje. Kao najčešći razlozi odbacivanja Hallova modela navode se postojanje navika u potrošnji, postojanje neizvjesnosti, postojanje trajnih potrošnih dobara i postojanje kreditnih ograničenja<sup>19</sup>.

Ovo je bio kraći prikaz osnovnih teorijskih postulata u izvođenju Hallova modela slučajnog hoda. U nastavku je prije empirijskog modeliranja dan i kraći prikaz osnovnih teorijskih postulata u modeliranju osobne potrošnje preko modela ispravljenih grešaka kao alternativnog načina modeliranja osobne potrošnje.

## **7.2. Model ispravljenih grešaka (ECM)**

Dok je Hall za modeliranje osobne potrošnje u slučaju postojanja racionalnih očekivanja s permanentnim dohotkom ponudio slučajni hod (random walk) kao oblik funkcije i pokazao da je duboko teorijski utemeljen na maksimiziranju korisnosti potrošača, kod ECM modela to nije slučaj.

### **7.2.1. Razvitak ECM modeliranja**

Za razvitak ECM modeliranja zaslužna je London School of Economics. Začetke modeliranja ECM-a nalazimo kod Phillipisa (1954, 1957) koji je prvi uveo općenito pojam ispravljenih grešaka u ekonomiji. Phillips je to napravio u okviru svoje analize politike stabilizacije. U svom poznatom članku (Phillips, 1958) o nadnicama i zaposlenosti Phillips je ustvrdio da

---

<sup>19</sup> Više o tome vidjeti u Lovrinčević (2000.).

stopa rasta nadnica ovisi o razini nezaposlenosti, promjeni razine nezaposlenosti, te o stopi inflacije. Ako nezaposlenost promatramo kao određenu grešku, devijaciju (error), koja predstavlja odstupanje između stvarne zaposlenosti i željene razine pune zaposlenosti, tada se nadnice mogu promatrati kao kontrolna varijabla koja ima povratni utjecaj na veličinu odstupanja. Philips je svoje promišljanje matematički izrazio u loglinearnom obliku:

$$\Delta w_t = \Delta w_t^* + k_p \Delta u_{t-1} + k_i u_{t-1} + k_d \Delta^2 u_t \quad (40)$$

gdje je  $\Delta w_t^*$  ravnotežna ili ciljana stopa rasta nadnica,  $w$  je logaritam visine nadnica, a  $u$  je stopa nezaposlenosti.

Sljedeći značajan doprinos u razvoju ECM modela dao je Sarganov članak (1964), u kojem se bavio primarno ekonometrijskom metodologijom kod ocjenjivanja strukturnih modela s autokoreliranim greškama. Sargan je modelirao zavisnost između nadnica i cijena što je izrazio sljedećom funkcijom:

$$\Delta w_t = a_0 + a_1 \Delta p_{t-1} - a_2 u_{t-1} - a_3 (w-p)_{t-1} \quad (41)$$

gdje je  $p$  logaritam razine cijena. Sargan ističe da ta funkcija sadrži dvije sastavnice. Prva je lagirani parcijalni proces prilagodbe  $(w-p)_{t-1}$ , gdje se nominalne nadnice prilagođavaju kako bi smanjile razliku u tekućem razdoblju između stvarne i željene visine nadnica iz prethodnog razdoblja. Druga varijabla u funkciji je željena visina realnih nadnica  $(w-p)^*$ . Ovo se može zapisati i kao:

$$\begin{aligned} \Delta w_t &= \gamma [(w-p)_{t-1}^* - (w-p)_{t-1}] \\ (w-p)_t^* &= \omega_t + \theta \Delta p_t - \eta u_t \end{aligned} \quad (42)$$

gdje je  $\gamma$  faktor proporcije između ravnotežne nadnice iz prethodnog razdoblja i stvarne nadnice koja se prilagodila u tekućem razdoblju;  $\omega_t$

predstavlja neke egzogene čimbenike (produktivnost i politiku dohodaka konkretno u Sarganovu članku),  $\eta$  je elastičnost ravnotežne realne nadnice s obzirom na stopu nezaposlenosti i  $\theta$  je osjetljivost ravnotežne realne nadnice na stopu inflacije. To je poseban slučaj Phillipsova modela korekcije grešaka, gdje je devijacija opisana kao odstupanje stvarnih realnih nadnica od željenih realnih nadnica.

U razvitku ECM modela uslijedio je iznimno značajan članak Davida Hendrya (1980), koji se prvenstveno bavio problemom modeliranja u ekonometriji, konkretno tzv. modeliranjem od općeg prema posebnom (general to specific modelling). Hendry je u svojim promišljanjima bio pod snažnim dojmom članka koji je u ovom radu već spomenut, Davidson i sur. (1978), u kojem su se autori bavili modeliranjem vremenskih serija dohotka i osobne potrošnje. Hendry je svoja promišljanja prikazao na primjeru definiranja funkcionalne ovisnosti između dviju varijabli,  $y$  i  $x$ , gdje je  $y$  prikazan kao

$$y_t = a_0 + b_0 x_t + b_1 x_{t-1} + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (43)$$

i  $\varepsilon_t$  je rezidual sa svojstvima bijelog šuma (white noise). Ovo je tzv. opći ili polazni oblik funkcije, gdje je zavisna varijabla  $y$  općenito prikazana kao funkcija tekuće nezavisne varijable  $x$  te prethodne nezavisne varijable  $x_{t-1}$  i autoregresivnog člana  $y_{t-1}$ . Modeli takvog tipa se općenito nazivaju modeli s autoregresivnim distribuiranim lagom (autoregressive distributed lag -ADL). Jednadžba (43) se može napisati i kao:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1 x_{t-1} + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (44)$$

gdje je  $a_0 = \alpha_0$ ,  $b_0 = \beta_0$ ,  $\alpha_1 = a_1 - 1$ ,  $\beta_1 = b_0 + b_1$

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \psi_1 x_{t-1} - \psi_0) + \varepsilon_t \quad (45)$$

gdje je  $\lambda = -\alpha_1$ ,  $\psi_1 = \beta_1 / \alpha_1 = (b_0 + b_1) / (1 - a_1)$ ,  $\psi_0 = \alpha_0 / \alpha_1$

Međutim, ostaje problem tumačenja pojedinih parametara u toj funkciji. Većina autora te parametre tumači na način da je  $\beta_0$  pokazatelj kratkoročne promjene varijable  $y$  s obzirom na varijablu  $x$ , da je  $\lambda$  parametar koji prikazuje brzinu prilagodbe ravnotežnom dugoročnom odnosu varijabli  $y$  i  $x$ , dok je  $\psi_1$  parametar koji pokazuje dugoročni utjecaj promjene varijable  $x$  na varijablu  $y$ . Za određene aplikacije se uzima da je  $\psi_1=1$ , što znači da, ako su varijable dane u logaritamskom iskazu, omjer između njih je konstantan tijekom dugoročnog razdoblja. Nedugo zatim istu pretpostavku nalazimo u mnogim aplikacijama poput izračunavanja brzine opticaja novca (Hendry, 1980), izračunavanja jaza između rasta nadnica i produktivnosti (Bruno i Sachs, 1985) ili npr. pariteta kupovne moći (Edison, 1987). Pretpostavka jediničnog koeficijenta daje ECM-ov najprepoznatljiviji oblik:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta x_t - \gamma (y_{t-1} - x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (46)$$

Ravnotežno, dugoročno stabilno rješenje ove jednakosti podrazumijeva da je  $y_t=y_{t-1}$  i  $x_t=x_{t-1}$ , što daje:

$$y = \frac{\alpha}{\gamma} + x \quad (47)$$

Davidson i sur. su ovaj omjer interpretirali kao procjenu dugoročne granične sklonosti potrošnji iz tekućeg dohotka, odnosno kao testiranje hipoteze permanentnog dohotka.

Najnoviji doprinos razvoju ECM modeliranja dan je u Granger i Engle (1987). Kao ekonometričari, oni su primijetili da većinu ekonomskih serija karakterizira postojanje trenda i stacionarnih<sup>20</sup> stopa rasta. To znači da su integrirane reda jedan ili kraće  $I(1)$  i lako se stacioniraju uzimanjem prvih diferencija. Autori su si postavili pitanje kako stacionarna varijabla  $\Delta y_t$  (integrirana reda nula) može biti objašnjena kretanjem dvije

<sup>20</sup> Koncepti i definicije iz analize vremenskih serija su preuzeti uglavnom iz Hamilton (1994).

nestacionarne varijable  $y_{t-1}$  i  $x_{t-1}$  koje su  $I(2)$ . Problem je u tome što su dvije strane u jednakosti (45) različitog reda integriranja, osim ako linearna kombinacija  $y_t - \psi_t x_t$  nije također stacionarna. U pojmovima teorije osobne potrošnje to je istovjetno zahtjevu da postoji dugoročni stabilni odnos između osobne potrošnje i dohotka kao što predviđa teorija permanentnog dohotka. Stoga je modeliranje korektivnog člana  $(y_{t-1} - x_{t-1})$  u modelu ECM i testiranje kointegriranosti vremenskih serija potrošnje i dohotka istovremeno i empirijsko testiranje valjanosti teorije permanentnog dohotka.

Općenito, linearna kombinacija od  $I(1)$  varijabli će također biti  $I(1)$ , ali ako se dogodi da je ta kombinacija reda  $I(0)$ , kažemo da su one kointegrirane (Engle i Granger, 1987). Ukoliko su pak kointegrirane, tada se mogu predstaviti preko modela korigiranih grešaka. Vrijedi i obrnuto, ukoliko je moguće serije prikazati kao ECM model, tada su kointegrirane.

ECM literatura je uglavnom ignorirala problem postojanja racionalnih očekivanja zamjenjujući teorijske očekivane vrijednosti varijabli sa stvarnim vrijednostima varijabli.

### **7.2.2. ECM modeliranje osobne potrošnje**

Kao što je već spomenuto, problemom modeliranja funkcije osobne potrošnje intenzivno su se bavili Davidson i sur. (1978). Kao prvo, valjalo je napraviti model koji će biti konzistentan s empirijskim opažanjima o ponašanju osobne potrošnje u Velikoj Britaniji. Potom, valjalo je postići stabilnost svih parametara u funkciji, a ne kao što je to bio slučaj do tada, da uslijed visoke nestabilnosti parametara predviđanja buduće potrošnje nisu bila zadovoljavajuća. Treći je zahtjev bio da model može u potpunosti objasniti i obuhvatiti informacije koje su nudili prijašnji modeli osobne potrošnje. Davidson i sur. u svom modelu koriste samo stvarno zabilježene varijable, nasuprot Hallu i hipotezi REPIH, gdje su pored realiziranih značajne i očekivane vrijednosti varijable, kao i



testiranje ortogonalnosti tekućih inovacija u odnosu na varijable iz prethodnih razdoblja.

Premda ekonomska teorija pruža određene ideje o dugoročnom odnosu ili tzv. stabilnom ravnotežnom odnosu (steady state) između određenih varijabli, takve relacije obično nisu veoma korisne za modeliranje kratkoročne dinamike. Kod modela ECM je upravo ključan dugoročni odnos dviju varijabli, koji se statističkim rječnikom naziva i kointegracijom. S druge strane, Davidson i sur. koriste i drugu sastavnicu u funkciji potrošnje koja opisuje kratkoročnu funkcionalnu vezu dviju varijabli, tekućeg dohotka i tekuće osobne potrošnje. U modeliranju Davidson i sur. su pošli od sljedećeg polinoma prvog reda, gdje su sve varijable dane u logaritamskom zapisu:

$$\Delta_1 c_t = \beta_1 \Delta_1 y_t + \gamma (y_{t-1} - c_{t-1}) + v_t \quad (48)$$

Kako su autori u svom originalnom radu radili s nedesezoniranim kvartalnim podacima, dodali su još i varijablu koja opisuje sezonske diferencije te dobili osnovnu formulaciju koja je postala standardom u sljedećih dvadesetak godina:

$$\Delta_4 c_t = b_1 \Delta_4 y_t + b_2 \Delta_1 \Delta_4 y_t + b_3 (c - y)_{t-4} + w_t \quad (49)$$

Funkcija osobne potrošnje u (49) odgovara, izraženo u pojmovlju teorije optimalne kontrole, modelu povratne informacije (feedback information). Naime, potrošači planiraju potrošiti u svakom kvartalu isto koliko su potrošili u istom kvartalu prethodne godine, korigirano za godišnju promjenu dohotka. Razlika  $(c - y)$  koja u funkciji ima ulogu varijable oslikava dugoročni odnos između osobne potrošnje i dohotka. Koeficijent ispred te razlike,  $b_3$ , opisuje brzinu prilagodbe odstupanja osobne potrošnje iz prethodnog razdoblja od dugoročnog odnosa. Razlika između  $c$  i  $y$  je, ukoliko su varijable kointegrirane, stacionarna, te su sve varijable u funkciji potrošnje stacionarne i ne postoji mogućnost pojave slučajne regresije (spurious regression) kao što je to kod

nestacionarnih serija ili većine klasične ekonometrije. Dugoročna kointegriranost između  $c$  i  $y$  zadovoljava postulate teorije permanentnog dohotka, dakle dugoročni udio osobne potrošnje u dohotku je stabilan, te se stoga ta razlika naziva i testom valjanosti permanentnog dohotka. Ukoliko ne postoji dugoročna kointegriranost između tih dviju varijabli, automatski se odbacuje i valjanost hipoteze permanentnog dohotka.

S druge strane, varijabla  $\Delta y_t$  opisuje kratkoročnu graničnu sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka, ili bolje rečeno, ona opisuje kratkoročnu dinamiku. Stoga se funkcija osobne potrošnje Davidsona i sur. sastoji primarno od dva dijela. Varijable razlike između dugoročno kointegriranih varijabli dohotka i osobne potrošnje (*konstantan  $c/y$* ) koji opisuje dugoročnu dinamiku i kratkoročne komponente  $\Delta y_t$ , koji opisuje marginalnu sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka. Funkcija (45) se može proširiti da obuhvati učinke inflacije, kreditnih ograničenja i sličnih pojavnosti u gospodarskom sustavu.

ECM model je proširivan na razne načine tijekom vremena, i većina empirijskih rezultata je opravdala uporabu ovakvog modeliranja. Jedan značajan dio proširenja modela proizlazio je iz samog redefiniranja sadržaja korištenih varijabli. Najčešće je bilo riječi o redefiniranju vrijednosti varijable tekućeg dohotka.

Hendry i von Ungern-Sternberg (1981) su dodali dvije nove varijable. Prva je još jedan mehanizam korekcije nazvan dugoročni odnos tekućeg dohotka i ukupnog bogatstva za koji se pretpostavlja da ga racionalan potrošač u dugom roku nastoji održati. Druga varijabla koju su dodali su bili vlasnički dobiti i gubici ili, drugim riječima, učinci inflacije na imovinu i kretanje relativnih cijena pojedinih oblika imovine. To su napravili s nakanom da dobiju seriju tzv. prilagođenog dohotka. Prilagođeni dohodak je jednak tekućem nominalnom dohotku prilagođenom za vlasničke gubitke/dobitke.

Patterson (1985) je prvi koristio definiciju neto dohotka. Neto dohodak je jednak tekućem dohotku umanjenom za deprecijaciju te vlasničke gubitke i dobitke na trajnim potrošnim dobrima i vlasničke gubitke/dobitke na likvidnoj imovini. Rezultati predviđanja kretanja osobne potrošnje su značajno popravljani, jer je postalo jasno da ponekad koncept tekućeg dohotka, kako ga opisuje sustav nacionalnih računa, nije dostatan za objašnjavanje kretanja osobne potrošnje.

S druge strane, Bollerslev i Hyllerberg (1985) su prvi doveli u pitanje valjanost uporabe same pretpostavke postojanja dugoročnog odnosa između izdataka na netrajna potrošna dobra i usluge, jer to nije isto što i koncept dugoročnog odnosa izdataka na sva dobra i usluge, uključujući i trajna, kao što je slučaj kod hipoteze permanentnog dohotka. Do tada je obično uzimana kao prva aproksimacija veličina izdataka na netrajna potrošna dobra i usluge, jer je bilo poprilično poteškoća oko procjene toka usluga koje pružaju trajna potrošna dobra tijekom godine. Stoga autori dodaju u standardni ECM okvir pretpostavku da je elastičnost potrošnje s obzirom na dohodak kod potrošnje netrajnih potrošnih dobara manja od jedan kako to predviđa teorija permanentnog dohotka, ali se približava prema dugoročnoj elastičnosti veličine jedan kako dohodak raste.

Empirijski rezultati su opravdali uporabu ECM modela za Veliku Britaniju i Njemačku, ali su statistička svojstva koeficijenta dobivenih pri analizi osobne potrošnje u SAD bila nezadovoljavajuća (Speight, 1990). Već od samih početaka testiranja uglavnom je došlo do podjele u modeliranju funkcije osobne potrošnje na Hallov model i ECM model. Hallov model je uglavnom korišten u SAD.<sup>21</sup>

---

<sup>21</sup> Detaljniji prikaz tehnika modeliranja od općenitog prema posebnom (from general to specific) kao i kraći pregled empirijskih rezultata prikazani su u (Charemza i Deadman, 1992, 1997).

ECM pristup je primarno britanski pristup u modeliranju funkcija osobne potrošnje i dobrim dijelom prevladava u europskim empirijskim istraživanjima.

Brojna istraživanja tijekom posljednjih dvadesetak godina su uglavnom nalazila empirijsku potvrdu valjanosti ECM modela. To se ne bi moglo reći i za Hallov model. Random walk model je, iako mnogo dublje teorijski utemeljen, češće empirijski odbijan nego ECM model koji ima mnogo slabiju teorijsku utemeljenost.

### **7.2.3. Usporedba Hallovog modela i ECM modela i neke teorijske implikacije za ekonomsku politiku**

Kao što je već ranije spomenuto, REPIH je model s racionalnim očekivanjima temeljen na potrošačima koji maksimiziraju svoju korisnost pokušavajući racionalno predvidjeti budućnost. ECM je s druge strane više orijentiran na ponašanje potrošača koje se temelji na iskustvu iz prethodnog razdoblja (backward-looking model) i prvenstveno se bavi kratkoročnom dinamikom osobne potrošnje. Iz razlika u metodologiji modeliranja i pretpostavkama korištenim kod pojedinih modela proizlaze i razlike u predviđanju ponašanja potrošača značajne za nositelje ekonomske politike.

Jedna od najznačajnijih razlikovnih osobina je da REPIH model predviđa da sve anticipirane promjene dohotka od strane potrošača neće imati utjecaja na veličinu buduće potrošnje kad se stvamo ta potrošnja dogodi budući da je informacija o veličini buduće potrošnje već diskontirana i ugrađena u veličinu današnje potrošnje. Isto tako ukupan učinak anticipiranih promjena će imati učinak na potrošnju samo ako potrošači misle da je ta promjena trajnog a ne tranzitornog karaktera. Zbog postojanja mehanizma racionalnih očekivanja promjene u fiskalnoj ili monetarnoj politici anticipirane ranije, kao i promjene u npr. uvjetima razmjene, neće imati nikakva učinka na veličinu osobne potrošnje ukoliko su pravilno anticipirane od strane potrošača.

S druge strane, ECM model predviđa promjene u veličini osobne potrošnje prvenstveno zbog promjena tekućeg dohotka, a tek potom odstupanja od dugoročnog odnosa potrošnje i dohotka kao rezultat potrebne korekcije iz prethodnog razdoblja. Razlika između predviđanja ECM modela i REPIH Hallova modela je najuočljivija na primjeru promjene poreznog opterećenja. ECM model predviđa da će se učinak na potrošnju dogoditi onog trenutka kad se promijeni tekući dohodak. Hallov model s racionalnim očekivanjima s druge strane nudi drukčije argumente. Model predviđa da će, ukoliko potrošači imaju informaciju o najavljenom smanjenju poreznog opterećenja u sljedećem razdoblju, već u tekućem razdoblju diskontirati veličinu tog rasterećenja na način da raste očekivani permanentni dohodak, a time i veličina potrošnje u razdoblju prije nego je stvarno došlo do poreznog rasterećenja.

Sljedeća razlikovna osobina se tiče varijabli koje se trebaju nalaziti u funkciji osobne potrošnje. Kod REPIH modela nema mnogo dvojbe budući da je čvrsto teorijski utemeljen i zapravo točno utvrđuje one varijable koje se ne bi nikako smjele naći u funkciji osobne potrošnje ukoliko je sama REPIH hipoteza točna. To je prije svega dohodak iz prethodnih razdoblja, ukoliko je već uključena osobna potrošnja iz prethodnog razdoblja ( $C_{t-1}$ ) u kojoj je sadržan sav informacijski skup dostatan potrošaču za racionalno predviđanje.

ECM model s druge strane obično nema u potpunosti razvijenu teoretsku shemu. Osim što je jasno da mora imati svoju kratkoročnu komponentu (tekući dohodak), te dugoročni korektivni omjer potrošnje i dohotka iz prethodnog razdoblja, sve ostale varijable poput kreditnih ograničenja, inflacije, omjera dohotka i imovine valja dodavati funkciji osobne potrošnje i testirati njihovu signifikantnost.

Postoji i razlika u načinu na koji modeli tretiraju postupak ispravljanja grešaka u predviđanjima potrošača u prethodnom razdoblju. Kod ECM modela eksplicitno je uneseno odstupanje od dugoročnog ravnotežnog odnosa  $c/y$  odnosno  $w/y$  kao varijabla. Greške mogu nastati zbog grešaka

u predviđanjima potrošača temeljenim na prethodnom iskustvu, zbog nedostatnih informacija, ili pak zbog spore prilagodbe ravnotežnom stanju, zbog postojanja npr. kreditnih ograničenja ili visokih troškova skokovite prilagodbe. Nasuprot tome, REPIH pretpostavlja da će odstupanja od optimalnog rasporeda osobne potrošnje tijekom vremena imati oblik slučajnih odstupanja (white noise) i da potrošači ne rade sustavno grešku, te da je prilagodba na temelju racionalnih očekivanja trenutna. Posve je jasno ukoliko su nazočna ograničenja likvidnosti ili kreditna ograničenja u praksi, te ukoliko su veliki troškovi trenutne prilagodbe optimalnoj razini osobne potrošnje, tada i reziduali u funkciji neće imati raspored kao "white noise" reziduali.

Glede samih implikacija za nositelje ekonomske politike, valja reći da je tradicionalna teorija permanentnog dohotka i nastala kao odgovor na empirijsku činjenicu neučinkovitosti fiskalne politike sredinom šezdesetih godina. Teorija je, kao što je to već ranije navedeno, predviđala da će promjene u tekućem dohotku imati utjecaja na kretanje osobne potrošnje samo u onoj mjeri u kojoj potrošači te promjene smatraju trajnim. Ukoliko pak potrošači procjene da će fiskalna politika polučiti samo privremene, tranzitorne učinke, to neće imati nikakvih učinaka na kretanje osobne potrošnje. Stoga su izvučeni zaključci da neka sustavna fiskalna politika, čije učinke je moguće s lakoćom anticipirati, neće imati nikakva dugoročnog učinka na realne varijable poput outputa, zaposlenosti i slično. Međutim, zaključci da će sama valjanost teorije permanentnog dohotka djelovati stabilizirajuće na cijelo gospodarstvo, već su doživjeli kritiku početkom osamdesetih (Bilson, 1980). Naime, Bilson navodi da nije sama činjenica valjanosti teorije permanentnog dohotka dovoljna da djeluje kao stabilizator u cjelokupnom gospodarskom sustavu, već je to činjenica postojanja fenomena adaptivnih očekivanja.

Sama primjena modela racionalnih očekivanja u modeliranju funkcije osobne potrošnje osigurala je konzistentan i jasan način na koji valja tumačiti varijablu permanentnog dohotka, što nije bio slučaj u prošlosti

dok nije bio ugrađen mehanizam racionalnih očekivanja. Do tada se permanentni dohodak uglavnom ocjenjivao pomoću lagiranih prethodnih dohodaka s geometrijski opadajućim ponderima. Iako je to značilo veliki teorijski proboj i omogućilo sintezu mikroekonomskih postulata iz teorije ponašanja potrošača i teorije permanentnog dohotka s racionalnim očekivanjima, empirija i nije bila toliko naklonjena ovom novom modeliranju.

Empirija je mnogo češće podržala modeliranja osobne potrošnje preko ECM modela. To vjerojatno stoga, jer eksplicitno prepoznaje razliku između dugoročne i kratkoročne elastičnosti osobne potrošnje s obzirom na dohodak. ECM u tom smislu uključuje kako komponentu tekućeg dohotka (kratkoročna elastičnost), tako i kointegrirani dugoročni odnos između  $c$  i  $y$  (dugoročna elastičnost). Kod Hallova modela slučajnog hoda se uopće ne može govoriti o dugoročnoj i kratkoročnoj elastičnosti. Teorijska utemeljenost samog ECM modela je zaista slabašna u usporedbi s teorijskom utemeljenošću Hallova modela, ali ju je empirijski lako utvrditi. Samo dugoročnim testiranjima i gomilanjem pozitivnih i negativnih empirijskih nalaza može se u konačnici utvrditi da činjenice nedvojbeno upućuju na superiornost jednog ili drugog modela. U međuvremenu neki problemi pri definiranju obaju modela ostaju zajednički. To su prije svih:

- a) razlika između koncepta potrošnje kako je definiran u teoriji i koncepta izdataka na netrajna potrošna dobra i usluge kako je definirano u SNA 1993, jer je teško objektivno procijeniti vrijednost toka usluga koje pružaju trajna potrošna dobra ili imovina poput stambenih objekata;
- b) nepostojanje nedvojbene definicije koncepta dohotka koji bi obuhvatio i učinke inflacije, promjene relativnih cijena različite imovine te vlasničke dobitke i gubitke;
- c) utvrđivanje jasne veze između izdataka na trajna i netrajna potrošna dobra koja mogu biti komplementarna po karakteru, supstituti u određenoj mjeri ili pak nemaju ništa zajedničko u

- smislu karakteristika korisnosti koje pružaju potrošaču i mogu se konzumirati neovisno;
- d) eksplicitno i nedvojbeno uvrštavanje korisnosti koja proizlazi iz konzumiranja slobodnog vremena potrošača te pronalaženje odgovarajućih indikatora za takvu vrstu korisnosti.

### **7.3. Empirijsko modeliranje funkcije osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj preko Hallova modela i ECM modelom<sup>22</sup>**

#### **7.3.1. Osnovna svojstva serija potrošnje i raspoloživog dohotka u Republici Hrvatskoj<sup>23</sup>**

Nije bilo moguće zasebno izdvojiti iz serije osobne potrošnje potrošnju trajnih potrošnih dobara, pa izdvojiti tok usluga koje takva dobra pružaju tijekom godine potrošačima u iznosu amortizacije, već je izračunata serija prema konceptu izdataka uključujući u potrošnju godišnje izdatke za trajna potrošna dobra. Na taj način se implicitno smatra da je trajno potrošno dobro potrošeno u godini u kojoj je kupljeno, a ne da se troši tijekom niza godina. Za preporučeno izračunavanje toka usluga, odnosno godišnje deprecijacije fonda trajnih potrošnih dobara, ne postoji dostatna statistička osnovica, pa je stoga i serija potrošnje prikazana po konceptu izdataka prema preporukama sustava SNA 1993.

S druge strane, bilo bi dobro imati i seriju konstruiranu prema konceptu godišnjeg toka usluga koje pružaju trajna potrošna dobra. To stoga jer se dio standardne devijacije ukupne osobne potrošnje po konceptu

---

<sup>22</sup> Modeliranje je izvedeno u Eviews paketu, a outputi pojedinih operacija na čije rezultate se referira u tekstu prikazani su zasebno u statističkom dodatku i označeni su kao output od 1 do 14.

<sup>23</sup> Serija raspoloživog dohotka po stanovniku u stalnim cijenama 1990. godine označena je u cijelom poglavlju s DOHPC, dok je serija potrošnje po stanovniku u stalnim cijenama 1990. označena s POTROPC.



izdataka može pokazati iznimno važnim u slučaju kad se fond trajnih potrošnih dobara popunjava u vrlo nepravilnim razmacima s različitim intenzitetom, a ne prema nekom izglađenom AR(1) ili AR(2) modelu kako to predviđa teorija (Mankiw, 1982). Tada i ponašanje cijele serije koja se temelji na konceptu izdataka može biti određeno u znatnoj mjeri izdacima za trajna potrošna dobra, gdje njihova nepravilnost uvelike nadmašuje pravilnosti u ponašanju izdataka na netrajna potrošna dobra i usluge. To su rijetke situacije, ali to valja pripomenuti, jer se u slučaju Hrvatske ne može dobiti podatak o veličini fonda trajnih potrošnih dobara. Kako će se u nastavku pokazati, dinamika popunjavanja fonda trajnih potrošnih dobara, povezana s postojanjem kreditnih ograničenja kod takve vrste dobara, može značajno odrediti ponašanje serije osobne potrošnje koja se temelji na konceptu izdataka.

Prije samog modeliranja prikazani su osnovni podaci o serijama DOHPC i POTROPC u outputu 1 i outputu 2.

Seriya POTROPC ima aritmetičku sredinu 4241.3, medijan 4351.5, maksimalnu vrijednost 5730.0 ostvarenu u 1979. godini, te minimalnu vrijednost 2717.0 ostvarenu u 1993. godini. Od značenja je još veličina standardne devijacije koja iznosi 815.7, dok se ostali pokazatelji poput zaobljenosti i nagnutosti serije odnose na svojstva distribucije realiziranih vrijednosti i kao takve nemaju značenja za opis vremenske serije. Ti pokazatelji koji opisuju zvonolikost distribucije vrijednosti su rezultat kretanja veličine osobne potrošnje u Hrvatskoj. Osobna potrošnja je rasla do 1979. godine, te potom blago padala do sredine osamdesetih. Potom se pad znatno ubrzao u drugoj polovici osamdesetih da bi dostigao dno u ratnom okružju, 1993. godine. Od 1993. godine je trajao oporavak osobne potrošnje sve do 1998. godine, da bi 1999. godine potrošnja blago pala. Rezultat takvih kretanja je činjenica da je osobna potrošnja po stanovniku danas na razini veličine osobne potrošnje 1971. godine, što samo ukazuje na dubinu krize i pad standarda kroz gotovo dva desetljeća.

Seriya DOHPC ima aritmetičku sredinu 4641.7, medijan 4720, maksimalna vrijednost je 6150 ostvarena kao i kod osobne potrošnje u 1979. godini, dok je minimalna vrijednost 2762 ostvarena u 1993. godini. Standardna devijacija je 892.13. Gore spomenute činjenice o kretanju osobne potrošnje vrijede i za raspoloživi dohodak po stanovniku.

Odmah na samom početku se uočava jedna važna činjenica. Naime, u cijelom promatranom razdoblju (1970.-99.) standardna devijacija serije POTROPC čini 91,4% standardne devijacije serije DOHPC. U razdoblju 1990.-99., taj udio doseže čak 98%. Na taj način u uvodu je gotovo isključeno postojanje paradoksa pretjerane izgladenosti serije osobne potrošnje (*excessive smoothness*) koji je ekonomiste zaokupljao tijekom prethodnih dvadesetak godina. Naime, empirijske su činjenice zapadnih ekonomija, da su potrošači izgladivali osobnu potrošnju, više nego što to predviđa teorija životnog ciklusa, pa su i standardne devijacije osobne potrošnje dosezale jedva polovinu standardne devijacije serije raspoloživog dohotka, a najčešće jednu trećinu. Činjenica nepostojanja paradoksa izgladenosti serije osobne potrošnje je prva indicija da bi Hallov model slučajnog hoda mogao biti odgovarajući model, jer je inovacija u veličini permanentnog dohotka ( $\varepsilon_t$ ) gotovo u potpunosti prenesena na veličinu osobne potrošnje budući su standardne devijacije dviju serija gotovo jednake. Međutim, ovu indiciju još treba potvrditi empirijskim testiranjem.

Prošireni Dicky-Fullerov<sup>24</sup> test u outputu 3 pokazuje da serija POTROPC nije stacionarna prema MacKinnonovim kritičnim vrijednostima na

<sup>24</sup> Prošireni Dicky Fullerov test testira hipotezu da je koeficijent  $b$  u regresiji općenitog oblika  $dy_t = a + by_{t-1} + dy_{t-1} + \dots + dy_{t-n} + \text{timetrend}_t + \varepsilon_t$  jednak nuli. Ukoliko je to točno, tada govorimo o nestacionarnoj seriji. Ukoliko je  $b$  različit od nule, a manji od jedan, tada govorimo o stacionarnoj seriji. Konstanta  $a$  označava pomak u vremenskoj seriji (*drift*), dok  $\text{timetrend}_t$ , ukoliko postoji pokazuje promjenu  $dy$  kao funkciju vremena. Detaljnije o stacionarnosti vidjeti u Hamilton (1994).

razinama značajnosti od 1%, 5% i 10%. U testiranje stacionarnosti su uključene i jednom lagirana prva diferencija ( $D(\text{POTROPC}(-1))$ ) i dvaput lagirana prva diferencija ( $D(\text{POTROPC}(-2))$ ), dok slobodni član i linearni trend nisu značajni što se moglo i pretpostaviti s obzirom na kretanje serije u razdoblju 1970.-99. Kako je t-vrijednost<sup>25</sup> u apsolutnom iznosu (0.476) manja o teorijske vrijednosti ne može se odbaciti hipoteza da je koeficijent ispred varijable  $\text{POTROPC}(-1)$  jednak nuli, što implicira da je serija nestacionarna kad se testira na razini. Na isti zaključak navodi i vrijednost pokazatelja  $\rho$  ( $\rho=0.6384$ ).

Prošireni Dicky-Fullerov test u output 4 pokazuje da serije DOHPC također nije stacionarna na razinama značajnosti od 1%, 5% i 10%, kad se testira na razini.

Serija POTROPC nakon izračunavanja prvih diferencija, gdje je  $D(\text{POTROPC})_t = \text{POTROPC}_t - \text{POTROPC}_{t-1}$  postaje stacionarna, kako je to prikazano u outputu 5, na razinama značajnosti od 1%, 5% i 10%. Stoga zaključujemo da je serija POTROPC tzv. prvog reda integracije, što znači da nakon uzimanja prvih diferencija postaje stacionarna.

Serija DOHPC također nakon izračunavanja prvih diferencija, gdje je  $D(\text{DOHPC})_t = \text{DOHPC}_t - \text{DOHPC}_{t-1}$ , postaje stacionarna na razini značajnosti 1%, 5% i 10%. Stoga i za nju kažemo da je reda integracije 1, što se često zapisuje i kao  $I(1)$ .

Kako su obje serije, POTROPC i DOHPC, integrirane reda jedan, možemo ispitati njihovu dugoročnu kointegriranost, što će se pokazati kao presudno u daljnjem radu kod modeliranja serije osobne potrošnje preko modela korigiranih grešaka-ECM.

U outputu 11 je prikazana kointegracija serija POTROPC i DOHPC.

<sup>25</sup> t vrijednost je jednaka omjeru testiranog koeficijenta ispred varijable i standardne greške ocjene koeficijenta.

Rezultati pokazuju da su dvije serije dugoročno kointegrirane na razini značajnosti od 5%, te da postoji jedan kointegrirajući vektor. Na razini značajnosti od 1% nema kointegrirajućeg vektora, jer je 16,31 kao kritična teorijska vrijednost za odbacivanje hipoteze o nepostojanju kointegrirajućeg vektora veća od "likelihood omjera" 14,175. Međutim, na razini značajnosti 5%, (teoretska kritična vrijednost je jednaka 12,53) odbacujemo hipotezu o nepostojanju kointegrirajućeg vektora, te je jasno da postoji jedan takav vektor. *Taj vektor je POTROPC=0,935DOHPC. Kointegrirani vektor upućuje na zaključak da je dugoročna granična sklonost potrošnji iz dohotka u Hrvatskoj u razdoblju 1970-99 jednaka 93,5%, ili granična sklonost štednji iz tekućeg dohotka je 6,5%.* Rezultati kointegracije s obzirom na razine značajnosti upućuju i na zaključak da kointegracijska veza među varijablama POTROPC i DOHPC nije izuzetno jaka, ali se na razini značajnosti od 5% prihvaća postojanje kointegrirajućeg vektora. To međutim služi kao indicija da je prosječna stopa štednje iz tekućeg dohotka tijekom tridesetogodišnjeg razdoblja oscilirala, tj. da postoji dugoročni trend kretanja stope štednje kroz razdoblje 1970.-99. godine. To je i točno ukoliko pogledamo podatke o prosječnoj stopi štednje u dva različita razdoblja. U razdoblju 1970.-85. prosječna stopa štednje je iznosila 7.05%, dok je u razdoblju 1985.-99. prosječna stopa štednje iznosila 5.82%.

Valjanost kointegracije se može provjeriti i dodatnim ispitivanjem reziduala kointegracije. Naime, ukoliko su dvije serije kointegrirane, tada bi reziduali trebali biti stacionarni. Da je tomu tako pokazuje output 12. Reziduali iz kointegracije su stacionarni s vrlo visokom  $t$  vrijednošću ( $t=-5,03$ ), kao što teorija i predviđa.

### 7.3.2. Testiranje Hallova modela osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj

Kao što je već ranije pojašnjeno, Hallov pristup se sastoji u modeliranju osobne potrošnje kao slučajnog hoda. Ukoliko je potrošač racionalan, i ukoliko je devet ondje navedenih inicijalnih uvjeta ispunjeno, nijedna druga lagirana varijabla nakon uključivanja osobne potrošnje iz razdoblja ( $c_{t-1}$ ) ne bi smjela biti signifikantna. Ukoliko to nije slučaj, tada se potrošač ne ponaša racionalno, odnosno ne izjednačava marginalne korisnosti od potrošnje u različitim vremenskim razdobljima. S druge strane potrošač se možda ne ponaša racionalno kako to predviđa teorija, jer neki od devet inicijalnih uvjeta nije ispunjen. Najčešće se u literaturi apelira na postojanje kreditnih ograničenja, nesavršenog tržišta kapitala i postojanje neizvjesnosti.

Kao što je ranije spomenuto, naša serija izdataka po definiciji ne udovoljava konceptu toka usluga kako ih je Hall definirao, već se temelji na konceptu izdataka koji uključuju i trajna potrošna dobra. Značajnost ostalih uvjeta poput kreditnih ograničenja i slično u slučaju da se pokaže da funkcija potrošnje ne slijedi slučajni hod, valja tek utvrditi.

Funkcija potrošnje je definirana kao:

$$C_t = \alpha C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (50)$$

gdje koeficijent  $\alpha$  predstavlja godišnju stopu rasta (pada) osobne potrošnje, a  $\varepsilon_t$  je stohastički član koji ima očekivanu vrijednost nula i nije autokoreliran. Striktno govoreći, za testiranje Hallova modela je dovoljno da nađemo potvrdu "martingale procesa", gdje nije nužno da je varijanca stohastičkog člana  $\varepsilon_t$  homoskedastična. Ukoliko je i varijanca stohastičkog člana homoskedastična tada je stohastički član  $\varepsilon_t(iid)$  sa sredinom nula<sup>26</sup> i govorimo o testiranju slučajnog hoda. Dakle, slučajni

<sup>26</sup> U literaturi se susreće i naziv white noise rezidual.

hod je varijanta "martingale procesa" u kojem je i varijanca od  $\varepsilon_t$  homoskedastična. Testiranje Hallova modela se svodi prvo na utvrđivanje svojstava reziduala regresije, a potom na dodavanje lagiranih varijabli u funkciju i utvrđivanje njihove signifikantnosti.

Regresija oblika (50) za Republiku Hrvatsku je prikazana u outputu 7. Kao što je bilo i za očekivati, vremenski trend i pomak nisu značajni u funkciji oblika (50), jer potrošnja ne raste kontinuirano tijekom vremena. Dobiveni rezultat je

$$POTROPC=0,999825POTROPC(-1) \quad (51)$$

s velikom  $t$  vrijednošću (67.88879). Međutim, utvrđivanje postojanja slučajnog hoda svodi se na ispitivanje svojstava reziduala regresije. Kako u regresiji postoji lagirana zavisna varijabla, umjesto Durbinova testa, valja koristiti Breusch-Godfrey test za postojanje autokorelacije<sup>27</sup>. Rezultati testa su prikazani u outputu 8. Oni jasno upućuju na zaključak da reziduali nisu autokorelirani, jer je vrijednost Breusch-Godfrey statistike, koja je jednaka umnošku broja opažanja ( $T$ ) i  $R^2$  jednaka 2,408 dok je teoretska vrijednost hi-kvadrat distribucije koju ima Breusch-Godfreyev test za odbacivanje nulte hipoteze o nultim koeficijentima svih varijabli u regresiji, uz signifikantnost 5% za dva stupnja slobode<sup>28</sup> jednaka 5,99. Stvarna vrijednost je stoga znatno ispod teoretske i stoga ne možemo odbaciti hipotezu o nepostojanju autokorelacije drugog reda među

<sup>27</sup> Test se sastoji u testiranju značajnosti varijabli  $u_{t-1}, u_{t-2}, \dots$  u regresiji  $y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 u_{t-1} + \beta_3 u_{t-2} + \beta_4 u_{t-3}$ , gdje su  $u$  reziduali iz prethodno ocijenjene regresijske jednačbe. Ukoliko su svi koeficijenti počevši od  $\beta_2$  nesignifikantni, tada zaključujemo da ne postoji problem autokorelacije među rezidualima.

<sup>28</sup> Broj stupnjeva slobode jednak je redu autoregresivnih članova ( $p$ ). U našem slučaju testiranje je rađeno za autoregresivnost drugog reda.

rezidualima. Na isti zaključak upućuje i Ljung-Box  $Q^{29}$  statistika u outputu 8b. Teoretska vrijednost  $Q$  statistike četvrtog reda čime se testira postojanje autokorelacije između reziduala iznosi 4,14 dok je teoretska vrijednost za odbacivanje hipoteze o nepostojanju autokorelacije do vremenskog pomaka  $t-4$ , s 5% signifikantnosti jednaka 9,49.<sup>30</sup>

Ne(postojanje) autokorelacije među rezidualima iz funkcije (51) može se provjeriti i na način da se ocijeni regresija reziduala oblika:

$$\text{rezidual}_t = \alpha \text{rezidual}_{t-1} + \beta \text{rezidual}_{t-2} + \dots + \delta \text{rezidual}_{t-n} + \varepsilon_t$$

Output takve regresije je prikazan u outputu 8a. Serija reziduala dobivena u outputu 7 je označena s REZIDHALL. Regresija i pripadajuće  $t$  i  $F$  vrijednosti jasno upućuju na zaključak da se ne može odbaciti hipoteza da su svi koeficijenti lagiranih varijabli od REZIDUAL(-4) do REZIDUAL(-1) jednaki nuli što znači da nisu autokorelirani.

U outputu 8c je prikazano testiranje postojanja uvjetne heteroskedastičnosti (ARCH model)<sup>31</sup> koje može upućivati na zaključak, da iako nema autokorelacije među rezidualima, postoji tendencija gomilanja velikih i malih reziduala u određenim vremenskim razmacima.

<sup>29</sup> Ljung-Box statistika je jednaka  $Q_{LB} = T(T-2) \sum_{j=1}^p \frac{r_j^2}{T-j}$  gdje  $r_j$  utokorelacija reda

$j$ , a  $T$  je broj opažanja. Testiranje se svodi na hipotezu da su autokorelacije do reda  $j$  jednake nuli, te da je serija reziduala iid.

<sup>30</sup>  $Q$  statistika ima hi-kvadrat distribuciju gdje je broj stupnjeva slobode ( $p$ ) jednak redu testiranja autokoreliranosti.

<sup>31</sup> ARCH znači autoregresivna uvjetna heteroskedastičnost. Cilj je utvrditi je li varijanca ( $\sigma_t$ ) predvidiva na osnovi veličine jučerašnjih stvarnih reziduala ( $\varepsilon$ ), a regresija za varijancu je oblika  $\sigma_t = \text{constanta} + \alpha \varepsilon_t$  i testira se hipoteza da je  $\alpha = 0$ . U regresiju se može dodati i varijanca u predviđanju iz prethodnog razdoblja  $\sigma_{t-1}$ , pa tada govorimo o općoj autoregresivnoj uvjetnoj heteroskedastičnosti.

Odnosno, velika odstupanja su popraćena ponovo velikim odstupanjima od stvarnih vrijednosti, dok obrnuto vrijedi kod manjih reziduala. Stvarne t vrijednosti ispred lagiranih reziduala ( $t-1 \dots t-3$ ) su dobro ispod teoretskih vrijednosti, te stoga odbacujemo hipotezu o postojanju uvjetne heteroskedastičnosti tipa ARCH.

U outputu 8d je prikazano testiranje Whiteove heteroskedastičnosti<sup>32</sup>. White navodi da je to ujedno testiranje triju uvjeta. Prvi je općenito loša specifikacija modela, drugi je testiranje uvjeta da je varijanca modela homoskedastična, a treći da su reziduali neovisno distribuirani (nisu autokorelirani). Rezultati jasno pokazuju da nema nikakvih naznaka pogrešne specifikacije modela, heteroskedastičnosti, niti autokorelacije u regresijskoj funkciji (51).

Na isti zaključak upućuju i rezultati u outputu 8e, gdje su ispitana osnovna statistička svojstva distribucije reziduala iz funkcije (51). Naime, Jaque-Bera statistika<sup>33</sup> je poprilično visoka (4,37), ali se još uvijek nalazi u granici prihvaćanja hipoteze o normalnoj distribuciji reziduala čija je teoretska vrijednost s 5% signifikantnosti jednaka 5,99. Jaque-Bera statistika je visoka zbog nagnutosti distribucije reziduala (-0,58) kao i zbog zaobljenosti distribucije reziduala (4,49). Kod normalnih je distribucija nagnutost jednaka nuli, a zaobljenost je jednaka 3. Iako su reziduali iz ocijenjene funkcije (51) prošli sva testiranja koja se tiču normalnosti, homoskedastičnosti i nepostojanja autokorelacije, relativno visoka Jaque-Bera statistika upućuje na zaključak da se pokuša ocjena

<sup>32</sup> Testiranje Whiteove heteroskedastičnosti se svodi na ocjenu regresijske funkcije za rezidualne  $u_t$ , koji su dobiveni iz regresije  $y_t = \alpha x_t + u_t$ . Regresija reziduala je oblika  $u_t^2 = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t^2 + \beta_3 z_t + \beta_4 x_t z_t + \varepsilon_t$ , gdje je  $z_t$  neka izostavljena varijabla iz funkcije i testira se njeno značenje. Ukoliko uključimo varijablu  $x_t z_t$ , tada govorimo o testiranju Whiteove ukrštene heteroskedastičnosti. Bez uključivanja te varijable govorimo o testiranju Whiteove obične heteroskedastičnosti. Testiranje se svodi na tvrdnju da su svi koeficijenti ispred varijabli  $x$ ,  $z$  i  $xz$  jednaki nuli.

<sup>33</sup> Jaque-Bera statistika testira hipotezu da je distribucija određene varijable normalna. Statistika ima teoretske vrijednosti hi-kvadrat distribucije s dva stupnja slobode.



dodatno poboljšati s nekom od tehnika za ocjenu asimetričnih distribucija reziduala, kad uvjetna varijanca kod predviđanja ovisi o veličini uvjetne varijance iz prethodnog razdoblja i stvarnih reziduala iz prethodnog razdoblja. To su modeli EGARCH<sup>34</sup> ili TARCH<sup>35</sup>. Za njih je karakteristično da dobro opisuju šok koji se pojavi u obliku inovacije u seriji, a potom taj šok traje određeno vrijeme (persistence)<sup>36</sup>. Poboljšanje svojstava reziduala u našoj funkciji (51) je prikazano u outputu 9, gdje je korišten EGARCH model (1,1). Očito je da je očekivana varijanca funkcija konstante, te GARCH varijable i omjera ARCH i GARCH varijabli. Statistika i pouzdanost koeficijenta u funkciji (51) je značajno poboljšana. Isto vrijedi i za normalnost distribucije tzv. standardiziranih reziduala<sup>37</sup> u outputu 9a. Jaque-Bera statistika sada iznosi 0,88, dok je nagutost 0,33, a zaobljenost 2,47.

U outputu 9b je prikazana uvjetna varijanca očekivanja, ocijenjena u outputu 9a iz koje je vidljivo da je tijekom sedamdesetih i početkom osamdesetih bila relativno manja i stabilnija, da bi se značajnije povećala u drugoj polovici osamdesetih. Riječ je o velikom odstupanju u 1987. godini i 1989. godini. U prvoj godini je riječ o značajnom padu realnih

---

<sup>34</sup> To je eksponencijalni oblik GARCH specifikacije.

<sup>35</sup> To je oblik ARCH specifikacije u kojem  $T$  znači threshold (prag). Riječ je o tome da ljudi ponekad reaguju različito na pozitivna i na negativna odstupnja. Ako su na primjer odstupanja negativna i povećava se neizvjesnost, tada ljudi to participiraju i nastoje smanjiti svoju potrošnju u sljedećem razdoblju. Ako je na primjer odstupanje pozitivno, pozitivan šok dakle, potpuno iste apsolutne vrijednosti kao i negativan šok samo suprotnog predznaka, ljudi drukčije reaguju i ne očekuju da će se opet jedan pozitivan šok dogoditi. Drugim riječima ekonomski subjekti različito reaguju na pozitivne i negativne šokove koji mogu biti iste magnitude, ali različitog predznaka. Stoga  $T$  (prag) služi za određivanje predznaka šoka.

<sup>36</sup> Više o ovim modelima vidjeti u Higgins (1995).

<sup>37</sup> Standardizirani reziduali se dobiju dijeljenjem običnih reziduala iz razdoblja  $t$  s uvjetnom standardnom devijacijom uz razdoblja  $t+1$ . Odatle i izraz standardizirani. Standardizirani reziduali bi trebali imati očekivanu vrijednost jednaku 0, normalnu distribuciju i standardnu devijaciju jednaku 1.

dohodaka (oko 9%) i prvim negativnim iskustvima s hiperinflacijom, dok je u drugom slučaju riječ o pozitivnom šoku, naime rastu realnih dohodaka od 22%. Varijanca se ponovo značajno povećala na početku ratnog razdoblja 1991. godine, da bi se s okončanjem rata i uvođenjem stabilizacijskog programa 1994. ponovo smanjila. Manja dva dodatna šoka dolaze u 1995. i 1997. godini kad su potrošači bili u kreditnom bumu, a potom ponovo slijedi novo smirivanje u sljedeće dvije godine, koje značajnije smanjuje varijancu očekivanja i vjerojatno čini potrošačima predviđanja budućnosti mnogo lakšima.

Nepostojanje autokorelacija među rezidualima funkcije (51) upućuje na zaključak da je Hallova hipoteza o modeliranju funkcije potrošnje u slučaju Hrvatske točna. Ako je tomu tako onda nakon uključivanja potrošnje iz razdoblja  $t-1$ , niti potrošnja lagirana za više razdoblja niti raspoloživi dohodak iz prethodnog razdoblja ne smiju biti signifikantni u funkciji potrošnje. Sve informacije koju nose takve lagirane varijable sadržane su već u potrošnji iz razdoblja  $t-1$  i dostatne potrošaču za donošenje odluke o rasporedu potrošnje na način da maksimizira korisnost. U suprotnom se potrošač ne bi ponašao racionalno, jer ne bi izjednačavao graničnu korisnost potrošnje kroz više razdoblja.

U outputu 10 je prikazano dodavanje varijabli lagirane osobne potrošnje iz razdoblja  $t-2$  i  $t-3$  i lagiranog dohotka iz razdoblja  $t-1$  u funkciju (51). Rezultati jasno pokazuju ono što su već ranije karakteristike reziduala jasno nagovijestile i u skladu su s dosadašnjim zaključcima. Naime, nijedna od lagiranih varijabli, potrošnja iz razdoblja  $t-2$  i  $t-3$ , te lagirana varijabla dohotka ( $t-1$ ), ne pokazuje se značajnom u predviđanju sutrašnje potrošnje. Iz toga zaključujemo da one ne nose nikakvu novu informaciju za potrošača u razdoblju  $t-1$  koja bi mu pomogla, a da nije već sadržana u veličini potrošnje koju je odabrao u razdoblju  $t-1$ . *Odmah valja reći da ovo nije nikakva strukturna regresijska jednadžba, već samo testiranje značenja lagiranih varijabli, koje prema Hallu ne bi trebale biti značajne ukoliko potrošnja slijedi model slučajnog hoda. Stoga sa sigurnošću možemo prihvatiti hipotezu Hallova modela slučajnog hoda*

na primjeru Republike Hrvatske za razdoblje 1970.-99. iako su kako smo vidjeli u funkciji (51), odstupanja poprilično velika. Međutim, sama teorija kaže da veličina odstupanja, inovacije u veličini permanentnog dohotka, nije važna kod testiranja, već je važna njena ortogonalnost u odnosu na varijable iz prethodnog razdoblja, te da su odstupanja neovisna, s očekivanjem nula i homoskedastičnom varijancom. Sve te uvjete smo dosada testirali i našli da vrijede na našem modelu iako je mogućnost uporabe modela u prognostičke svrhe ograničena upravo zbog velikih odstupanja. Odstupanja su znatno manja ukoliko se uzmu pojedina razdoblja koja su na neki način bila homogena u smislu parametara gospodarske politike. Tako, ako uzmemo razdoblje 1970.-79. standardna greška regresije se gotovo prepolovi u odnosu na standardnu grešku regresije za cijelo razdoblje 1970.-1999. No broj opažanja za pojedina homogena razdoblja je malen i nedostatan za izvođenje pouzdanijih zaključaka. S obzirom na ekonomski ambijent u Hrvatskoj u posljednjih tridesetak godina u kome su se smjenjivala razdoblja potrošačkog buma sedamdesetih, s razdobljima krize otplate dugova, hiperinflacije, neuspjelih stabilizacijskih programa iz konca osamdesetih, s potpuno neizvjesnim ratnim okruženjem i nije se moglo drugo očekivati. No, kako vrijeme odmiče, i okoliš postaje stabilniji, to i varijanca očekivanja pada kao što smo vidjeli i prognostička snaga regresijske jednadžbe će se povećavati. Svrha ovog dijela testiranja je bila prezentacija Hallova modela slučajnog hoda i testiranje njegove valjanosti na primjeru Republike Hrvatske.

Međutim, na zaključke o valjanosti formuliranja osobne potrošnje kao slučajnog hoda u Republici Hrvatskoj pada i sjenka sumnje. Kao što je gore navedeno, sama teorija ne određuje kolika je veličina inovacije et, niti njena standardna greška, već samo postavlja postulate da inovacija u veličini permanentnog dohotka ima očekivanu vrijednost nula, te da stohastički član nije autokoreliran. Nekako se eksplicitno pretpostavlja da inovacija ili rezidual u ocijenjenoj funkciji, ne čini veliki udio u ukupnoj veličini osobne potrošnje. Teoretski govoreći on može činiti i 50% i više veličine osobne potrošnje, a da teorija još uvijek bude prihvaćena, jer

zahtjevi koji su postavljeni na ponašanju stohastičkog člana od njega samo traže da slijedi "martingale proces". Ukoliko još nađemo, kao što je bilo u slučaju Hrvatske, da je varijanca stohastičkog člana homoskedastična, tada govorimo o valjanosti prihvaćanja hipoteze slučajnog hoda kao oblika funkcije osobne potrošnje.

Relativno velika standardna greška regresije u jednadžbi slučajnog hoda (356,4), koja čini gotovo 8% prosječne vrijednosti osobne potrošnje u razdoblju 1970.-99., te relativno slaba prognostička snaga (prilagođeni  $R^2=0,82$ ) upućuju na sumnju da je prihvaćanje hipoteze slučajnog hoda možda rezultat *samih karakteristika* serije osobne potrošnje. Naime, serija osobne potrošnje ima visoku standardnu devijaciju, koja čini gotovo 90% devijacije serije raspoloživog dohotka, a obično je to u zapadnim zemljama negdje oko 25%-30%. Veliki šokovi ( $\epsilon_t$ ) nisu ovisni o veličini potrošnje, jer se javljaju kako na visokim razinama potrošnje početkom osamdesetih, tako i na niskim razinama potrošnje početkom devedesetih. To na neki način eliminira problem postojanja heteroskedastičnosti. S druge strane, šokovi često mijenjaju predznak na način da pozitivni slijede negativne i obrnuto, a riječ je o kretanju cjelokupnog gospodarstva u procesima neuspjelih stabilizacijskih programa. Na taj način se u seriji osobne potrošnje eliminira autokorelacija, a kako je koeficijent ispred varijable  $c_{t-1}$  gotovo jednak jedinici (0,9998), to eliminira i problem autokorelacije među rezidualima. Tako su zbog samog karakera kretanja serije osobne potrošnje među rezidualima eliminirani problemi postojanja autokorelacije i heteroskedastičnosti. Jedino je još bilo potrebno da je zbroj negativnih i pozitivnih  $\epsilon_t$  približno jednak nuli, pa smo zapravo dobili  $\epsilon_t$  sa svojstvima iid varijable što Hallov model i predviđa. Međutim, takva svojstva  $\epsilon_t$  mogu biti rezultat upravo karakteristika serije osobne potrošnje POTROPC, a ne potrošača koji se ponašaju racionalno i maksimiziraju korisnost, jer su odstupnja u ocijenjenoj funkciji, kao i prognostička snaga regresije slabi. Velike i oscilatorne inovacije u seriji osobne potrošnje ( $e_t$ ) su rezultat izloženosti brojnim gospodarskim šokovima, od potrošačke ekspanzije sedamdesetih, preko krize dugova i hiperinflacije početkom osamdesetih,

jednog neuspješnog antifinancijskog programa koncem osamdesetih, te ratnih događanja i jednog uspješnijeg stabilizacijskog programa sredinom devedesetih.

Stoga u zaključku o prihvaćanju Hallove hipoteze valja reći da, striktno teoretski govoreći, empirijski rad upućuje na prihvaćanje hipoteze. Međutim, karakteristike serije osobne potrošnje i gospodarski ambijent u kojem je nastajala daju indicija da prihvaćanje hipoteze može biti više rezultat brojnih i nepredvidljivih gospodarskih šokova različita predznaka koji onda utječu na to da stohastički član  $\varepsilon_t$  ima tražena svojstva, nego rezultat racionalnog ponašanja potrošača koji raspolažu sa svim relevantnim informacijama i nastoje maksimizirati svoju korisnost.

### **7.3.3. Modeliranje osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj preko ECM-a**

U ovom dijelu će biti prikazano modeliranje osobne potrošnje preko ECM modela. Kao što je u teoretskom dijelu pojašnjeno, standardni oblik ECM modela je:

$$\Delta c_t = \text{const} + \alpha \Delta y_t + \beta (\text{cointeg}_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (52)$$

gdje je *const* konstanta dok *cointeg<sub>t-1</sub>* predstavlja rezidualne iz regresijske jednadžbe u kojoj su osobna potrošnja i dohodak kointegrirani; *const* može pozitivan (negativan) iako su varijable dohotka i potrošnje dugoročno kointegrirane. Pozitivan *const* znači da tijekom razdoblja stopa tekuće štednje iz dohotka pada prema kraju razdoblja i obrnuto. Kako je u našem slučaju prosječna stopa štednje iz tekućeg razdoblja padala s 7.05% u razdoblju 1970.-85. na 5.82% u razdoblju 1985.-99., očekujemo da *const* bude pozitivan odnosno jednak razlici između prosječnih stopa štednje u dva razdoblja.

Varijabla  $cointeg_{t-1}$  pokazuje koliko je odstupanje od dugoročnog ravnotežnog odnosa potrošnje i dohotka u razdoblju  $t-1$ , te se taj korektivni element koristi za poboljšanje predviđanja veličine potrošnje u razdoblju  $t$  ( $\Delta c_t$ ).

Koeficijent  $\beta$  pokazuje brzinu kojom se udio potrošnje u dohotku vraća u ravnotežni, dugoročni odnos potrošnje i tekućeg dohotka. Stoga, što je koeficijent  $\beta$  veći to je taj povratak brži i obrnuto. Koeficijent  $\beta$  mora imati negativnu vrijednost, što je i logično jer ukoliko je u razdoblju  $t-1$  omjer potrošnje i dohotka bio veći od dugoročnog kointegriranog omjera, tada u razdoblju  $t$  očekujemo smanjenje tog omjera i obrnuto. Koeficijent  $\beta$  se može tumačiti i kao indikator važnosti varijable odstupanja od dugoročnog omjera potrošnje i dohotka ( $cointeg_{t-1}$ ) u predviđanju osobne potrošnje. Naime, što omjer osobne potrošnje i dohotka više oscilira to će i veličina koeficijenta  $\beta$  biti veća, a što je on pouzdaniji to će i statistika  $t$  za taj koeficijent naravno biti veća. Drugim riječima, što je  $\beta$  veći, sa značajnom statistikom to je i osciliranje granične sklonosti potrošnji iz dohotka veće ili kažemo da se vjerojatno radi o ukupno nestabilnijem ekonomskom okružju nego kad je  $\beta$  manji. U takvom okružju potrošači imaju više problema s formiranjem očekivanja nego što je to slučaj u stabilnom okružju.

Koeficijent  $\alpha$  predstavlja dio kratkoročne granične sklonosti potrošnji iz dohotka, i svakako mora biti pozitivan. Ukupnu kratkoročnu graničnu sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka računamo na način da zbrojimo koeficijent  $\alpha$  i omjer varijabli  $const/y*100$ . To stoga jer  $const$ , ukoliko se pokaže značajnom u funkciji (52), oslikava situaciju u kojoj dolazi do dugoročnog trenda pada (rasta) granične sklonosti potrošnji. Ukoliko ta varijabla nije značajna, i funkcija (52) ne sadrži konstantu, tada je stopa štednje u dugom roku konstantna i ne mijenja se tijekom razdoblja. Dosadašnji rezultati kod kointegriranja serija DOHPC i POTROPC u outputu 11, upućuju na očekivanje da će  $const$  biti pozitivna jer dolazi do dugoročnog pada stope štednje u razdoblju 1985.-99. u odnosu na razdoblje 1970.-85.

U funkciji (52) se mogu pojaviti i ostale varijable, poput dugoročnog kointegriranog odnosa potrošnje i dohotka iz razdoblja lagiranog za više od 1, može se pojaviti neki dugoročni kointegrirani omjer, npr. imovine i tekućeg dohotka, može se pojaviti ravnotežna stopa nezaposlenosti, indeks promjena cijena, mijenjanje dugoročnih kreditnih ograničenja i slično. Riječ je na neki način uvijek o uporabi još nekog dodatnog vektora korigiranih grešaka u funkciji, gdje u tom vektoru ne moraju nužno biti uključene osobna potrošnja i dohodak. U našim dosadašnjim razmatranjima se pokazalo da se fenomen kreditnih ograničenja nameće kao jedna od takvih varijabli.

Kako u Hrvatskoj nema statističkih podataka o fondu raspoložive imovine, to nije moguće uzeti u obzir razmatranje te varijable u dugoročnom kointegriranom omjeru. Nešto slično vrijedi i za nezaposlenost kao indikator za kretanje neizvjesnosti, jer sve do konca osamdesetih, u tipično socijalističkom okružju, kretanje zaposlenosti nije imalo nikakve veze s teorijskim konceptima, poput granične produktivnosti rada i nadnice. Uslijed nepostojanja tržišta rada nije bilo ni moguće verificirati takve veličine, stoga iako postoji serija o kretanju zaposlenosti i nezaposlenosti u Hrvatskoj, ona tek od devedesetih oslikava određene tržišne procese, a to je prekratko razdoblje.

Već smo ranije vidjeli u outputu 11 i outputu 12, kad smo proučavali svojstva serija, da su serije osobne potrošnje POTROPC i dohotka DOHPC integrirane, stupnja integriranosti 1. Dugoročna granična sklonost potrošnji je bila 0,9353. Rezidualne iz te kointegracije ćemo sada ovdje uporabiti u konstrukciji našeg ECM modela. Oni će imati ulogu varijable  $cointeg_{t-1}$ , kako je gore pojašnjeno. Serija reziduala iz kointegrirane serije dohotka i potrošnje je označena s COINTEG i već je ranije ispitano da udovoljava osnovnom zahtjevu, a to je stacionarnost (output 12).

Od varijabli koje bi mogle još biti bitne u modeliranju ECM modela pored standardnih, poput dohotka i kointegracijskog člana, valja na neki

način obuhvatiti kretanje kreditnih ograničenja. Kako povijest potrošnje u Hrvatskoj pokazuje, razina kreditnih ograničenja i shodno tome, faze potrošačkog buma, su se smjenjivale s razdobljima slabe kreditne ponude, ili u osamdesetima nedostatka deviza. Suprotno se događalo tijekom devedesetih, posebice 1995. i 1997. godine, kada su polučeni deficiti u bilanci plaćanja od čak 11% bruto domaćeg proizvoda i najniže stope štednje u tridesetogodišnjoj seriji kretanja osobne potrošnje u Hrvatskoj. Stoga treba pronaći prikladan indikator za kretanje kreditnih ograničenja. Takva serija je u nastavku označena s UDIOKREDITA, a konstruirana je na sljedeći način. U razdoblju 1970.-83. u Anketi o potrošnji kućanstava postoji stavka Saldo potrošačkih kredita. Saldo minus znači da su kućanstva te godine otplatila više kredita nego što su ih neto dobila. Taj saldo je u svim godinama stavljen u omjer s ukupnim raspoloživim sredstvima po članu kućanstva također prema podatku iz Ankete. Na taj način su dobiveni udjeli salda potrošačkih kredita u ukupno raspoloživim sredstvima. Što je taj udjel veći, to je negativni saldo veći i kućanstva su te godine otplaćivala kredite. Što je taj udjel manji, to je kupovna snaga kućanstava bila veća, jer su manje otplaćivali, a više podizali kredite. Međutim, ima godina kada je saldo pozitivan, što znači da su kućanstva neto primila više potrošačkih kredita nego što su ih otplatila. Kako su računati udjeli da bi mogli praviti razliku između situacije kada su dva salda jednaka po veličini apsolutnog udjela u pojedinim godinama, ali različitog predznaka, to su udjeli u godinama u kojima su kućanstva primila više potrošačkih kredita nego otplatila označene s minus predznakom, dok su godine u kojima su kućanstva otplatila više kredita nego što su dobila označene s plus predznakom. Stoga je očekivani predznak koeficijenta ispred varijable UDIOKREDITA s obzirom na kretanje osobne potrošnje negativan, jer velik pozitivan udio znači da kućanstva moraju otplaćivati kredite, a time smanjiti tekuću potrošnju ili povećati tekuću štednju u tim godinama. Obrnuto vrijedi kad je taj predznak ispred udjela negativan, jer negativan predznak i negativan koeficijent daju pozitivan broj, što znači da u godinama kada kućanstva primaju više potrošačkih kredita neto, to povećava potrošnju iznad dugoročnog kointegriranog omjera u odnosu na dohodak. Drugim



riječima, kad je kreditna politika ekspanzivna i kreditne linije kućanstvima otvorene, u tim godinama će možda kućanstva odstupiti znatnije od dugoročnog kointegriranog odnosa potrošnje i dohotka u smislu smanjivanja stope štednje, a to neće u potpunosti moći biti objašnjeno odstupanjem iz prethodnog razdoblja ( $COINTEG_{t-1}$ ). Za razdoblje 1983. do 1989. ne postoji metodološki u potpunosti usporediva stavka (neto potrošačkih kredita) kao u anketama do 1983., već postoji stavka bruto primljenih potrošačkih kredita, dok su otplate potrošačkih kredita konsolidirane s povećanjem uloga na štednju i nije ih moguće eksplicitno izdvojiti. Stoga se u razdoblju 1983.-89. kao indikator kretanja udjela uzimaju verižni indeksi udjela bruto primljenih potrošačkih kredita u ukupno raspoloživim sredstvima. Ti verižni indeksi se potom množe počinjući od 1983. godine, da bi se dobila serija salda potrošačkih kredita do 1989. godine. Potom su kointegrirane serija stope štednje iz tekućeg dohotka i serija udjela salda potrošačkih kredita u razdoblju 1970.-99. godine i na osnovi njihova odnosa je ekstrapolirana serija salda potrošačkih kredita za razdoblje 1989.-99. jer su, kao što je to ranije navedeno, serije stopa štednje raspoložive za cjelokupno razdoblje 1970.-99. godine.

ECM model za Republiku Hrvatsku je prikazan u outputu 13 i izgleda ovako:

$$DIFPOTRPC = 108,2 + 0,88 * DIFDOHPC - 0,589 * COINTEG(-1) - 21,59 * UDIOKREDIT \quad (53)$$

Svi koeficijenti su očekivanog predznaka. Naime, konstanta je pozitivna (108,2) i označava dugoročni trend opadanje stope štednje iz tekućeg dohotka. Koeficijent ispred varijable DIFDOHPC koji ima ulogu  $\Delta y$  iz funkcije (52) je očekivano pozitivan i iznosi 0,88%. Koeficijent ispred varijable korektivnog dugoročnog odnosa potrošnje i dohotka ( $COINTEG_{t-1}$ ) je negativan kao što teorija i predviđa, i iznosi -0,589. U usporedbi s istim koeficijentima za druge zemlje koji iznose negdje između -0,2 i -0,5, ovo je nešto veći koeficijent, što se moglo i očekivati

s obzirom na visoko oscilirajuću seriju potrošnje. Na početku smo još utvrdili da standardna devijacija serije osobne potrošnje iznosi gotovo 90% standardne devijacije serije raspoloživog dohotka, što je u prosjeku tri puta veća oscilatornost u odnosu na dohodak nego u tržišnim zapadnih gospodarstvima. Taj koeficijent između ostalog i kazuje da serija stopa štednje iz tekućeg dohotka također znatno oscilira po godinama kao što je to bilo ranije prikazano. Oscilirajuća stopa tekuće štednje, plus oscilirajuća serija potrošnje u stalnim cijenama samo su bile nagovještaj za nešto veći negativni koeficijent od uobičajenog.

Kratkoročna granična sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka je prema rezultatima prikazanim u regresijskoj jednadžbi (53) jednaka  $0,88 + (108,2/DOHPC)$ . Ona očito nije konstanta i mijenja se tijekom razdoblja, a sastoji se od koeficijenta ispred varijable DIFDOHPC (0,88) i dugoročnog porasta granične sklonosti potrošnji koji predstavlja konstanta 108,2 koju treba staviti u omjer s razinom dohotka u promatranoj godini. Tako je prema jednadžbi u 1999. godini kratkoročna granična sklonost potrošnji iznosila  $0,88 + (108,2/4.684) = 0,903$ . Stvarna granična sklonost potrošnji je iznosila u 1999. godini 0,918.

Koeficijent ispred varijable udjela salda kredita je očekivano negativan (-21,59) i upućuje na zaključak da kad se udio otplate potrošačkih kredita u raspoloživim sredstvima povećava, kućanstva povećavaju stopu tekuće štednje i smanjuju potrošnju. To navodi na zaključak da bi kreditna ograničenja mogla biti značajna u određivanju veličine osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj. Međutim, to bi bilo u suprotnosti s zaključkom iz *Hallova testiranja* gdje su bili implicitno ispunjeni preduvjeti, među kojima i nepostojanje kreditnih ograničenja. Problem je u tome što smo vidjeli da ima indicija da prihvaćanje Hallove hipoteze slučajnog hoda proizlazi iz same prirode serije osobne potrošnje, a ne iz ponašanja potrošača i ispunjavanja svih devet navedenih preduvjeta za valjanost Hallova modela. Pronalaženje varijable kredita kao značajne u ECM mehanizmu samo opravdava tu sumnju jer je očito da su kreditna ograničenja važan čimbenik kod donošenja odluka o veličini potrošnje.

Regresija ECM (53) je smanjila standardnu grešku regresije u odnosu na Hallov slučajni hod za gotovo četiri puta i ona sada iznosi 91,18 (outputu13) uz prilagođeni  $R^2$  od 93,2%, dok je kod testiranja Hallove hipoteze standardna greška regresije iznosila 356, a prilagođeni  $R^2$  je bio 82%. Svi koeficijenti u regresiji (53) su značajni s dobrom  $t$ -statistikom dok je F statistika značajna na visokih 129,3.

Valja *provjeriti* još nekoliko pokazatelja i detektirati postojanje eventualnih problema poput autokorelacije, heteroskedastičnosti, stabilnosti koeficijenata i pogrešne specifikacije modela prije nego što proglasimo specifikaciju ECM modela u outputu13 dobrom.

U outputu 13a su prikazani rezultati testa za postojanje autokorelacije. Breusch-Godfrey test ne otkriva nikakve znakove više razine autokorelacije među rezidualima, dok se o nepostojanju autokorelacije prvog reda moglo zaključiti i na osnovu Durbin-Watsonovog koeficijenta od 1.85 u outputu 13. Ovo je stoga bila dodatna provjera da ne postoji slučajno autokorelacija reda višeg od jedan.

U outputu 13b je testirano postojanje fenomena autoregresivne uvjetne heteroskedastičnosti kad se reziduali unatoč nepostojanju autokorelacije grupiraju tako da se pojavljuju uzastopno veliki reziduali nakon velikih bez obzira na predznak i mali reziduali nakon malih. ARCH LM test ne otkriva nikakav fenomen takve vrste i stoga zaključujemo da reziduali nisu ni uvjetno heteroskedastični.

U outputu 13c je općenito testirano postojanje heteroskedastičnosti Whiteovog tipa i rezultati su ponovo zadovoljavajući jer nema naznaka da veličina reziduala ovisi o veličini bilo zavisne bilo nezavisnih varijabli. Odbacivanje hipoteze o postojanju Whiteove heteroskedastičnosti ujedno potvrđuje da je funkcija dobro specificirana (linearna), da su reziduali normalno distribuirani s homoskedastičnom varijancom jer ukoliko nisu ispunjena sva tri od navedenih uvjeta, Whiteov test bi to otkrio.

U outputu 13d je potom prikazano testiranje *stabilnosti parametara* u funkciji (53) Ramseyevim Reset testom. Taj test detektira krivu funkcionalnu specifikaciju funkcije, te narušavanje bilo kojeg uvjeta koji se tiču stohastičkog člana  $\varepsilon$  (iid varijabla), poput nepostojanja normalne distribucije, aritmetičke sredine jednake nuli, te bilo kakve simultane ovisnosti zavisne varijable i stohastičkog člana koja može proizlaziti iz nekog sustava simultanih međuzavisnosti. Rezultati su vrlo dobri jer test pokazuje da nijedan od koeficijenata ispred ponderiranih zavisnih varijabli (DIFPOTROPC<sup>2</sup> i DIFPOTROPC<sup>3</sup>)<sup>38</sup> nije značajan.

U outputu 13e je prikazan još jedan test stabilnosti parametara u funkciji. To su rekurzivno izračunati koeficijenti u funkciji (53). Sama riječ kaže da se izračunavaju na način da se računa koeficijent svaki put kad se dodaje novo opažanje i tako se dobiva cijela serija kretanja ocjene koeficijenata. Kretanje promjene koeficijenata je prikazano na grafikonima u okviru odstupanja od dviju standardnih devijacija prema gore odnosno dolje. Nijedna putanja kretanja koeficijenta (od c1 do c4) ne bi smjela izaći iz tog intervala, inače je riječ o nestabilnom koeficijentu. Rezultati pokazuju da su nakon početnih nešto većih odstupanja, što je uobičajeno zbog malenog broja opažanja, sva četiri koeficijenta stabilna. Blagu nestabilnost pokazuje koeficijent ispred varijable COINTEG(-1) od druge polovice osamdesetih, što je i razumljivo s obzirom da su odstupanja od dugoročnog odnosa bila izraženija u drugoj polovici razdoblja (1985.-1999.) zbog češćih šokova u potrošnji kako negativnih tako i pozitivnih. Koeficijent c3 ispred varijable COINTEG(-1) postaje negativniji što je u skladu s predviđanjima jer potrošnja češće i u relativnom iznosu više odstupa od dugoročnog odnosa nego što je to bio slučaj u razdoblju 1970.-85.

---

<sup>38</sup> U outputu 13d serija DIFPOTROPC<sup>2</sup> je označena s *Fitted*<sup>2</sup>, dok je serija DIFPOTROPC<sup>3</sup> označena s *Fitted*<sup>3</sup>. To su serije ponderiranih regresijskih ocijenjenih vrijednosti, koje sada imaju funkciju nezavisnih varijabli. Ukoliko se ijedna od njih pokaže signifikantna, tada odbacujemo hipotezu o stabilnosti koeficijenata, ali ujedno detektiramo problem loše specifikacije modela, kao i nezadovoljavanje uvjeta da je stohastički član  $\varepsilon$ , (iid) varijabla.

*Na koncu možemo zaključiti da je regresijska jednadžba (53) ECM za Republiku Hrvatsku za razdoblje 1970.-99. uspješno prošla sva značajnija dijagnostička provjeravanja. Visoke i značajne t i F statistika, nepostojanje loše specifikacije funkcije, nepostojanje autokorelacije i heteroskedastičnosti (klasične i uvjetne), te stabilni koeficijenti daju za pravo da se navedena regresija (53) koristi u prognostičke svrhe u nadolazećem razdoblju.*

### **7.3. Zaključak**

Rezultati empirijskog modeliranja osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj u razdoblju 1970.-90. upućuju na sljedeće zaključke:

1. Postoji vrlo uska veza između ponašanja sektora kućanstava, veličine gospodarskog rasta i veličine deficita bilance plaćanja jer se godine niskih stopa štednje iz tekućeg dohotka, visokih stopa rasta BDP-a i visokih udjela deficita bilance plaćanja u BDP-u podudaraju.
2. Osobna potrošnja po stanovniku u 1999. godini izražena u stalnim cijenama 1990. godine je na razini osobne potrošnje po stanovniku iz 1971. godine. Gotovo tridesetogodišnji jaz jasno svjedoči o dubini gospodarske krize kroz koju je hrvatsko gospodarstvo prolazilo u posljednja dva desetljeća.
3. Serije osobne potrošnje i raspoloživog dohotka su obje reda kointegracije I(1). Dugoročno su kointegrirane na razini značajnosti od 5%, a kointegrirajući vektor glasi  $C=0.935Y$ . To znači, da vrijedi teorija permanentnog dohotka i da je dugoročna granična sklonost potrošnji u razdoblju 1970.-99. jednaka 93,5% tekućeg dohotka.

4. Testiranje Hallove hipoteze da racionalni potrošač maksimizira korisnost, što uz određene uvjeta dovodi do formuliranja funkcije osobne potrošnje kao slučajnog hoda, može se prihvatiti za Republiku Hrvatsku. Empirijsko testiranje je potvrdilo da kad se jednom u funkciju potrošnje uključi potrošnja iz razdoblja  $t-1$ , sve ostale lagirane varijable, poput potrošnje lagirane za više od jednog razdoblja, kao i dohodak iz prethodnog razdoblja, nisu signifikantne na razini značajnosti od 5%.
5. Međutim, na zaključke o valjanosti formuliranja osobne potrošnje kao slučajnog hoda u Republici Hrvatskoj pada i sjenka sumnje. Naime, sama teorija ne određuje kolika je veličina inovacije  $\varepsilon_t$ , niti njena standardna greška, već samo postavlja postulate da inovacija u veličini permanentnog dohotka ima očekivanu vrijednost nula, te da stohastički član nije autokoreliran. Relativno velika standardna greška regresije u jednadžbi slučajnog hoda (356,4), koja čini gotovo 8% prosječne vrijednosti osobne potrošnje u razdoblju 1970-99, te relativno slaba prognostička snaga (prilagođeni  $R^2=0,82$ ), upućuju na sumnju da je prihvaćanje hipoteze možda više rezultat brojnih i nepredvidljivih gospodarskih šokova različita predznaka koji onda utječu na to da stohastički član  $\varepsilon_t$  ima tražena svojstva (*iid* varijabla), nego rezultat racionalnog ponašanja potrošača koji raspoložu sa svim relevantnim informacijama i nastoje maksimizirati svoju korisnost.
6. Dodatni zaključci koji su istovremeno preporuke ekonomskoj politici, dani su u zaključcima 7 i 8, a slijede iz prihvaćanja Hallove hipoteze slučajnog hoda. Obrnuto vrijedi u slučaju odbacivanja hipoteze.
7. Ako se potrošači ponašaju racionalno, tada je pojava iznenadne potrošačke ekspanzije u pojedinim razdobljima, a s time povezano i stvaranje deficita bilance plaćanja zabrinjavajućih

razmjera, rezultat rasporeda osobne potrošnje kroz vrijeme. Kućanstva će sama ocijeniti, kada je vrijeme za zaustavljanje daljnjeg rasta potrošnje i time deficit bilance plaćanja automatski uravnotežiti na razinu koja je jednaka strukturnom deficitu Republike Hrvatske.

8. Fiskalna politika treba voditi računa o činjenici da postoje faze izraženog rasta osobne potrošnje kad su prihodi proračuna znatno povećani. Takve situacije su privremenog karaktera i projekcije fiskalne politike bi se trebale temeljiti na održivom proračunu (sustainable budget), a ne na privremeno povećanoj domaćoj potrošnji. U suprotnom će rasti obujam državne potrošnje, te davanja socijalnih i inih prava, koja se u sljedećoj fazi, dakle usporavanja osobne potrošnje, neće moći financirati.
9. Modeliranje osobne potrošnje preko vektora ispravljenih grešaka ECM smanjuje standardnu grešku regresije za gotovo četiri puta u odnosu na Hallov model i ona iznosi 91,18, dok je prilagođeni  $R^2=0,932$ .
10. Varijable signifikantne u ECM modelu su bile: konstanta ( $c$ ), promjena dohotka između razdoblja  $t$  i  $t-1$  (DIFDOHPC), udio kredita (UDIOKREDITA) i ispravljajući član (COINTEG).
11. Pozitivna konstanta  $c$  (108,2) označava pad stope štednje u drugoj polovici osamdesetih i devedesetima u odnosu na sedamdesete i prvu polovicu osamdesetih sa 7,05% na 5,82%.
12. Negativan predznak ispred varijable COINTEG ( $t-1$ ) -0,589 je ispravan, i pokazuje ukoliko je potrošnja bila u razdoblju  $t-1$  jednu jedinicu ispod dugoročnog ravnotežnog omjera, u sljedećem razdoblju će varijabla COINTEG povećati potrošnju za 0,589 jedinica iznad dugoročnog ravnotežnog omjera. Koeficijent -0,589 je u apsolutnom iznosu nešto veći od

- uobičajenih koeficijenata u zapadnim zemljama (od -0.2 do -0,5). To je i razumljivo s obzirom na ranije navedeno da osobna potrošnja u Hrvatskoj puno više oscilira, pa je i mehanizam korekcije (COINTEG) mnogo značajniji s većim koeficijentom.
13. U ECM modelu se značajnom pokazala varijabla udjela salda potrošačkih kredita (UDIOKREDITA) s ispravnim predznakom od -21,59. To znači, ukoliko se udio salda potrošačkih kredita (otplate veće od novih kredita) poveća za jedan posto u ukupno raspoloživim sredstvima prema konceptu Ankete o potrošnji kućanstava, osobna potrošnja će se smanjiti za 21,59 jedinica i obrnuto. Godine izražene potrošačke ekspanzije su bile 1995. i 1997.
  14. Kratkoročna granična sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka je prema rezultatima prikazanim u regresijskoj jednadžbi (53) jednaka  $0,88 + (108,2/DOHPCt)$ . Ona nije konstantna i mijenja se tijekom razdoblja, a jednaka je zbroju koeficijenta ispred varijable DIFDOHPC (0,88) i dugoročnog porasta granične sklonosti potrošnji koji predstavlja konstanta 108,2 koju treba staviti u omjer s razinom dohotka u promatranoj godini. Tako je prema jednadžbi u 1999. godini kratkoročna granična sklonost potrošnji iznosila  $0,88 + (108,2/4.684) = 0,903$ . Stvarna granična sklonost potrošnji je iznosila u 1999. godini 0,918.
  15. Kratkoročna sklonost štednji iz dohotka u razdoblju 1970.-99. je u prosjeku veća od dugoročne sklonosti štednji koju smo dobili kointegriranjem varijabli POTROPC i DOHPC i iznosila je (6,5%). To stoga jer u kointegriranju dugoročnog odnosa potrošnje i dohotka u obzir nije bila uzeta varijabla salda potrošačkih kredita, za koju se pretpostavlja da je u dugom roku jednaka nuli, odnosno da se otplate poništavaju s podizanjem novih kredita. U kratkom roku, u našem slučaju to su godišnji podaci, varijabla salda potrošačkih kredita značajno utječe na



povećanje granične sklonosti potrošnji. Tijekom cijelog promatranog razdoblja varijabla salda potrošačkih kredita je bila češće u prosjeku u plusu nego u minusu, što znači da su otplate kredita tijekom tridesetogodišnjeg razdoblja bile veće od uzimanja kredita. Razliku predstavljaju plaćene kamate na kredite. S obzirom na negativan koeficijent ispred varijable UDIOKREDITA to je utjecalo na smanjivanje granične sklonosti potrošnji u ECM modelu ( $0,88+(108.2/DOHPCt)$ ) ispod dugoročnog kointegriranog odnosa potrošnje i dohotka ( $C=0.935Y$ ).

16. U slučaju kad je monetarna politika ekspanzivnija, i uvjeti zaduživanja su olakšani, kućanstva ne vode previše računa o realnim kamatnim stopama, već se rukovode idejom da je važno nabaviti određeno trajno potrošno dobro, a za plaćanje će se već naći neki način. Taj model je očito bio karakterističan za osamdesete kad je bilo vrlo profitabilno uzeti kredit uz bilo koju kamatnu stopu, samo bez valutne klauzule, jer bi hiperinflacija gotovo izbrisala vrijednost obveze dužnika. Očito u novom ambijentu devedesetih, i postojanja valutnih klauzula, kućanstva ponovo upoznaju pojam tvrdih budžetskih ograničenja kao i svi gospodarski subjekti.
17. Stoga valja ustvrditi da rezultate testiranja pojedinih teorija treba uvijek uzeti s određenom rezervom jer ovise o ambijentu u kojem su ekonomske serije nužne za testiranje, nastale. Kućanstva su kao živi organizmi, oni uče i na osnovi svog dugogodišnjeg akumuliranog iskustva donose sudove o budućnosti. Ako se neka varijabla pokazala značajnom u određenom razdoblju, npr. hiperinflacije, ista varijabla može biti potpuno nesignifikantna u nekom drugom ekonomskom ambijentu, samo zbog toga što su kućanstva "naučila lekciju". Stoga se i u proučavanju ponašanja kućanstava otvara danas jedno potpuno novo poglavlje koje ne testira više samo valjanost

pojedinih teorija osobne potrošnje, već prvenstveno proučava načine na koje se generacijski, unutar kućanstva, prenosi akumulirano stečeno iskustvo o ponašanju gospodarskog sustava kroz duže razdoblje.

## POPIS LITERATURE

### 1) Knjige i članci

Ando, A. i Modigliani, F. (1963), "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", **American Economic Review**, 53, str. 55-84.

Bilson, J.F.O. (1980), "The rational expectations approach to the consumption function", **European Economic Review**, vol. 13, str. 273-99.

Blanchard, O.J. i Fischer, S. (1998), **Lectures on Macroeconomics**, London: The MIT Press.

Blanchard, O.J. i Fischer, S. (1989), **Lectures on Macroeconomics**, Cambridge, Mass: The MIT Press.

Blanchard, O.J. (1985), "Debts, Deficits and Finite Horizons", **Journal of Political Economy**, 93, str. 1045-76.

Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", **Journal of Econometrics**, vol. 31, str. 307-327.

Bollerslev, T. i Hyllerberg, S. (1985), "A note on the relation between consumers' expenditure and income in the United Kingdom", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 47, str. 153-70.

Bowles, D. (1985), "Consumption and saving through the 1970s and 1980s: a survey of empirical research", u Havrilesky, T. M. (ur.) **Modern Concepts in Macroeconomics**, Harlan Davidson, Arlington Heights, Illinois, str. 5-26.

Bruno, M. i Sachs, J. (1985), **Economics of Worldwide Stagflation**, Oxford: Blackwell.

Cagan, P. (1956), "The monetary dynamics of hyperinflation", u Friedman, M. (ur.), **Studies in Quantity Theory of Money**, Chicago: University of Chicago Press.

Campbell, J.Y. i Mankiw, N.G. (1989), "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time-series Evidence", u Blanchard, O.J. i Fischer, S. (ur.), **NBER Macroeconomic Annual 1989**, Cambridge, Mass.: MIT Press, str. 185-216.

Campbell, J.Y. i Mankiw, N.G. (1991), "The Response of Consumption to Income: A Cross-Country Investigation", **European Economic Review**, 35, str. 715-21.

Carroll, C.D. (1992), "The Buffer Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence", **Brookings Papers on Economic Activity**, 2, str. 61-135.

Carroll, C.D. i Summers, L.H. (1991), "Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence", u Bernheim, B. i Shoven, J.B. (ur.) **National Savings and Economic Performance**, Chicago University Press.

Charemza, W.W. i Deadman, D.F. (1992), **New Directions in Econometric Practice**, Cheltenham, Edward Elgar Publ. Ltd.

Charemza, W.W. i Deadman, D.F. (1997), **New Directions in Econometric Practice**, Cheltenham, Edward Elgar Publ. Ltd., Second Edition.

Clark, C. (1938), "Determination of the Multiplier from National Income and Statistics", **Economic Journal**, vol. 48, str. 435-48.

Daly, V. i Hadjimatheou, G. (1981), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Evidence for the UK Economy", **Journal of Political Economy**, 89, str. 596-99.

Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F. i Yeo, S. (1978), "Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom", **Economic Journal**, vol. 88, str. 661-92.

Davidson, J.E.H. i Hendry, D.F. (1981), "Interpreting Econometric Evidence: The Behaviour of Consumer Expenditure in the UK", **European Economic Review**, 16, str. 177-92.

Deaton, A. (1992), **Understanding Consumption**, Oxford: Clarendon Press.

Deaton, A. i Muellbauer, J. (1980), **Economics and Consumer Behaviour**, Cambridge: CUP.

Duesenberry, J. S. (1949), **Business Cycles and Economic Growth**, New York: McGraw-Hill.

Dynan, K.E. (1999), "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data", Federal Reserve Board, July.

Edison, H. (1987), "Purchasing power parity in the long run: a test of the dollar/pound exchange rate (1890-1978)", **Journal of Money, Credit and Banking**, 19, str. 376-87.

Engle R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K Inflation", **Econometrica**, vol.50, str. 987-1008.

Farrell, M.J. (1959), "The New Theories of the Consumption Function", **Economic Journal**, 69, str. 678-96.

Ferber, R. (1953), **A Study of Aggregate Consumption Functions**, Technical Paper 8, New York: NBER.

Ferber, R. (1973), "Consumer Economics, a survey", **Journal of Economic Literature**, vol. 11, str. 1303-42.

Fisher, I. (1930), **The Theory of Interest**, New York: Macmillan.

Flavin, M.A. (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", **Journal of Political Economy**, 89 (5), str. 974-1009.

Friedman, M. (1957), **A Theory of the Consumption Function**, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

Granger, C.W.J. i Engle, R.F. (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", **Econometrica**, 55, str. 251-76.

Haavelmo, T. (1947), "Methods of measuring the marginal propensity to consume", **Journal of the American Statistical Association**, vol. 42, str. 105-22.

Hadjimomatheou, G. (1987), **Consumer Economics after Keynes: Theory and Evidence of Consumption Function**, Brighton: Wheatsheaf Books Ltd.

Haig, R.M. (1921), "The concept of income: economic and legal aspects", u Musgrove, R.A. i Shoup, C.S. (ur.), **Reading in the Economics of Taxation**, Homewood, Ill.: Irwin, str. 54-76.

Hall, Robert E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Thoery and Evidence", **Journal of Political Economy**, 96, str. 971-87.

Hall, R.E. i Mishkin, F.S. (1982), "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households", **Econometrica**, 50, str. 461-81.

Hamilton, J.D. (1994), **Time Series Analysis**, Princeton University Press.

Hayashi, F. (1982), "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables", **Journal of Political Economy**, 90, str. 895-916.

Hayashi, F. (1985), "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis", **Quarterly Journal of Economics**, 100, str. 183-206.

Hendry, D.F i Ungern-Sternberg, T. von (1981), "Liquidity and inflation effects on consumers' expenditure", u Deaton, A.S (ur.) **Esseys in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Sir Richard Stone**, Cambridge, Cambridge University Press.

Hendry, D.F. (1980), "Predictive failure and econometric modelling in macro-economics: the transactions demand for money", u Ormerod, P. (ur.), **Economic Modelling**, London: Heinemann.

- Hicks, J.R. (1946), **Value and Capital**, Oxford: Clarendon Press.
- Higgins, M. i Bera A. (1995), "On ARCH Models: Properties, Estimation and Testing", u Les Oxley et al (ur.) **Survey in Econometrics**, Cambridge, Massachusetts, USA.
- Hubbard, R.G., Skinner, J. i Zeldes, S.P. (1994), "Precautionary Saving and Social Insurance", NBER Working Paper No. 4884.
- Johnson, P. (1983), "Life-Cycle Consumption under Rational Expectations: Some Australian Evidence", **Economic Record**, 59 (167), str. 345-50.
- Kennedy, N. i Andersen, P. (1994), "Household Saving and Real House Prices: An International Perspective", Basle: BIS.
- Keynes, J. M. (1936), **The General Theory of Employment, Interest and Money**, London: Macmillan.
- Kimball, M. (1990), "Precautionary Saving in the Small and in the Large", **Econometrica**, 58, str. 53-73.
- King, M. (1985), "The economics of saving: a survey of recent contributions" u Arrow, K. i Honkapohja, s. (ur.), **Frontiers of Economics**, Oxford: Blackwell.
- Kotlikoff, L.J. i Summers, L.H. (1981), "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Formation", **Journal of Political Economy**, 89, str. 706-32.
- Kuznets, S. (1942), **Uses of National Income in Peace and War**, Occasional Paper No. 6, New York: NBER.
- Lattimore, R. (1994), "Australian Consumption and Saving", **Oxford Review of Economic Policy**, Summer.
- Lovrinčević, Ž (2000), "Analiza agregatne potrošnje u Hrvatskoj", doktorska disertacija, Zagreb.
- Lucas, R.E. (1976), "Econometric policy evaluation: a critique", u Brunner, K. i Meltzer, A.H. (ur.), **The Phillips Curve and Labour Markets**, Amsterdam: North Holland.

Lucas, R.E. (1972), "Expectations and the neutrality of money", **Journal of Economic Theory**, vol. 4, str. 103-24.

Mankiw, N.G. (1982), "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods", **Journal of Monetary Economics**, 10, str. 417-25.

Mas-Colell, A. Whinston, M.D. i Green, J.R. (1995), **Microeconomic Theory**, New York: Oxford University Press.

Minford, A. P. L. i Peel, D. A. (1983), **Rational Expectations and the New Macroeconomics**, Oxford: Martin Robertson.

Modigliani, F. i Brumberg, R. (1954), "Utility Analysis and the Consumption function: an Interpretation of the Cross-section Data", **Post-Keynesian Economics**, New Brunswick, New Jersey: Rutgers University Press.

Modigliani, F. i Ando, A. (1957), "Tests of the Lyfe Cycle Hypothesis of savings", **Bulliten of the Oxford University Institute of Economics and Statistics**, vol. 19, str. 99-124.

Muellbauer, J. (1983), "Surprises in the Consumption Function", **Economic Journal (Supplement)**, 93, str. 34-50.

Muellbauer, J. (1988), "Habits, Rationality and Myopia in the Life-Cycle Consumption Function", **Annales d'economie et de statistique**, 9, str. 47-70.

Muth, J.F. (1961), "Rational expectations and the theory of price movements", **Econometrica**, vol. 29, str. 315-35.

Muth, J.F. (1960), "Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts", **Journal of the American Statistical Association**, 55, str. 299-306.

Parker, J.A. i Gourinchas, P. (1999), "Consumption over the Life Cycle", NBER Working Papers No. 7271.

Patterson, K.D. (1985), "Income adjustments and the role of consumers' durables in some leading consumption functions", **Economic Journal**, vol. 95, str. 469-79.

Pearson K. (1905), **Nature**, 72, str.294.

Phillips, A.W. (1954), "Stabilization policy in a closed economy", **Economic Journal**, 64, str. 290-323.

Phillips, A.W. (1957), "Stabilization policy and the time form of lagged responses", **Economic Journal**, 67, str. 265-77.

Phillips, W.A. (1958), "The relation between unemployment and the rate of change of money wages 1862-1957", **Economica**, 34, str. 254-81.

Sargan, J.D. (1964), "Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology", objavljeno u Hendry, D.F. i Wallis, K. (ur.), **Econometrics and Quantitative Economics**, Oxford: Blackwell, 1984.

Sargent, T.J. i Wallace, N. (1975), "Rational expectations, the optimal monetary instrument and the optimal money supply rule", **Journal of Political Economy**, vol. 83, str. 241-54.

Speight, A.E.H. (1990), **"Consumption, rational expectations and liquidity: theory and evidence"**, Harvester Wheatsheaf, Great Britain.

Simons, H. (1938), **Personal Income Taxation**, Chicago: Chicago University Press.

Stone, R. and Stone, W. M. (1938), "The marginal propensity to consume and the multiplier: a statistical investigation", **Review of Economic Studies**, vol. 6, str. 1-24.

Stone, R. (1964), "Private Saving in Britain: Past, Present and Future", **Manchester School of Economics and Social Studies**, 32, str. 79-112.

Sturm, P. H. (1983), "Determinants of saving: Theory and evidence", OECD Economic Studies, Autumn, str. 147-96.

Zdunić, S., Grgić, M. i Baletić, Z. (ur.) "Globalizacija i liberalizacija hrvatskog financijskog sustava i gospodarski razvitak", poglavlje VI, studija, Ekonomski institut, Zagreb, 1997.



Weale, M.R. (1990), "Wealth Constraints and Consumer Behaviour", **Economic Modelling**, 7, str. 165-75.

White, H. (1980), "A Heteroscedasticity - Consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", **Econometrica**, vol.46, str.817-838.

## 2. Ostali izvori

**Europski sustav nacionalnih računa - ESA 1995** (1998), Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Zagreb.

**Statistički godišnjak RH**, godine 1970-1991, Republički zavod za statistiku, SR Hrvatske, Zagreb.

**Statistički ljetopis RH**, godine 1992-1999, Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Zagreb.

**Sustav nacionalnih računa - SNA 1993** (1997), Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Zagreb.

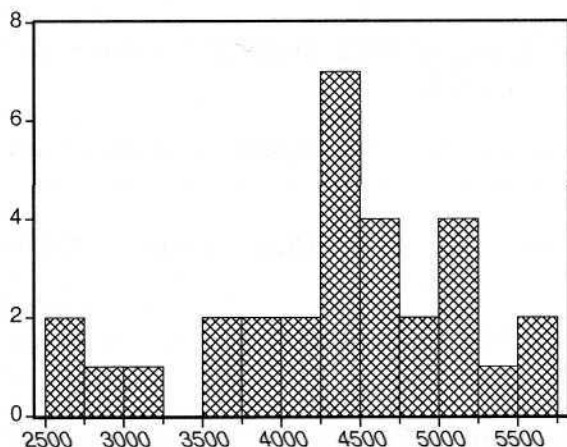
**The New Palgrave - A Dictionary of Economics** (1987), Eatwell. J et. al (ur.), The Macmillan Press Limited, London, Volume 1, od A do D.

**Transition Report 1999**, (1999) EBRD, London.

## PRILOG - STATISTIČKI DODATAK

U statističkom dodatku su prikazani rezultati ekonometrijskih testiranja koji se sastoje od različitih regresijskih jednačbi i statističkih testova. Načinjeni su u Eviews paketu, a označeni su kao Output1-Output14.

OUTPUT 1 - STATISTIČKA SVOJSTVA SERIJE POTROPC

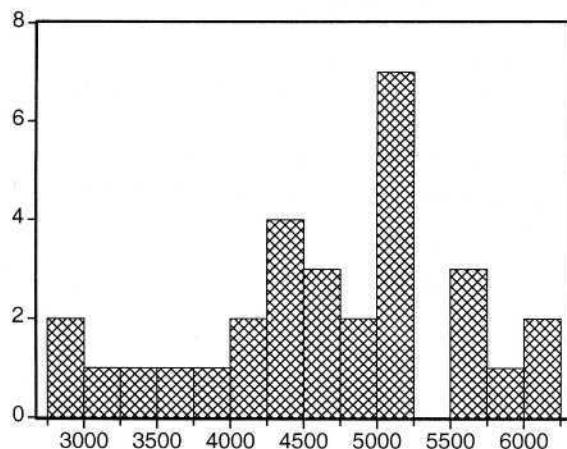


Series: POTROPC  
Sample 1970 1999  
Observations 30

Mean 4341.300  
Median 4351.500  
Maximum 5730.000  
Minimum 2717.000  
Std. Dev. 815.7038  
Skewness -0.411794  
Kurtosis 2.568397

Jarque-Bera 1.080722  
Probability 0.582538

OUTPUT 2 - STATISTIČKA SVOJSTVA SERIJE DOHPC



Series: DOHPC  
Sample 1970 1999  
Observations 30

Mean 4641.767  
Median 4720.000  
Maximum 6150.000  
Minimum 2762.000  
Std. Dev. 892.1344  
Skewness -0.395181  
Kurtosis 2.479535

Jarque-Bera 1.119444  
Probability 0.571368

## OUTPUT 3 - ADF TEST SERIJE POTROPC NA RAZINI

ADF Test Statistic	-0.476022	1% Critical Value*	-2.6522	
		5% Critical Value	-1.9540	
		10% Critical Value	-1.6223	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
LS // Dependent Variable is D(POTROPC)				
Date: 04/24/00 Time: 13:34				
Sample(adjusted): 1973 1999				
Included observations: 27 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POTROPC(-1)	-0.007236	0.015201	-0.476022	0.6384
D(POTROPC(-1))	0.173841	0.198663	0.875055	0.3902
D(POTROPC(-2))	0.182952	0.194972	0.938351	0.3574
R-squared	0.086397	Mean dependent var	-10.29630	
Adjusted R-squared	0.010264	S.D. dependent var	351.0246	
S.E. of regression	349.2186	Akaike info criterion	11.81584	
Sum squared resid	2926887.	Schwarz criterion	11.95982	
Log likelihood	-194.8251	F-statistic	1.134809	
Durbin-Watson stat	1.995625	Prob(F-statistic)	0.338135	

## OUTPUT 4 - ADF TEST SERIJE DOHPC NA RAZINI

ADF Test Statistic	-0.453108	1% Critical Value*	-2.6522	
		5% Critical Value	-1.9540	
		10% Critical Value	-1.6223	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
LS // Dependent Variable is D(DOHPC)				
Date: 04/24/00 Time: 16:21				
Sample(adjusted): 1973 1999				
Included observations: 27 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOHPC(-1)	-0.005752	0.012695	-0.453108	0.6545
D(DOHPC(-1))	0.522438	0.196944	2.652729	0.0139
D(DOHPC(-2))	-0.166097	0.194042	-0.855984	0.4005
R-squared	0.235729	Mean dependent var	-15.03704	
Adjusted R-squared	0.172040	S.D. dependent var	343.0928	
S.E. of regression	312.1880	Akaike info criterion	11.59165	
Sum squared resid	2339073.	Schwarz criterion	11.73563	
Log likelihood	-191.7986	F-statistic	3.701240	
Durbin-Watson stat	1.877978	Prob(F-statistic)	0.039716	

## OUTPUT 5 - ADF TEST SERIJE D(POTROPC)

ADF Test Statistic	-4.174264	1% Critical Value*	-2.6486	
		5% Critical Value	-1.9535	
		10% Critical Value	-1.6221	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
LS // Dependent Variable is D(POTROPC,2)				
Date: 04/24/00 Time: 13:35				
Sample(adjusted): 1972 1999				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(POTROPC(-1))	-0.761679	0.182470	-4.174264	0.0003
R-squared	0.391564	Mean dependent var	-14.07143	
Adjusted R-squared	0.391564	S.D. dependent var	433.7930	
S.E. of regression	338.3686	Akaike info criterion	11.68333	
Sum squared resid	3091319.	Schwarz criterion	11.73091	
Log likelihood	-202.2969	Durbin-Watson stat	2.120550	

## OUTPUT 6 - ADF TEST SERIJE D(DOHPC)

ADF Test Statistic	-3.181418	1% Critical Value*	-2.6486	
		5% Critical Value	-1.9535	
		10% Critical Value	-1.6221	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
LS // Dependent Variable is D(DOHPC,2)				
Date: 04/24/00 Time: 13:37				
Sample(adjusted): 1972 1999				
Included observations: 28 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DOHPC(-1))	-0.524891	0.164987	-3.181418	0.0037
R-squared	0.272277	Mean dependent var	-8.035714	
Adjusted R-squared	0.272277	S.D. dependent var	358.0843	
S.E. of regression	305.4697	Akaike info criterion	11.47876	
Sum squared resid	2519417.	Schwarz criterion	11.52634	
Log likelihood	-199.4329	Durbin-Watson stat	1.867263	

## OUTPUT 7 - HALLOVA REGRESIJA

LS // Dependent Variable is POTROPC				
Date: 04/24/00 Time: 13:40				
Sample(adjusted): 1971 1999				
Included observations: 29 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POTROPC(-1)	0.999825	0.014727	67.88879	0.0000
R-squared	0.819944	Mean dependent var	4356.379	
Adjusted R-squared	0.819944	S.D. dependent var	825.8758	
S.E. of regression	350.4441	Akaike info criterion	11.75228	
Sum squared resid	3438710.	Schwarz criterion	11.79942	
Log likelihood	-210.5572	Durbin-Watson stat	1.478865	

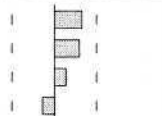
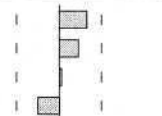
## OUTPUT 8 - LM TEST HALLOVIH REZIDUALA

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.202191	Probability	0.316697	
Obs*R-squared	2.408414	Probability	0.299930	
Test Equation: LS // Dependent Variable is RESID Date: 04/24/00 Time: 13:54				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POTROPC(-1)	-0.002444	0.014709	-0.166167	0.8693
RESID(-1)	0.199999	0.193538	1.033386	0.3109
RESID(-2)	0.171243	0.193838	0.883436	0.3851
R-squared	0.083049	Mean dependent var	14.38207	
Adjusted R-squared	0.012514	S.D. dependent var	350.1383	
S.E. of regression	347.9406	Akaike info criterion	11.80176	
Sum squared resid	3147629.	Schwarz criterion	11.94321	
Log likelihood	-209.2747	F-statistic	1.177417	
Durbin-Watson stat	1.952618	Prob(F-statistic)	0.323967	

## OUTPUT 8A - REGRESIJA HALLOVIH REZIDUALA

LS // Dependent Variable is REZIDHALL				
Date: 04/30/00 Time: 15:28				
Sample(adjusted): 1975 1999				
Included observations: 25 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REZIDHALL(-4)	-0.210372	0.223662	-0.940579	0.3576
REZIDHALL(-3)	0.043316	0.233200	0.185748	0.8544
REZIDHALL(-2)	0.204481	0.216019	0.946588	0.3546
REZIDHALL(-1)	0.182135	0.213114	0.854635	0.4024
R-squared	0.107743	Mean dependent var		-22.07874
Adjusted R-squared	-0.019723	S.D. dependent var		360.9012
S.E. of regression	364.4428	Akaike info criterion		11.94239
Sum squared resid	2789190.	Schwarz criterion		12.13741
Log likelihood	-180.7533	F-statistic		0.845270
Durbin-Watson stat	2.001472	Prob(F-statistic)		0.484511

## OUTPUT 8B - Q TEST AUTOKORELACIJE REZIDUALA

Date: 04/30/00 Time: 15:56						
Sample: 1971 1999						
Included observations: 29						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.239	0.239	1.8279	0.176
		2	0.217	0.170	3.4024	0.182
		3	0.100	0.018	3.7513	0.290
		4	-0.105	-0.181	4.1492	0.386



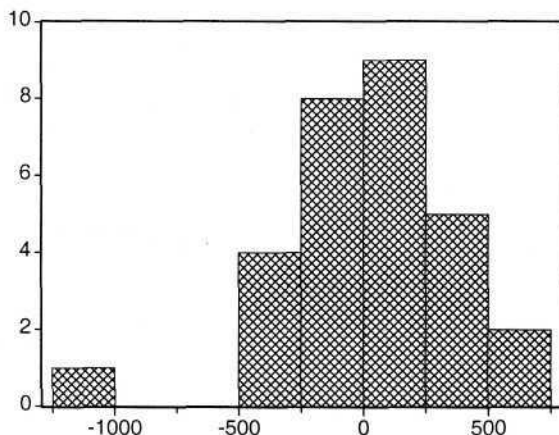
## OUTPUT8C - ARCH TEST HALLOVIH REZIDUALA

ARCH Test:				
F-statistic	0.353003	Probability	0.787393	
Obs*R-squared	1.194076	Probability	0.754426	
Test Equation:				
LS // Dependent Variable is RESID^2				
Date: 04/30/00 Time: 16:29				
Sample(adjusted): 1974 1999				
Included observations: 26 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	170314.7	71112.38	2.395007	0.0256
RESID^2(-1)	-0.201499	0.212407	-0.948644	0.3531
RESID^2(-2)	-0.100893	0.216380	-0.466277	0.6456
RESID^2(-3)	-0.083119	0.222054	-0.374319	0.7118
R-squared	0.045926	Mean dependent var	123235.8	
Adjusted R-squared	-0.084175	S.D. dependent var	239121.4	
S.E. of regression	248982.1	Akaike info criterion	24.99091	
Sum squared resid	1.36E+12	Schwarz criterion	25.18446	
Log likelihood	-357.7742	F-statistic	0.353003	
Durbin-Watson stat	1.975482	Prob(F-statistic)	0.787393	

## OUTPUT8D-WHITEOV TEST HETEROSK. REZIDUALA

White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	0.421107	Probability	0.660717	
Obs*R-squared	0.909917	Probability	0.634474	
Test Equation: LS // Dependent Variable is RESID^2 Date: 04/30/00 Time: 16:30 Sample: 1971 1999 Included observations: 29				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	188412.1	945367.3	0.199300	0.8436
POTROPC(-1)	21.01568	460.3687	0.045650	0.9639
POTROPC(-1)^2	-0.008251	0.054801	-0.150565	0.8815
R-squared	0.031376	Mean dependent var	118576.2	
Adjusted R-squared	-0.043133	S.D. dependent var	227280.0	
S.E. of regression	232129.9	Akaike info criterion	24.80780	
Sum squared resid	1.40E+12	Schwarz criterion	24.94925	
Log likelihood	-397.8623	F-statistic	0.421107	
Durbin-Watson stat	2.464177	Prob(F-statistic)	0.660717	

## OUTPUT 8E - JAQUE BERA STATISTIKA HALLOVIH REZIDUALA



Series: Residuals	
Sample 1971 1999	
Observations 29	
Mean	14.38207
Median	18.62274
Maximum	710.4983
Minimum	-1048.290
Std. Dev.	350.1383
Skewness	-0.589613
Kurtosis	4.492518
Jarque-Bera	4.371971
Probability	0.112367

## OUTPUT9 - EKSPONENCIJALNI GARCH MODEL

ARCH // Dependent Variable is POTROPC

Date: 04/30/00 Time: 18:11

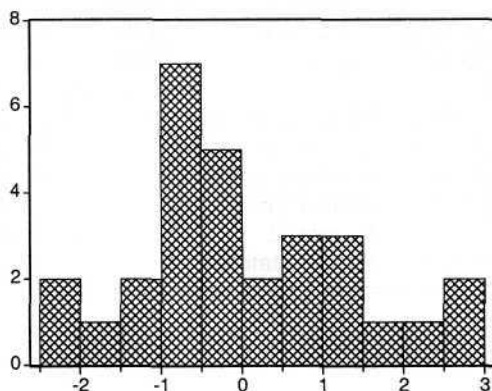
Sample(adjusted): 1971 1999

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 45 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POTROPC(-1)	1.008784	0.001377	732.5550	0.0000
Variance Equation				
C	8.936593	1.265851	7.059750	0.0000
RES /SQR[GARCH](1)	-2.074848	0.501871	-4.134229	0.0004
RES/SQR[GARCH](1)	-0.543355	0.083442	-6.511737	0.0000
EGARCH(1)	0.339184	0.090663	3.741141	0.0010
R-squared	0.817564	Mean dependent var	4356.379	
Adjusted R-squared	0.787158	S.D. dependent var	825.8758	
S.E. of regression	381.0163	Akaike info criterion	12.04127	
Sum squared resid	3484162.	Schwarz criterion	12.27701	
Log likelihood	-198.5282	F-statistic	26.88822	
Durbin-Watson stat	1.473119	Prob(F-statistic)	0.000000	

## OUTPUT 9A - JAUQUE BERA STATISTIKA STANDARDIZIRANIH REZIDUALA IZ EGARCH MODELA

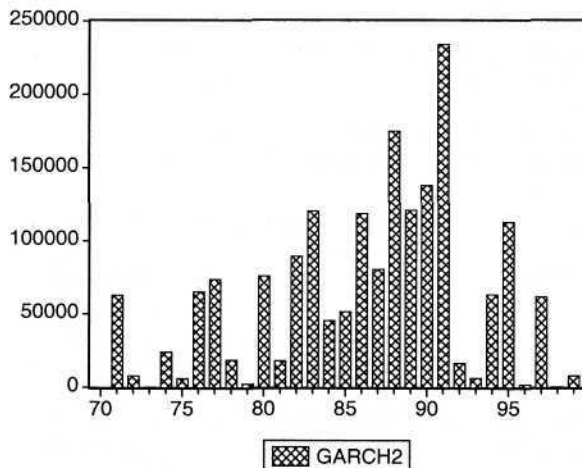


Series: Standardized Residuals  
 Sample 1971 1999  
 Observations 29

Mean 0.012842  
 Median -0.303361  
 Maximum 2.766949  
 Minimum -2.268549  
 Std. Dev. 1.325087  
 Skewness 0.337392  
 Kurtosis 2.471678

Jarque-Bera 0.887468  
 Probability 0.641636

## OUTPUT 9B - KRETANJE UVJETNE EKSPONENCIJALNE VARIJANCE IZ EGARCH MODELA



## OUTPUT 10-HALL REGRESIJA S DODANIM VARIJABL.

LS // Dependent Variable is POTROPC

Date: 04/30/00 Time: 19:09

Sample(adjusted): 1973 1999

Included observations: 27 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POTROPC(-3)	-0.186128	0.199562	-0.932682	0.3607
POTROPC(-2)	-0.010535	0.330285	-0.031896	0.9748
POTROPC(-1)	1.060058	0.550746	1.924769	0.0667
DOHPC(-1)	0.120978	0.581289	0.208121	0.8370
R-squared	0.846602	Mean dependent var	4350.519	
Adjusted R-squared	0.826594	S.D. dependent var	855.8507	
S.E. of regression	356.3941	Akaike info criterion	11.88803	
Sum squared resid	2921386.	Schwarz criterion	12.08000	
Log likelihood	-194.7997	F-statistic	42.31227	
Durbin-Watson stat	1.950701	Prob(F-statistic)	0.000000	

## OUTPUT 11-KOINTEGRACIJA POTROŠNJE I DOHOTKA

Date: 04/24/00 Time: 15:14				
Sample: 1970 1999				
Included observations: 28				
Test assumption: No deterministic trend in the data				
Series: POTROPC DOHPC				
Lags interval: 1 to 1				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.394585	14.17596	12.53	16.31	None *
0.004433	0.124401	3.84	6.51	At most 1
<p>(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level  L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level</p>				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
POTROPC	DOHPC			
-0.001977	0.001849			
0.000106	-5.91E-05			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
POTROPC	DOHPC			
1.000000	-0.935364 (0.00474)			
Log likelihood	-340.4934			

## OUTPUT 12 - ADF TEST REZIDUALA KOINTEGRACIJE

ADF Test Statistic	-5.034337	1% Critical Value*	-2.6560	
		5% Critical Value	-1.9546	
		10% Critical Value	-1.6226	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
LS // Dependent Variable is D(REZIDKOINTEG)				
Date: 04/24/00 Time: 15:20				
Sample(adjusted): 1974 1999				
Included observations: 26 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REZIDKOINTEG(-1)	-1.017065	0.202026	-5.034337	0.0000
R-squared	0.503390	Mean dependent var	-2.859008	
Adjusted R-squared	0.503390	S.D. dependent var	363.1796	
S.E. of regression	255.9348	Akaike info criterion	11.12755	
Sum squared resid	1637565.	Schwarz criterion	11.17594	
Log likelihood	-180.5505	Durbin-Watson stat	1.608258	

## OUTPUT 13 - ECM MODEL ZA REPUBLIKU HRVATSKU

LS // Dependent Variable is DIFPOTRPC				
Date: 05/01/00 Time: 12:45				
Sample(adjusted): 1971 1999				
Included observations: 29 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	108.2060	28.77771	3.760062	0.0009
DIFDOHPC	0.882146	0.056999	15.47650	0.0000
COINTEG(-1)	-0.589919	0.148506	-3.972360	0.0005
UDIOKREDITA	-21.59067	4.592170	-4.701627	0.0001
R-squared	0.939459	Mean dependent var		13.62069
Adjusted R-squared	0.932194	S.D. dependent var		350.1707
S.E. of regression	91.18290	Akaike info criterion		9.153177
Sum squared resid	207858.0	Schwarz criterion		9.341769
Log likelihood	-169.8703	F-statistic		129.3146
Durbin-Watson stat	1.849131	Prob(F-statistic)		0.000000

## OUTPUT 13A - LM TEST REZIDUALA IZ ECM MODELA

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.174732	Probability	0.912346	
Obs*R-squared	0.674904	Probability	0.879090	
Test Equation: LS // Dependent Variable is RESID Date: 05/01/00 Time: 13:07				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.359324	31.56690	0.011383	0.9910
DIFDOHPC	0.001150	0.069202	0.016624	0.9869
COINTEG(-1)	-0.059762	0.220383	-0.271174	0.7888
UDIOKREDITA	-0.103572	5.156782	-0.020085	0.9842
RESID(-1)	0.128690	0.298340	0.431352	0.6704
RESID(-2)	0.016032	0.252244	0.063559	0.9499
RESID(-3)	0.114949	0.216213	0.531646	0.6003
R-squared	0.023273	Mean dependent var	-1.29E-14	
Adjusted R-squared	-0.243108	S.D. dependent var	86.15974	
S.E. of regression	96.06357	Akaike info criterion	9.336526	
Sum squared resid	203020.6	Schwarz criterion	9.666563	
Log likelihood	-169.5288	F-statistic	0.087366	
Durbin-Watson stat	1.922635	Prob(F-statistic)	0.996974	



## OUTPUT 13B-ARCH TEST REZIDUALA IZ ECM-A

ARCH Test:				
F-statistic	0.657472	Probability	0.527243	
Obs*R-squared	1.402472	Probability	0.495972	
Test Equation:				
LS // Dependent Variable is RESID^2				
Date: 05/01/00 Time: 13:10				
Sample(adjusted): 1973 1999				
Included observations: 27 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4564.127	2570.156	1.775817	0.0884
RESID^2(-1)	0.112391	0.186952	0.601173	0.5534
RESID^2(-2)	0.174526	0.185795	0.939347	0.3569
R-squared	0.051943	Mean dependent var	6740.423	
Adjusted R-squared	-0.027061	S.D. dependent var	8630.282	
S.E. of regression	8746.275	Akaike info criterion	18.25721	
Sum squared resid	1.84E+09	Schwarz criterion	18.40119	
Log likelihood	-281.7836	F-statistic	0.657472	
Durbin-Watson stat	1.828691	Prob(F-statistic)	0.527243	

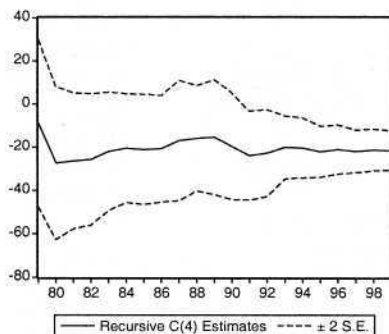
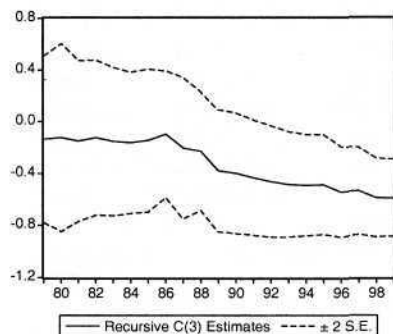
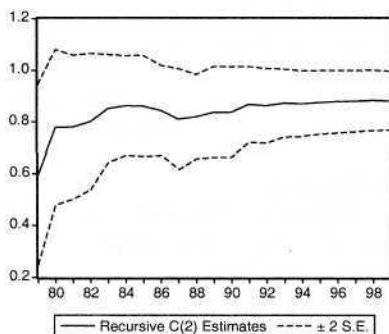
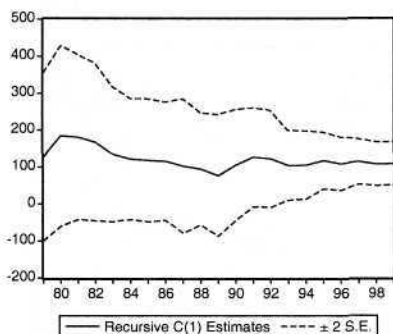
## OUTPUT 13C-TEST WHITEOVE HETEROS. U ECM-U

White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	0.619915	Probability	0.712325	
Obs*R-squared	4.193910	Probability	0.650454	
Test Equation: LS // Dependent Variable is RESID^2 Date: 05/01/00 Time: 13:14 Sample: 1971 1999 Included observations: 29				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4779.072	4088.664	1.168859	0.2550
DIFDOHPC	6.742491	6.271203	1.075151	0.2940
DIFDOHPC^2	0.008911	0.015942	0.558981	0.5818
COINTEG(-1)	-2.173909	17.15093	-0.126752	0.9003
COINTEG(-1)^2	0.002203	0.140796	0.015645	0.9877
UDIOKREDITA	1253.858	784.3562	1.598583	0.1242
UDIOKREDITA^2	-122.8803	104.2101	-1.179159	0.2509
R-squared	0.144618	Mean dependent var	7167.518	
Adjusted R-squared	-0.088669	S.D. dependent var	9035.964	
S.E. of regression	9428.060	Akaike info criterion	18.50940	
Sum squared resid	1.96E+09	Schwarz criterion	18.83943	
Log likelihood	-302.5355	F-statistic	0.619915	
Durbin-Watson stat	2.232109	Prob(F-statistic)	0.712325	

## OUTPUT 13D-RESET TEST REZIDUALA IZ ECM-A

Ramsey RESET Test:				
F-statistic	0.246859	Probability	0.783294	
Log likelihood ratio	0.615927	Probability	0.734942	
Test Equation: LS // Dependent Variable is DIFPOTRPC Date: 05/01/00 Time: 13:13 Sample: 1971 1999 Included observations: 29				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	93.09900	43.39795	2.145240	0.0427
DIFDOHPC	0.834137	0.090619	9.204931	0.0000
COINTEG(-1)	-0.528960	0.176361	-2.999294	0.0064
UDIOKREDITA	-18.83299	6.548882	-2.875756	0.0085
Fitted^2	4.11E-05	0.000137	0.299524	0.7672
Fitted^3	1.44E-07	2.25E-07	0.639155	0.5290
R-squared	0.940731	Mean dependent var	13.62069	
Adjusted R-squared	0.927847	S.D. dependent var	350.1707	
S.E. of regression	94.06055	Akaike info criterion	9.269869	
Sum squared resid	203489.9	Schwarz criterion	9.552758	
Log likelihood	-169.5623	F-statistic	73.01268	
Durbin-Watson stat	1.783689	Prob(F-statistic)	0.000000	

## OUTPUT 13E - EVOLUCIJA KOEFICIJENATA U ECM MODELU DOBIVENA METODOM REKURZIVNIH KOEFICIJENATA



## OUTPUT14-SERIJE DOHPC, POTROPC I UDIOKREDITA

obs	POTROPC	DOHPC	UDIOKREDITA
1970	3904.000	4202.000	7.193500
1971	4294.000	4614.000	6.066000
1972	4577.000	5090.000	4.664000
1973	4614.000	5060.000	5.047200
1974	4870.000	5097.000	2.608100
1975	4872.000	5064.000	3.496600
1976	5060.000	5241.000	6.822500
1977	5407.000	5607.000	7.828400
1978	5690.000	6102.000	6.483900
1979	5730.000	6150.000	8.648500
1980	5249.000	5755.000	10.03000
1981	5220.000	5700.000	7.736500
1982	5050.000	5540.000	6.115000
1983	4600.000	5001.000	4.373500
1984	4400.000	4750.000	4.121300
1985	4301.000	4760.000	6.177700
1986	4550.000	5050.000	4.377900
1987	4461.000	4690.000	6.605050
1988	4138.000	4282.000	3.336000
1989	3931.000	4325.000	6.067900
1990	4049.000	4240.000	2.416801
1991	3000.000	3345.000	13.35087
1992	2737.000	2954.000	7.764622
1993	2717.000	2762.000	-2.995407
1994	2842.000	3092.000	9.156342
1995	3552.000	3582.000	-4.485610
1996	3570.000	3750.000	2.972584
1997	4252.000	4267.000	-5.400335
1998	4303.000	4497.000	2.057808
1999	4299.000	4684.000	9.408725