

Željko Lovrinčević
Davor Mikulić*

UDK 330.567.22:330.4 (497.5)
Izvorni znanstveni rad

MODELIRANJE OSOBNE POTROŠNJE U REPUBLICI HRVATSKOJ EC¹ MODELOM

Autori u radu prikazuju modeliranje osobne potrošnje u Hrvatskoj metodom korigiranih grešaka – ECM (Error Correction Model). Prikazano je razdoblje od 1970. do 2002. godine, što čini dovoljno dugu vremensku seriju za izvođenje pouzdanih zaključaka o ponašanju sektora kućanstava.

EC model ima svoje standardne nezavisne varijable: konstantu, kratkoročnu komponentu (tekući dohodak), pomaknutu (lagiranu) u vremenu dugoročnu komponentu (kointegraciju dohotka i potrošnje). Pored standardnih sastavnica signifikantnom se u određivanju dinamike osobne potrošnje pokazuje i varijabla postojanja kreditnih ograničenja za sektor kućanstava.

*Procijenjeni parametri su očekivanog predznaka i signifikantni, s veoma dobrim statističkim svojstvima (veliki i značajni empirijski *t* omjer i *F* statistika, odsutnost pogrešne specifikacije funkcije, nepostojanje autokorelacije i heteroskedastičnosti i posjeduju svojstvo stabilnosti).*

Na osnovi EC modela autori na kraju rada daju projekciju osobne potrošnje u stalnim i tekućim cijenama za 2003. godinu.

* Ž. Lovrinčević, dr. sc. i D. Mikulić, dr. sc., oboje znanstveni suradnici u Ekonomskom institutu, Zagreb. Rad primljen u uredništvo: 10. 9. 2003.

¹ Engl. error correction model (model korekcije pogrešaka)

Uvod

Osobna potrošnja je najveća sastavnica bruto domaćeg proizvoda u većini gospodarstava, pa je njezino kretanje često presudno za kretanje ukupne gospodarske aktivnosti. Udio osobne potrošnje u BDP-u Republike Hrvatske je u 2002. godini iznosio 60,1%. Kretanje osobne potrošnje također određuje u velikoj mjeri i druge dvije osnovne makroekonomske kategorije: kretanje uvoza i kretanje poreznih prihoda države. To je osobito izraženo u sustavima u kojima je porez na dodanu vrijednost osnovni oblik tzv. neizravnih poreza, kao što je slučaj u Hrvatskoj. U Hrvatskoj PDV, carine i trošarine, koje uglavnom ovise o kretanju osobne potrošnje, čine čak 50,8% svih prihoda središnje države.

Iz gore navedenog očito je da je kretanje veličine osobne potrošnje presudno za većinu makroekonomskih kategorija. Veoma ekspanzivno kretanje osobne potrošnje u tijeku cijelog tranzicijskog razdoblja (od 1995. godine) dobiva nove značajke u posljednje tri godine zbog izraženog prirasta inozemnoga duga. Stoga se opravdano postavljaju pitanja poput: Je li sadašnja dinamika rasta osobne potrošnje održiva? Je li u pitanju privremena anomalija u ponašanju sektora kućanstava i veliko odstupanje stope štednje iz tekućeg dohotka od višegodišnjeg prosjeka? Kako na kretanje osobne potrošnje utječu kreditna ograničenja i slično.

U modeliranju kretanja osobne potrošnje kroz povijest su obično upotrebljavane, ovisno o polaznom teorijskom konceptu, varijable poput tekućeg i očekivanog raspoloživog dohotka kućanstava u nadolazećem razdoblju, neto vrijednost ukupne imovine kojom raspolažu kućanstva, realna kamatna stopa i druge varijable, poput kreditnih ograničenja, stope nezaposlenosti i slično². Uporaba pojedinih varijabli nerijetko je određena, osobito u današnjim tranzicijskim zemljama, raspoloživošću podataka. Tako, npr., za Hrvatsku ne postoje pouzdani podaci o vrijednosti fonda imovine sektora kućanstava, a očito je da su kapitalni dobiti (rast relativnih cijena nekretnina) upravo veliki i značajni, uz nastavak pozitivnog trenda.

U našem ćemo se radu koristiti EC (Error Correction) modeliranjem koje u teorijskoj pozadini ima hipotezu o permanentnom dohotku³. Drugi najčešće korišteni model u specificiranju funkcije osobne potrošnje jest RW model⁴ koji proizlazi iz područja ekonomije racionalnih očekivanja. RW modeliranje u ovome radu nećemo obrađivati. Razdoblje promatranja kretanja pojave obuhvaća 32 godine, a to osigu-

² O modeliranju osobne potrošnje vidjeti npr. u: Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*, Oxford, Clarendon Press.

³ Vidjeti Friedman, M. (1957): *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press.

⁴ Engl. random walk model (model slučajnog pomaka)

rava dovoljno dugu vremensku seriju za modeliranje unatoč brojnim promjenama u institucionalnom okružju.

Rad se sastoji od triju osnovnih dijelova. U prvom je dijelu ukratko prikazan teorijski koncept modela korigiranih grešaka (EC model) kao jedan od osnovnih modela za procjenu funkcije osobne potrošnje. U drugom je izvedeno empirijsko modeliranje na osnovi toga modela za razdoblje 1970.-2002. u Hrvatskoj. Potom su ispitana statistička svojstva dobivenih procjena i valorizirana je ekonometrijska procjena u cjelini. U trećem je dijelu na osnovi modela dana projekcija kretanja osobne potrošnje za tekuću 2003.godinu.

Teorijske značajke modela korigiranih grešaka (ECM-Error Correction Model)

Za nastanak EC modeliranja zaslužni su Davidson i suradnici⁵ koji su takvim modeliranjem željeli istovremeno riješiti nekoliko problema. Kao prvo, valjalo je napraviti model koji će biti konzistentan s empirijskim opažanjima o ponašanju osobne potrošnje u UK. Potom je valjalo osigurati stabilnost svih procijenjenih parametara u funkciji, a ne kao što je to bilo do tada, da zbog visoke nestabilnosti procijenjenih parametara, predviđanja buduće potrošnje budu poprilično neprecizna. Treći je zahtjev bio da model može u potpunosti objasniti i obuhvatiti sve informacije koje su nudili dotadašnji modeli osobne potrošnje. Premda ekonomska teorija pruža određene ideje o dugoročnom, ili stabilnom ravnotežnom odnosu (steady state) između određenih varijabli, takve relacije obično nisu veoma korisne za modeliranje kratkoročne dinamike. Kod EC modela je upravo ključan dugoročan odnos dviju varijabli (osobne potrošnje i raspoloživog dohotka), koji se razmatra u sklopu teorije kointegracije. Sa druge strane, Davidson i suradnici koristili su se i drugom varijablom u funkciji potrošnje koja opisuje kratkoročnu funkcionalnu vezu dviju varijabli, tekućeg dohotka i tekuće osobne potrošnje. U modeliranju Davidson i suradnici polaze od sljedećeg modela, gdje su sve varijable dane u logaritamskom zapisu:

$$c_t = \kappa + \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + a_1 c_{t-1} + v_t$$

⁵ Davidson, J.E.F., 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.

gdje su: c_t vrijednost tekuće osobne potrošnje u razdoblju t , y_t vrijednost tekućeg dohotka u razdoblju t , κ konstanta koja označuje promjenu autonomnog dijela veličine osobne potrošnje, a v_t označuje sve druge varijable koje bi se mogle pojaviti u modelu, a nisu eksplicitno navedene (npr. vrijednost imovine kućanstava, realna kamatna stopa, stopa nezaposlenosti, postojanje kreditnih ograničenja i slično).

Ako se uvede ograničenje kod parametara funkcije tako da je $\beta_1 = -\beta_2 + \gamma$ i da je $a_1 = 1 - \gamma$, izraz se može zapisati i kao

$$\Delta c_t = \kappa + \beta_1 \Delta y_t + \gamma (y_{t-1} - c_{t-1}) + v_t$$

gdje Δc_t označava razliku između potrošnje u razdoblju t i razdoblju $t-1$ ($\Delta c_t = c_t - c_{t-1}$), dok Δy_t označava razliku između raspoloživog dohotka u razdoblju t i razdoblju $t-1$ ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$).

Takva funkcija osobne potrošnje u pojmovima teorije optimalne kontrole, odgovara modelu povratne informacije (feedback information). Naime, potrošači planiraju potrošiti u svakom razdoblju isto toliko koliko su potrošili u istome razdoblju prethodne godine, uvećano za očekivanu godišnju promjenu dohotka. Razlika ($y_{t-1} - c_{t-1}$) koja u funkciji ima ulogu varijable oslikava dugoročan odnos između osobne potrošnje i dohotka. Parametar ispred te razlike, γ , opisuje brzinu prilagodbe odstupanja osobne potrošnje iz prethodnog razdoblja od dugoročnog odnosa. Razlika između c i y je, ako su varijable kointegrirane, stacionarna, pa su sve varijable u funkciji potrošnje stacionarne i ne postoji mogućnost pojave prividne regresije (spurious regression) kao što je to kod nestacionarnih serija ili kod većine klasične ekonometrije. Dugoročna kointegriranost između c i y zadovoljava postulate teorije permanentnog dohotka, dakle, dugoročan je udio osobne potrošnje u dohotku stabilan, pa se stoga ta razlika naziva i testom valjanosti hipoteze permanentnog dohotka. Ako ne postoji dugoročna kointegriranost između tih dviju varijabli, automatski se odbacuje i valjanost hipoteze permanentnog dohotka.

Sa druge strane, varijabla Δy_t opisuje kratkoročnu graničnu sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka, ili bolje rečeno, ona opisuje kratkoročnu dinamiku ponašanja osobne potrošnje. Stoga se funkcija osobne potrošnje Davidson i suradnici sastoji primarno od dva dijela: od dugoročne i kratkoročne komponente (varijable). To su varijabla razlike između dugoročno kointegriranih varijabli dohotka i osobne potrošnje (konstantan c/y), koja opisuje dugoročnu dinamiku i kratkoročna komponenta Δy_t , koja opisuje marginalnu sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka. Tako definirana funkcija osobne potrošnje se može proširiti tako da obuhvati učinke inflacije, kreditnih ograničenja i sličnih pojava u gospodarskom sustavu. U empirijskim istraživanjima su dodavane još poneke varijable osnovnom okviru koji

uvijek ima komponente koje opisuju dugoročno i kratkoročno ponašanje. Tako su već 1989. Hendry i von Ungern-Sternberg⁶ dodali dvije dodatne varijable. Prva je još jedan mehanizam korekcije nazvan dugoročnim odnosom tekućeg dohotka i ukupnog bogatstva za koji se pretpostavlja da ga racionalan potrošač u dugom roku nastoji održati. Druga varijabla koju su dodali bili su vlasnički dobiti i gubici ili drugim riječima učinci inflacije na imovinu i kretanje relativnih cijena pojedinih oblika imovine. To su napravili s namjerom da načine seriju prilagođenog dohotka. Prilagođeni dohodak jednak je tekućem nominalnom dohotku prilagođenom za vlasničke gubitke/dobitke. U slučaju Hrvatske ta bi varijabla vjerojatno bila veoma zanimljiva za ponašanje, ali nažalost ne postoje potrebni podaci.

EC model je proširivan na razne načine tijekom vremena, i većina empirijskih rezultata opravdava uporabu takovoga modeliranja. Rezultati predviđanja kretanja osobne potrošnje su značajno popravljani, jer je postalo jasno da koncept tekućeg dohotka, kako ga opisuju sustav nacionalnih računa, ponekad nije dostatan za objašnjavanje kretanja osobne potrošnje.

Sa druge strane, Bollerslev i Hyllenberg⁷ 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 kao prva aproksimacija, uzimana veličina izdataka na netrajna potrošna dobra i usluge, jer je bilo poprilično poteškoća s procjenom tijeka usluga koje pružaju trajna potrošna dobra tijekom godine. Kao i kod fonda realne imovine, nema pouzdanih podataka o ukupnom fondu trajnih potrošnih dobara za cjelokupno promatrano razdoblje u Hrvatskoj.

Brojna istraživanja u posljednjih dvadesetak godina uglavnom su nalazila empirijsku potvrdu valjanosti EC modela. EC modeliranje obično je češće korištena metoda u europskim zemljama, a u SAD-u prevladava modeliranje uz pomoć modela slučajnog pomaka (RW - random walk modeli osobne potrošnje).

⁶ Hendry, D.F. i Ungern-Sternberg, T. von, (1981) "Liquidity and inflation effects on consumers' expenditures", u Eaton, A.S. (ur) "Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Sir Richard Stone", Cambridge University Press.

⁷ Bollerslev, T. i Hyllenberg, 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.

Empirijsko modeliranje funkcije osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj preko ECM-a u razdoblju 1970.-2002.

U ovom će dijelu biti prikazano empirijsko modeliranje osobne potrošnje preko EC modela za Republiku Hrvatsku u razdoblju 1970.-2002. Kao što je u teorijskom dijelu pojašnjeno, standardni je oblik EC modela

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

gdje je κ konstanta, a cointeg_{t-1} predstavlja rezidualne iz regresijske jednadžbe u kojoj su osobna potrošnja i dohodak (c_{t-1} i y_{t-1}) kointegrirani iz razdoblja $t-1$. Varijabla cointeg_{t-1} pokazuje koliko je odstupanje od dugoročnog ravnotežnog odnosa potrošnje i dohotka u razdoblju $t-1$, pa se taj korektivni element koristi za poboljšanje predviđanja veličine potrošnje u razdoblju t (Δc_t).

Parametar β pokazuje brzinu kojom se udio potrošnje u dohotku vraća u ravnotežni, dugoročni odnos potrošnje i tekućeg dohotka. Stoga, što je parametar β veći, to je taj povratak brži i obrnuto. Parametar β mora imati negativnu vrijednost, a to je i logično, jer ako je u razdoblju $t-1$ omjer potrošnje i dohotka bio veći od dugoročnog kointegriranog omjera, tada u razdoblju t očekujemo smanjenje toga omjera i obrnuto. Parametar β 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 vrijednost parametra β biti veća, a što je on pouzdaniji, to će i empirijski t omjer za taj parametar biti veći, a procjena funkcije robusnija. Drugim riječima, što je β veći, sa značajnim empirijskim t omjerom, to je i osciliranje granične sklonosti potrošnji iz dohotka veće, ili kažemo da se vjerojatno radi o ukupno nestabilnijem ekonomskom okružju nego kada je β manji. U takvom okružju potrošači imaju više problema s formiranjem racionalnih očekivanja nego što je to slučaj u stabilnom okružju s dugoročno predvidivim ekonomskim kretanjima.

Parametar α predstavlja kratkoročnu graničnu sklonost potrošnji iz dohotka, i svakako mora biti pozitivan.

U funkciji se mogu pojaviti i ostale varijable, poput dugoročnog kointegriranog odnosa potrošnje i dohotka i razdoblja pomaknutog (lagiranog) u vremenu za više od 1, može se pojaviti neki dugoročni kointegrirani omjer npr. imovine i tekućeg dohotka, može se pojaviti ravnotežna stopa nezaposlenosti kao indikator očekivanog dohotka, indeks promjena cijena potrošača, mijenjanje dugoročnih kreditnih ograničenja s promjenama monetarne politike ili uvođenjem novih instrumenata financiranja i slično. Riječ je na neki način uvijek o uporabi još nekog dodatnog

vektora korigiranih grešaka u funkciji, gdje u tome vektoru ne moraju nužno biti uključene osobna potrošnja i dohodak. U dosadašnjim kretanjima gospodarske aktivnosti kao zanimljiva se nameće varijabla kreditnih ograničenja u ponašanju sektora kućanstava, a za koju postoje podaci.

Kako u Hrvatskoj ne postoje statistički podaci o fondu raspoložive imovine, 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 kraja osamdesetih, u tipično socijalističkom okružju, kretanje zaposlenosti nije imalo nikakve veze s teorijskim konceptima poput granične proizvodnosti. Zbog 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 godina prošloga stoljeća oslikava određene tržišne procese, a to je prekratko razdoblje.

Modeliranje funkcije potrošnje započinje ispitivanjem svojstava varijabli potrošnje i dohotka, da bi se utvrdila njihova pogodnost i mogućnost za kointegriranje. Potom se izvodi kointegriranje EC modelom, uz dodatak varijable kreditnih ograničenja. Na kraju se podrobno ispituju procjene pojedinih parametara, odnosno reziduali regresijske jednadžbe.

Empirijsko modeliranje EC modela je izvedeno uz Eviews programsku potporu, a outputi pojedinih operacija na rezultate kojih se referira u tekstu prikazani su posebno u statističkom prilogu na kraju rada i označeni su kao output od 1 do 12.

Osnovna svojstva serija potrošnje i raspoloživog dohotka u Republici Hrvatskoj

Serije raspoloživog dohotka i potrošnje prikazane su u per capita iskazu u stalnim cijenama 1990. godine, a konstruirane su za razdoblje od 1970.—2002. godine (u prilogu). Nastale su korištenjem raspoloživih izvora podataka iz jednogodišnjih i petogodišnjih Anketa o potrošnji kućanstava i njihovim ujednačivanjem i prilagođivanjem traženom međunarodno usporedivom konceptu prema SNA 1993⁸ (System of National Accounts), i iz rezultata projekta “Uvođenje i primjena sustava nacionalnih računa u RH”⁹ izvedenog za potrebe Državnog zavoda za statistiku.

⁸ Detaljnije o postojanju pojedinih vrsta anketa i o metodološkim osnovama anketnih istraživanja i njihovoj usporedivosti vidjeti u doktorskoj disertaciji Željko Lovrinčević “Analiza agregatne potrošnje u Hrvatskoj”, Zagreb 2000.

⁹ “Uvođenje i primjena sustava nacionalnih računa RH – Istraživanja u 2001. godini”, Ekonomski institut, Zagreb i DZS, Zagreb 2001.

Seriya raspoloživog dohotka pc u stalnim cijenama 1990. godine za Republiku Hrvatsku označena je kao varijabla DOHPC, a serija potrošnje pc u stalnim cijenama 1990. je označena kao varijabla POTROPC.

Iz serije osobne potrošnje pc nije bilo moguće posebno izdvojiti potrošnju trajnih potrošnih dobara, pa izdvojiti tijek usluga koje takva dobra pružaju u tijeku godine potrošačima u iznosu deprecijacije, već je izračunata serija prema konceptu izdataka, uključujući u potrošnju pc ukupne godišnje izdatke za trajna potrošna dobra. Stoga se implicitno, prema konvenciji, smatra da je trajno potrošno dobro u potpunosti utrošeno u godini u kojoj je kupljeno, a ne da se troši tijekom niza godina pružajući tijek usluga. Za izračunavanje tijeka usluga, odnosno godišnje deprecijacije fonda trajnih potrošnih dobara, ne postoji dostatna statistička osnovica. Zato je i serija potrošnje pc prikazana po konceptu izdataka prema preporukama sustava SNA 1993.

Postojanje serije prema konceptu godišnjeg tijeka usluga koje pružaju trajna potrošna dobra ima određenih prednosti, osobito u situacijama kada se fond trajnih potrošnih dobara obnavlja u veoma nepravilnim razmacima što uzrokuje značajna povećanja varijance potrošnje pc u pojedinim godinama, a ne prema nekom izgladenom autoregresijskom modelu tipa AR(1) ili AR(2) modelu kako to obično predviđa teorija (Mankiw 1982¹⁰). Tada i ponašanje cijele serije koja se zasniva na konceptu izdataka može u značajnoj mjeri biti određeno 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 u uvodu pripomenuti, jer se u slučaju Hrvatske ne može dobiti podatak o veličini fonda trajnih potrošnih dobara, a postoje indicije da je upravo dinamika popunjavanja fonda trajnih potrošnih dobara u poslijeratnom razdoblju bila veoma značajna za kretanje ukupne potrošnje.

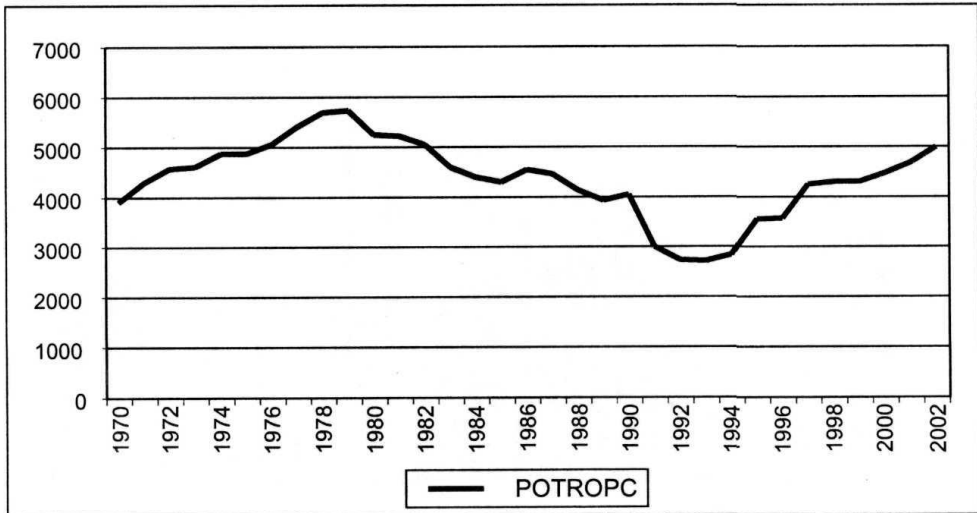
Prije modeliranja prikazani su osnovni podaci o serijama DOHPC i POTROPC u outputu 1 i outputu 2, na osnovi pokazatelja iz razdoblja 1970.-2002. godine.

Seriya POTROPC ima aritmetičku sredinu 4375,7 maksimalnu vrijednost 5730.0 ostvarenu u 1979. godini i minimalnu vrijednost 2717.0 ostvarenu u 1993. godini Slika 1. Veličina osobne potrošnje pc u stalnim cijenama 1990. godine je u 2002. iznosila 4994.

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

Slika 1.

OSOBNÁ POTROŠNJA PC U STALNIM CIJENAMA 1990. GODINE
U RAZDOBLJU 1970.-2002. U HRVATSKOJ

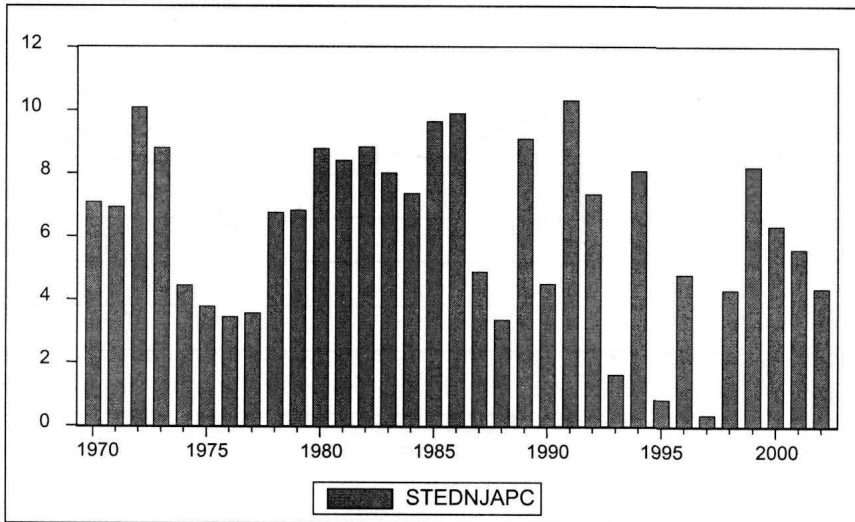


Izvor: DZS RH

Od zanimljivih pokazatelja u uvodnoj analizi serije valja spomenuti i veličinu standardne devijacije koja iznosi 787. Osobna potrošnja pc je rasla do 1979. godine kada je dosegla i najveću vrijednost, pa je potom blago padala sve do sredine osamdesetih. Pad potrošnje je značajno ubrzan u drugoj polovini osamdesetih, da bi dostigao dno u ratnom okružju, 1993. godine kada je ostvarena i najniža razina osobne potrošnje pc u Republici Hrvatskoj u razdoblju 1970.-2002. godine. Oporavak potrošnje je započeo 1994. i trajao je sve do danas uz iznimku recesijske 1999. godine. U tom razdoblju su primijećene i pojedine godine s izuzetno visokom stopom rasta realne osobne potrošnje (1995., 1997., 2002.godina), kada su stope štednje iz tekućeg dohotka pale na povijesno niske razine, Slika 2.

Slika 2.

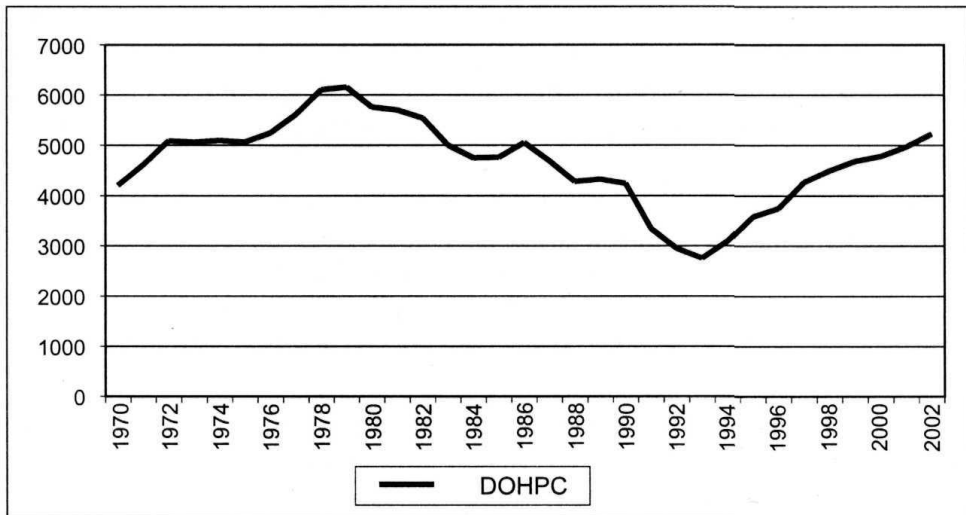
STOPE ŠTEDNJE PC IZ TEKUĆEG DOHOTKA PC
U RAZDOBLJU 1970.-2002. U %



Serijski DOHPC ima aritmetičku sredinu 4673,6, maksimalna vrijednost 6150 ostvarena je kao i kod osobne potrošnje u 1979. godini, a minimalna vrijednost 2762 ostvarena je u 1993. godini, Slika 3. Standardna devijacija iznosi 857,1. Veličina dohotka pc u stalnim cijenama 1990. godine je 2002. godine iznosila 5222. Naprijed spomenute činjenice o vremenskom kretanju vrijednosti osobne potrošnje vrijede i za raspoloživi dohodak pc.

Slika 3.

DOHODAK PC U STALNIM CIJENAMA 1990. GODINE
U RAZDOBLJU 1970.-2002. U HRVATSKOJ



Izvor: DZS RH

Na početku je potrebno uočiti jednu značajnu činjenicu. Naime, u cijelom promatranom razdoblju (1970.-2002.) standardna devijacija serije POTROPC čini čak 91,8% standardne devijacije serije DOHPC. U razdoblju 1990.-2000., taj udio dostiže čak 98%. To ukazuje na iznimno visoku oscilatornost serije osobne potrošnje u Hrvatskoj. Naime, empirijske su činjenice u zapadnim ekonomijama da su potrošači izgladivali osobnu potrošnju, više nego što to predviđa teorija životnog ciklusa, pa su i standardne devijacije osobne potrošnje dosizale jedva polovinu standardne devijacije serije raspoloživog dohotka, a najčešće jednu trećinu.

Potom valja ispitati stacionarna svojstva vremenskih serije, ako se kasnije žele koristiti neki od modela iz tehnike vremenskih serije, odnosno najčešće ko-integriranje osobne potrošnje i dohotka u slučaju modeliranja. Prošireni Dicky-Fullerov¹¹ test u outputu 3 pokazuje da serija POTROPC nije stacionarna prema

¹¹ Prošireni Dicky Fullerov test testira hipotezu da je parametar b u regresiji općenitog oblika, gdje Δ označava diferenciju:

$\Delta y_t = a + by_{t-1} + \Delta y_{t-1} + \dots + \Delta y_{t-n} + \text{timetrend}_t + \varepsilon_t$, jednak nuli. Ako je to točno, tada govorimo o nestacionarnoj seriji. Ako je b različit od nule, a manji od jedan, tada govorimo o stacionarnoj seriji. Član a označuje pomak u vremenskoj seriji (drift), a timetrend_t , ako postoji, pokazuje promjenu Δy kao funkciju vremena. Podrobnije o stacionarnosti vidjeti u Hamilton (1994.)

MacKinnonovim kritičnim vrijednostima na razinama značajnosti od 1%, 5% i 10%. U testiranje stacionarnosti su uključene i jednom pomaknuta (lagirana) u vremenu prva diferencija veličine osobne potrošnje pc ($D(POTROPC(-1))$) i pomaknuta u vremenu prva diferencija ($D(POTROPC(-2))$). Slobodni član i linearni trend se nisu pokazali značajnima, a to se moglo i pretpostaviti zbog kretanja serije u razdoblju 1970.-2000., gdje ne postoji u cjelokupnom razdoblju pomak ukupne serije (slobodni član), odnosno kontinuiran vremenski rast - linearni trend. Kako je empirijski t omjer u apsolutnom iznosu (-0.157) manji od teorijske vrijednosti (prob=0.876), ne može se odbaciti hipoteza da je procijenjeni parametar ispred varijable $POTROPC(-1)$ jednak nuli, a to implicira da je serija nestacionarna kada se testira na razini.

Prošireni Dicky-Fullerov test u outputu 4 pokazuje da serija $DOHPC$ također nije stacionarna na razinama značajnosti od 1%, 5% i 10%, kada se testira na razini. Empirijski t omjer za procijenjeni parametar ispred varijable $dohpc(-1)$ je (-0,222), i on je manji od teorijske vrijednosti (prob=0,825), pa se opet, kao i kod serije osobne potrošnje, ne može odbaciti hipoteza da je serija nestacionarna kada se testira na razini.

Nakon što smo utvrdili nestacionarnost obje serije na razini, valja utvrditi jesu li stacionarne na razini prvih diferencija, ili možda na nekoj drugoj razini (drugih diferencija), jer ako nisu istoga reda stacionarnosti, nije moguće kointegrirati dvije serije.

Serija $POTROPC$, gdje je $D(POTROPC)_t = POTROPC_t - POTROPC_{t-1}$, nakon izračunavanja prvih diferencija postaje stacionarna, kako je to prikazano u outputu 5, na razinama značajnosti od 1%, 5% i 10%. Stoga zaključujemo da je serija $POTROPC$ prvog reda integracije, a to znači da nakon uzimanja prvih diferencija postaje stacionarna ADF statistika iznosi -2,74 a to je u apsolutnom iskazu veće od teorijskih kritičnih vrijednosti za sve tri razine signifikantnosti.

Serija $DOHPC$ također nakon izračunavanja prvih diferencija, gdje je $D(DOHPC)_t = DOHPC_t - DOHPC_{t-1}$, postaje stacionarna na razini značajnosti 1%, 5% i 10%, kao što je prikazano u outputu 6. Stoga i za nju kažemo da je reda integracije 1, a to se zapisuje i kao $I(1)$.

Kointegracija i EC modeliranje - empirija

Kako su obje serije, $POTROPC$ i $DOHPC$, integrirane reda jedan (I), možemo ispitati njihovu dugoročnu kointegriranost, a to će se pokazati presudnim u daljem radu kod modeliranja serije osobne potrošnje modelom korigiranih grešaka-ECM.

U outputu 7 je prikazana kointegracija serija POTROPC i DOHPC. Nakon propitivanja opcija kointegriranja s postojanjem i bez postojanja trenda i slobodnog člana, pokazuje se da su dvije serije dugoročno kointegrirane na razini značajnosti od 5% i da postoji jedan kointegrirajući vektor bez uključivanja konstante i trenda. Na razini značajnosti od 1% hipotezu da ne postoji ni jedan kointegrirajući vektor odbacujemo, jer je 16,31 kao kritična teorijska vrijednost za odbacivanje hipoteze o nepostojanju kointegrirajućeg vektora veća od omjera vjerodostojnosti (likelihood) 15,35. Da nije bilo tako, test bi, unatoč tome što su obje serije reda kointegracije I(1) pokazao nepostojanje kointegrirajućeg vektora. Sa druge strane, na razini značajnosti 5% ne možemo odbaciti hipotezu o nepostojanju barem jednog kointegrirajućeg vektora, pa je jasno da postoji jedan takav vektor. Taj vektor je $POTROPC=0,9352DOHPC$. *Kointegrirani vektor upućuje na zaključak da je procijenjena dugoročna granična sklonost potrošnji iz dohotka u Hrvatskoj u razdoblju 1970.-2002. jednaka 93,5%, ili granična sklonost štednji iz tekućeg dohotka je 6,5%.*

Valjanost kointegracije treba provjeriti i dodatnim ispitivanjem svojstava reziduala kointegracije. Naime, ako su dvije serije kointegrirane, tada bi reziduali morali biti stacionarni na razini. Output 8 pokazuje upravo takav zaključak. Reziduali iz kointegracije su stacionarni s veoma visokim empirijskim t omjerom (-3,911), $p=0,0005$, kao što to teorija i predviđa.

Rezidualne iz te kointegracije ćemo sada ovdje uporabiti u konstrukciji našeg EC modela. Oni će imati ulogu varijable $ODSTUPANJECOINTEG(-1)$, kako je gore pojašnjeno. Serija reziduala iz kointegrirane serije dohotka i potrošnje je označena s $ODSTUPANJECOINTEG$ i već je prije ispitano da udovoljava osnovnom zahtjevu, a to je stacionarnost na razini (output 8).

Od varijabli koje bi mogle još biti značajne u modeliranju EC modela, pored standardnih poput dohotka i kointegracijskog člana, valja na neki način obuhvatiti kretanje kreditnih ograničenja. Kako povijest kretanja osobne potrošnje u Hrvatskoj pokazuje, razina kreditnih ograničenja i prema tome faze potrošačkog buma, su se smjenjivale s razdobljima slabe kreditne ponude, ili u osamdesetima s nedostatkom deviza. Suprotno se događalo tijekom devedesetih, posebice 1995., 1997., a osobito 2002. godine, kada su ostvareni visoki tekući deficiti u bilanci plaćanja, snažna kreditna aktivnost, praćena s veoma niskim stopama štednje iz tekućeg dohotka. Prirast depozita je gotovo u cijelosti bio generiran repatrijacijom kapitala u tim godinama (1995., 1997.), odnosno pretvaranjem "skrivenih ušteda" u statistički evidentirane devizne depozite (2002.) Stoga je očito da treba pronaći prikladan indikator za kretanje kreditnih ograničenja. Takva serija je u nastavku označena s $UDIOKREDITA$, a konstruirana je korištenjem podataka iz Anketa o potrošnji kućanstava¹². Očekivani predznak parametra ispred varijable $UDIOKREDITI$ s

¹² Detaljnije o metodološkim osnovama za konstrukciju serije udiokredita i usklađivanje u razdoblju 1970.-2002. godine vidjeti u doktorskoj disertaciji Željko Lovrinčević: "Analiza agregatne potrošnje u Hrvatskoj", Zagreb, Ekonomski fakultet, 2000. godine.

obzirom na kretanje osobne potrošnje je negativan, jer veliki pozitivan udio znači da kućanstva moraju otplaćivati kredite, a time smanjiti tekuću potrošnju ili povećati tekuću štednju u tim godinama. Obrnuto vrijedi kada je taj predznak ispred udjela negativan jer negativan predznak i negativan parametar daju pozitivan broj, a to znači da u godinama kada kućanstva primaju više potrošačkih kredita neto, to povećava potrošnju iznad dugoročnog kointegriranog omjera u odnosu na dohodak. Drugim riječima, kada je kreditna politika ekspanzivna i kreditne linije kućanstvima otvorene, u tim godinama će kućanstva možda značajnije odstupiti od dugoročnog kointegriranog odnosa potrošnje i dohotka u smislu smanjivanja stope štednje, a to neće u potpunosti moći biti objašnjeno odstupanjem iz prethodnog razdoblja (ODSTUPCOINTEG(-1)).

Procijenjeni EC model za Republiku Hrvatsku je prikazan u outputu 8a i izgleda ovako:

$$D(\text{POTRPC}) = 75,19 + 0,91 \cdot D(\text{DOHPC}) - 0,64 \cdot \text{ODSTUPCOINTEG}(-1) - 15,52 \cdot \text{UDIOKREDITA}$$

(t=3,11) (t=15,72) (t=-4,23) (t=4,11)

Svi procijenjeni parametri imaju očekivani predznak. Naime, granična sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka je pozitivna i iznosi 0,91%. Procijenjeni parametar ispred korektivnog dugoročnog kointegriranog odnosa potrošnje i dohotka je negativan, kao što teorija i predviđa, i iznosi -0,64. U usporedbi s istovjetnim procijenjenim parametrom za druge zemlje koji iznose negdje između -0,2 i -0,5, to je veoma velik parametar, a to se moglo i očekivati zbog visoko oscilirajuće serije potrošnje pc u razdoblju 1970.-2002. Na početku smo još utvrdili da standardna devijacija serije osobne potrošnje iznosi više od 90% standardne devijacije serije raspoloživog dohotka, a to je u prosjeku tri puta veća oscilatornost u odnosu na dohodak nego u tržišnim zapadnim gospodarstvima. Taj procijenjeni parametar također kazuje da serija stopa štednje iz tekućeg dohotka također značajno oscilira po godinama u navedenom razdoblju, pa je zato i procijenjeni negativni parametar nešto veći od uobičajenog.

Pad dugoročne stope štednje prema kraju razdoblja potvrđuje procjena konstante c. Kako je c pozitivan, to znači uz sve ostale nepromijenjene uvjete, povećanje osobne potrošnje iznad dugoročnog kointegriranog odnosa za 75,2, a to s obzirom na srednju vrijednost serije POTRPC, daje pad prosječne stope štednje u drugoj polovini razdoblja za oko 1,7 postotnih udjela iz raspoloživog dohotka. Kako je dugoročna stopa štednje u cijelom razdoblju 1970.-2002. iznosila 6,5%, to znači da je u prvom razdoblju 1970.-1985. iznosila oko 8,2% a to i potvrđuju podaci o kretanju serije osobne potrošnje. Ovo je dobra potvrda valjanosti predznaka i uloge konstante c.

Procijenjeni parametar ispred varijable udjela salda kredita je očekivano negativan (-15,52) i upućuje na zaključak da, kada se udio neto kredita sektoru kućanstvu u raspoloživim sredstvima povećava, kućanstva smanjuju stopu tekuće štednje i povećavaju potrošnju. To navodi na zaključak da su kreditna ograničenja značajna u određivanju kretanja veličine osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj.

Testiranje svojstava reziduala EC modela i ocjena valjanosti modela

Potrebno je provjeriti još nekoliko pokazatelja i detektirati postojanje eventualnih problema poput autokorelacije, heteroskedastičnosti, stabilnosti koeficijenata i pogrešne specifikacije modela, prije nego što proglasimo specifikaciju EC modela u outputu 8a dobrom.

U outputu 9 su prikazani rezultati testa za postojanje autokorelacije. Breusch-Godfrey LM test za postojanje autokorelacije. Test otkriva i autokorelacije reda višeg od AR(1) za razliku od DW testa. Breusch-Godfrey test ne otkriva nikakve znakove više razine autokorelacije među rezidualima, a o nepostojanju autokorelacije prvoga reda moglo se zaključiti i na osnovi Durbin-Watsonovog koeficijenta od 1.89 u outputu 8a. To je bila dodatna provjera da ne postoji slučajno autokorelacija reda višega od jedan.

U outputu 10 je prikazano testiranje postojanja uvjetne heteroskedastičnosti (ARCH model)¹³ koje može upućivati na zaključak da iako nema autokorelacije među rezidualima postoji tendencija gomilanja velikih i malih reziduala u određenim vremenskim razmacima. Odnosno, velika odstupanja su popraćena ponovo velikim odstupanjima od stvarnih vrijednosti, a obrnuto vrijedi kod manjih reziduala. Stvarne vrijednosti empirijskih t omjera ispred reziduala pomaknutih (lagiranih) u vremenu ($\varepsilon_{t-1, \dots, t-5}$) su dobrano ispod teorijskih vrijednosti, pa stoga odbacujemo hipotezu o postojanju uvjetne heteroskedastičnosti tipa ARCH.

U outputu 11 je potom prikazano testiranje stabilnosti procijenjenih parametara u funkciji Ramseyevim (Reset) testom. Taj test detektira lošu funkcionalnu specifikaciju funkcije i narušavanje bilo kojeg uvjeta koji se odnose na stohastički član e (iid varijabla) poput nepostojanja normalne distribucije, aritmetičke sredine

¹³ ARCH znači autoregresivna uvjetna heteroskedastičnost. Cilje je utvrditi je li varijanca (σ_t^2) predvidiva na osnovi veličine jučerašnjih stvarnih reziduala (ε_t), a regresija za varijancu ima oblik: $\sigma_t^2 = \text{constanta} + \alpha \varepsilon_t^2$ i testira se hipoteza da je $\alpha = 0$. U regresiju se može dodati i varijanca u predviđanju iz prethodnog razdoblja σ_{t-1}^2 , pa tada govorimo o općoj autoregresivnoj uvjetnoj heteroskedastičnosti.

jednake nuli i bilo kakve simultane ovisnosti zavisne varijable i stohastičkog člana koja može proizlaziti iz nekog sustava simultanih međuovisnosti. Rezultati su veoma dobri jer test pokazuje da procijenjeni parametar ispred ponderirane (kvadrirane) zavisne varijable ($D(POTROPC^2)$)¹⁴ nije značajan.

U outputu 12 je prikazan još jedan test stabilnosti procijenjenih parametara u funkciji. To su rekurzivno izračunani parametri u funkciji (8a). Sama riječ kaže da se izračunavaju tako da se računa procijenjeni parametar svaki put kada se dodaje novo opažanje i tako se dobiva cijela serija kretanja procjene koeficijenata. Kretanje promjene koeficijenata je prikazano na grafikonima u okviru odstupanja od dviju standardnih devijacija prema gore, odnosno dolje. Nijedna putanja kretanja procijenjenih parametara (od c1 do c4) ne bi smjela izaći iz toga intervala, jer bi to značilo da se radi o nestabilnom parametru. Rezultati pokazuju da su nakon početnih nešto većih odstupanja, a to je uobičajeno zbog malog broja opažanja, sva četiri procijenjena parametra stabilna. Pri kraju razdoblja blagi pad pokazuju procijenjeni parametri (varijabla) konstanta i parametar ispred varijable $ODSTUPCOINTEG(-1)$ od druge polovine osamdesetih, a posebice posljednjih godina, a to je i razumljivo s obzirom da su odstupanja od dugoročnog odnosa bila izraženija u drugoj polovini razdoblja, odnosno u posljednjim godinama. Procijenjeni parametar c3 ispred varijable $ODSTUPCOINTEG(-1)$ 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.-1985., zato što postaje oscilatornija.

Nasuprot tome procijenjeni parametar ispred varijabli $D(DOHP)$ blago raste posljednjih godina, a to ukazuje na rastuću graničnu sklonost potrošnji. Procijenjeni parametar ispred varijable $UDIOKREDITA$ također u posljednjim godinama pokazuje rast, a to upućuje na sve veće značenje kreditne aktivnosti na sklonost potrošnji, odnosno na promjenu u strukturi potrošnje u korist kupovine trajnih potrošnih dobara.

Na kraju možemo zaključiti da je regresijska jednadžba (8a) EC za Republiku Hrvatsku za razdoblje 1970.-2002. uspješno prošla većinu značajnijih dijagnostičkih provjeravanja. Visoki i značajni empirijski t omjer i F statistika, nepostojanje loše specifikacije funkcije, nepostojanje autokorelacije i heteroskedastičnosti i stabilni procijenjeni parametri, daju za pravo da se navedena regresija (8a) koristi u prognostičke svrhe u izradi modela projekcija kretanja osobne potrošnje kao jedne od sastavnica BDP-a.

¹⁴ U outputu 11 serija $DIFPOTROPC^2$ je označena s $Fitted^2$. To je serija regresijski ocijenjenih vrijednosti, koje sada imaju funkciju nezavisnih varijabli. Ako se pokaže signifikantnom, tada odbacujemo hipotezu o stabilnosti koeficijenata, ali ujedno detektiramo i problem loše specifikacije modela, jednako kao i nezadovoljavanje uvjeta da je stohastički član ε_t (iid).

Projekcija kretanja osobne potrošnje u Hrvatskoj za 2003. godinu

U izradi projekcije kretanja osobne potrošnje u Hrvatskoj za 2003. godinu je korišten procijenjeni EC model za razdoblje 1970.-2002.

$$D(\text{POTRPC}) = 75,19 + 0,91 * D(\text{DOHPC}) - 0,64 * \text{ODSTUPCOINTEG}(-1) - 15,52 \text{UDIOKREDITA}$$

(t=3,11) (t=15,72) (t=-4,23) (t=4,11)

Za potrebe izrade projekcije potrebno je unijeti određene pretpostavke za pojedine varijable. Tako je za kretanje varijable raspoloživi dohodak pc pretpostavljeno da će se kretati kao i BDP pc (+4,5% realno u 2003. godini prema uvjetima aranžmana s IMF-om i prema većini projekcija neovisnih ekonomista). To je uobičajena pretpostavka u većini modela, jer kratkoročno ne dolazi do značajnijih odstupanja u preraspodjeli stvorenog bruto domaćeg proizvoda. Glede varijable udjela kredita pretpostavljeno je da će se njezina negativna vrijednost, zbog uočenog trenda niskih stopa štednje iz tekućeg dohotka, jednako kao i zbog najavljenih mjera HNB-a usmjerenih na usporavanje rasta kreditne aktivnosti, smanjiti. Dinamika jačanja kreditnih ograničenja i pojave alternativnih izvora financiranja za sektor kućanstava (npr. leasing) ostavljaju prostor za značajniju promjenu dinamike osobne potrošnje. Za varijablu ODSUPCOINTEG(-1) nije potrebno unositi pretpostavke, jer je pomaknuta u vremenu, pa za nju postoje podaci.

Uporabom gore navedenog modela dolazi se do vrijednosti osobne potrošnje pc za 2003. godinu u stalnim cijenama 1990. godine u iznosu 5.189. Potrošnju u stalnim cijenama 2002. godine dobivamo tako da indeks rasta potrošnje u stalnim cijenama 1990. godine (2003./2002.) pomnožimo s veličinom osobne potrošnje pc u tekućim cijenama 2002. godine. Očekivani rast osobne potrošnje u stalnim cijenama 2002. godine iznosi 3,9% u 2003. godini. Nominalni rast osobne potrošnje u 2003. godini se dobiva kada se realni rast od 3,9% pomnoži s deflatorom cijena za osobnu potrošnju u 2003. godini. Kod izračunavanja deflatora osobne potrošnje je prvo izračunan podatak o kretanju prosječnog omjera deflatora osobne potrošnje i BDP-a kroz razdoblje 1997.-2002.¹⁵ Taj iznosi 1,14 i pokazuje da je prosječan deflator za BDP 14% viši od deflatora za osobnu potrošnju. Potom je podijeljen deflator BDP-a za 2003. godinu (3,1%) sa 1,14, da bi se došlo do prosječnog deflatora u 2003. godini (2,71%). Da bi se na kraju uzela u obzir i uočena dinamika kretanja deflatora prenesena iz prethodne godine, konačni se deflator za osobnu potrošnju

¹⁵ Vidjeti: Obračun tromjesečnog bruto domaćeg proizvoda u Republici Hrvatskoj, razni brojevi, DZSRH.

izračunava kao aritmetička sredina prosječnog deflatora (2,71%) i deflatora osobne potrošnje iz posljednjeg kvartala 2002. godine (1,6%). Na taj način je dobijen konačni deflator za osobnu potrošnju u 2003. godini koji iznosi 2,156%.

Vrijednost osobne potrošnje u 2003. godini u nominalnom iskazu je izračunana tako da je indeks rasta u realnom iskazu od 103,9 pomnožen s deflatorom za 2003. godinu (2,156%). To daje nominalni rast osobne potrošnje u 2003. godini od 6,14%, pa bi vrijednost osobne potrošnje u 2003. godini iznosila 112.542 milijuna kuna u tekućim cijenama, odnosno 110.167 milijuna kuna u stalnim cijenama 2002. godine.

Tablica 1.

KRETANJE OSOBNE POTROŠNJE I BRUTO DOMAĆEG PROIZVODA U TEKUĆIM CIJENAMA

u tisućama kuna u Hrvatskoj

	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003. projekcija
Osobna potrošnja	77.028.077	81.067.062	81.545.484	89.637.176	97.768.144	106.027.210	112.542.445
BRUTO DOMAĆI PROIZVOD	122.801.282	137.603.708	141.579.068	152.518.827	162.909.061	176.428.841	188.889.745
udio osobne potrošnje u BDP-u %	62,7	58,9	57,6	58,8	60,0	60,1	59,6

Kao što se vidi iz tablice 1 udio osobne potrošnje u BDP-u bi trebao iznositi 59,6% tijekom 2003. godine. Vidljiv je očekivani blagi pad udjela osobne potrošnje u BDP-u prvenstveno zbog usporavanja osobne potrošnje u drugom dijelu 2003. godine uslijed usporavanja monetarne ekspanzije, te očekivanog povećanja stope štednje sektora kućanstava iz tekućeg dohotka.

Zaključak

Osobna potrošnja je najveća sastavnica bruto domaćeg proizvoda Hrvatske. Njezino kretanje u značajnoj mjeri određuje kretanje svih ostalih makroekonomskih kategorija (BDP, porezni prihodi, uvoz, ukupan deficit bilance plaćanja). Stoga, kvalitetnim modeliranjem ponašanja sektora kućanstava, dobivamo mnogo pouzdaniju projekciju budućih gospodarskih kretanja. U radu je prikazano modeliranje osobne potrošnje metodom ECM (Error Correction Model) u razdoblju 1970.-2002.

Svi procijenjeni parametri su očekivanog predznaka i signifikantni, s veoma dobrim statističkim svojstvima (veliki i značajni empirijski t omjer i F statistika, odsutnost pogreške specifikacije funkcije, nepostojanje autokorelacije i heteroskedastičnosti i stabilni procijenjeni parametri). Granična sklonost potrošnji iz tekućeg dohotka je pozitivna i iznosi u cijelom promatranome razdoblju 91%. Procijenjeni parametar ispred korektivnog člana, dugoročnog kointegriranog odnosa potrošnje i dohotka, je negativan kao što teorija i predviđa i iznosi -0,64. To je, u usporedbi s odgovarajućim procijenjenim parametrima za druge zemlje koji iznose negdje između -0,2 i -0,5, veoma visok parametar i ukazuje na visoku oscilatornost serije potrošnje pc u promatranom razdoblju. To se moglo i očekivati zbog značajne promjene različitih institucionalnih uvjeta gospodarenja, poput razdoblja sedamdesetih, potom inflacijskom razdoblju osamdesetih, pa hiperinflacije i ratnog razdoblja i naposljetku tranzicijskog razdoblja. Standardna devijacija serije osobne potrošnje iznosi više od 90% standardne devijacije serije raspoloživog dohotka a to je u prosjeku tri puta veća oscilatornost u odnosu na dohodak nego u tržišnim zapadnim gospodarstvima.

Serija stopa štednje iz tekućeg dohotka također značajno oscilira po godinama u navedenom razdoblju. Pad dugoročne stope štednje prema kraju razdoblja (devedesete) potvrđuje konstanta c . Kako je c pozitivan, to znači uz sve ostalo ceteris paribus, povećanje osobne potrošnje iznad dugoročnog kointegriranog odnosa s obzirom na srednju vrijednost serije $POTROPC$, daje pad prosječne stope štednje u drugoj polovini razdoblja (od 1985. naovamo) za oko 1,7 postotnih udjela iz tekućega dohotka. Kako je dugoročna stopa štednje sektora kućanstava u cijelom razdoblju 1970.-2002. iznosila 6,5%, to znači da je u prvom razdoblju 1970.-1985. iznosila oko 8,2%. Trenutno (2002.) stopa štednje iz tekućeg dohotka iznosi 4,4% tekućeg dohotka. Razdoblje prosječno niskih stopa štednje iz tekućeg dohotka je započeto s 1995. godinom. Veličina štednje u sektoru kućanstava iz tekućeg dohotka (ne treba miješati ovu pojavu s repatrijacijom kapitala iz inozemstva i aktiviranjem prijašnjih ušteda iz pričuva) objašnjava i relativno nisku stopu ukupne nacionalne štednje koja već nekoliko godina oscilira između 19%-20% BDP-a. Bez značajnijeg porasta stope štednje u sektoru kućanstava teško je očekivati izraženije zatvaranje

deficita bilance plaćanja, jer je investicijska potražnja visoka što ubrzava akumuliranje inozemnog duga.

Procijenjeni parametar ispred varijable udjela salda kredita je očekivano negativan (-15,52), veoma signifikantan, i upućuje na zaključak da, kada se udio neto kredita sektoru kućanstva u raspoloživim sredstvima povećava, kućanstva smanjuju stopu tekuće štednje i povećavaju potrošnju. Iako nema podataka o strukturi potrošnje (trajna i netrajna potrošna dobra), to ipak navodi na zaključak da su kreditna ograničenja veoma značajna u određivanju kretanja veličine osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj.

Prema projekcijama za 2003. godinu na osnovi EC modela, valja očekivati zadržavanje približno iste stope štednje iz tekućeg dohotka kao i u 2002. godini. Osobna potrošnja će u 2003. godini porasti realno za 3,9%, odnosno 6,14% nominalno i iznositi će 112.5 milijardi tekućih kuna. Udio osobne potrošnje u BDP-u blago će pasti na 59,6%.

PRILOG

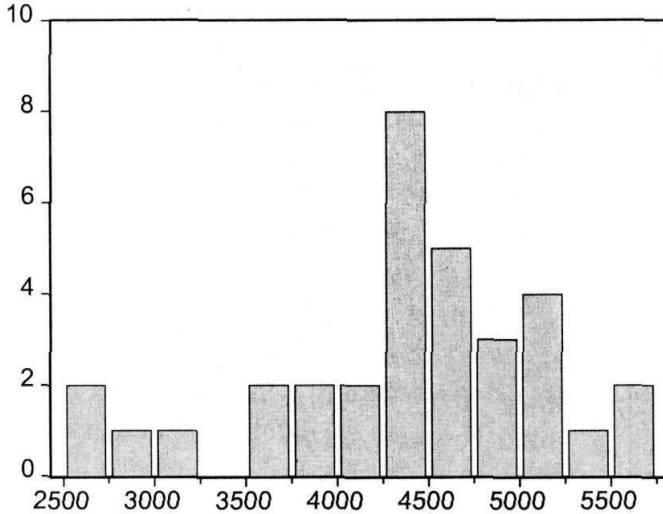
Popis outputa:

- OUTPUT 1 – OSNOVNA STATISTIČKA SVOJSTVA SERIJE POTROPC
- OUTPUT 2 – OSNOVNA STATISTIČKA SVOJSTVA SERIJE DOHPC
- OUTPUT 3 – ADF TEST SERIJE POTROPC
- OUTPUT 4 – ADF SERIJE DOHPC
- OUTPUT 5 – ADF PRVIH DIFERENCIJA SERIJE POTROPC
- OUTPUT 6 – ADF PRVIH DIFERENCIJA SERIJE DOHPC
- OUTPUT 7 – TEST KOINTEGRACIJE SERIJA POTROPC I DOHPC
- OUTPUT 8 – ADF TEST REZIDUALA KOINTEGRACIJE
- OUTPUT 8A – EC MODEL OSOBNE POTROŠNJE
- OUTPUT 9 – LM TEST REZIDUALA IZ EC MODELA
- OUTPUT 10 – ARCH TEST REZIDUALA IZ ECM-A
- OUTPUT 11 – RESET TEST REZIDUALA IZ ECM-A
- OUTPUT 12 – TEST STABILNOSTI KOEFICIJENATA METODOM REKURZIVNIH REZIDUALA

SERIJE DOHOTKA PC I POTROŠNJE PC ZA RAZDOBLJE 1970.-2002.
U STALNIM CIJENAMA 1990. GODINE

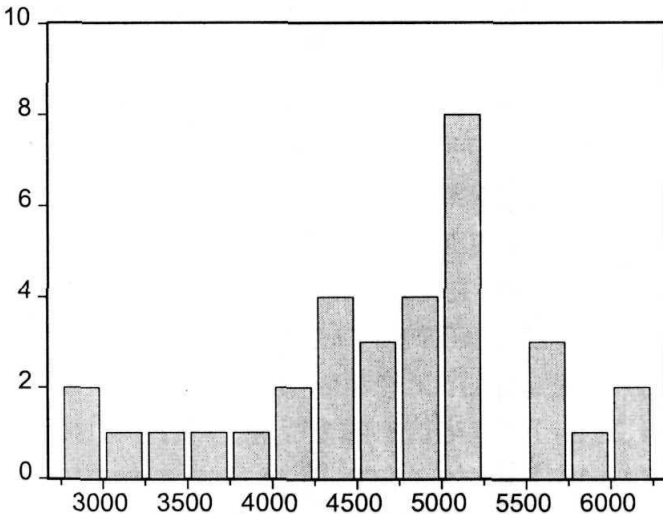
Godina	DOHPC	POTROPC
1970	4202	3904
1971	4614	4294
1972	5090	4577
1973	5060	4614
1974	5097	4870
1975	5064	4872
1976	5241	5060
1977	5607	5407
1978	6102	5690
1979	6150	5730
1980	5755	5249
1981	5700	5220
1982	5540	5050
1983	5001	4600
1984	4750	4400
1985	4760	4301
1986	5050	4550
1987	4690	4461
1988	4282	4138
1989	4325	3931
1990	4240	4049
1991	3345	3000
1992	2954	2737
1993	2762	2717
1994	3092	2842
1995	3582	3552
1996	3750	3570
1997	4267	4252
1998	4497	4303
1999	4684	4299
2000	4782	4479
2001	4963	4685
2002	5222	4994

OUTPUT 1 – OSNOVNA STATISTIČKA SVOJSTVA SERIJE POTROPC



Series: POTROPC	
Sample 1970 2002	
Observations 33	
Mean	4375.685
Median	4461.000
Maximum	5730.000
Minimum	2717.000
Std. Dev.	787.0133
Skewness	-0.534191
Kurtosis	2.869449
Jarque-Bera	1.592916
Probability	0.450923

OUTPUT 2 – OSNOVNA STATISTIČKA SVOJSTVA SERIJE DOHPC



Series: DOHPC	
Sample 1970 2002	
Observations 33	
Mean	4673.339
Median	4760.000
Maximum	6150.000
Minimum	2762.000
Std. Dev.	857.1004
Skewness	-0.510749
Kurtosis	2.795504
Jarque-Bera	1.492256
Probability	0.474199

OUTPUT 3 – ADF TEST SERIJE POTROPC

ADF Test Statistic	-0.157096	1% Critical Value*	-2.6423
		5% Critical Value	-1.9526
		10% Critical Value	-1.6216

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(POTROPC)

Method: Least Squares

Date: 04/17/03 Time: 14:28

Sample(adjusted): 1973 2002

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POTROPC(-1)	-0.002191	0.013947	-0.157096	0.8763
D(POTROPC(-1))	0.195251	0.190185	1.026635	0.3137
D(POTROPC(-2))	0.187394	0.187744	0.998135	0.3271
R-squared	0.089778	Mean dependent var		13.91333
Adjusted R-squared	0.022354	S.D. dependent var		340.9563
S.E. of regression	337.1238	Akaike info criterion		14.57342
Sum squared resid	3068617.	Schwarz criterion		14.71354
Log likelihood	-215.6013	Durbin-Watson stat		1.987970

OUTPUT4 – ADF SERIJE DOHPC

ADF Test Statistic	-0.222787	1% Critical Value*	-2.6423
		5% Critical Value	-1.9526
		10% Critical Value	-1.6216

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOHPC)

Method: Least Squares

Date: 04/17/03 Time: 14:49

Sample(adjusted): 1973 2002

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOHPC(-1)	-0.002578	0.011573	-0.222787	0.8254
D(DOHPC(-1))	0.535528	0.187730	2.852652	0.0082
D(DOHPC(-2))	-0.157454	0.184953	-0.851321	0.4021
R-squared	0.239798	Mean dependent var		4.403333
Adjusted R-squared	0.183486	S.D. dependent var		330.9095
S.E. of regression	299.0136	Akaike info criterion		14.33349
Sum squared resid	2414046.	Schwarz criterion		14.47361
Log likelihood	-212.0024	Durbin-Watson stat		1.865049

OUTPUT 5 – ADF PRVIH DIFERENCIJA SERIJE POTROPC

ADF Test Statistic	-2.742953	1% Critical Value*	-2.6423
		5% Critical Value	-1.9526
		10% Critical Value	-1.6216

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(POTROPC,2)

Method: Least Squares

Date: 04/17/03 Time: 14:53

Sample(adjusted): 1973 2002

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(POTROPC(-1))	0.226641	-2.742953	0.0105
D(POTROPC(-1),2)	0.183624	-1.005391	0.3233

R-squared	Mean dependent var	0.880000
Adjusted R-squared	S.D. dependent var	420.1868
S.E. of regression	Akaike info criterion	14.50766
Sum squared resid	Schwarz criterion	14.60108
Log likelihood	Durbin-Watson stat	1.987110

OUTPUT 6 – ADF PRVIH DIFERENCIJA SERIJE DOHPC

ADF Test Statistic	-3.393442	1% Critical Value*	-2.6423
		5% Critical Value	-1.9526
		10% Critical Value	-1.6216

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOHPC,2)

Method: Least Squares

Date: 04/17/03 Time: 14:54

Sample(adjusted): 1973 2002

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DOHPC(-1))	-0.626629	0.184659	-3.393442	0.0021
D(DOHPC(-1),2)	0.161693	0.180823	0.894207	0.3788

R-squared	0.304837	Mean dependent var	-7.220000
Adjusted R-squared	0.280010	S.D. dependent var	346.3614
S.E. of regression	293.8953	Akaike info criterion	14.26866
Sum squared resid	2418484.	Schwarz criterion	14.36208
Log likelihood	-212.0300	Durbin-Watson stat	1.864406

OUTPUT 7 – TEST KOINTEGRACIJE SERIJA POTROPC I DOHPC

Date: 04/17/03 Time:
 15:10

Sample: 1970 2002

Included observations: 31

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)
0.390602	15.35390	12.53	16.31	None *
2.79E-06	8.66E-05	3.84	6.51	At most 1

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

POTROPC	DOHPC
-0.001968	0.001840
0.000122	-7.59E-05

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

POTROPC	DOHPC
1.000000	-0.935220 (0.00434)
Log likelihood	-405.8769

OUTPUT 8 – ADF TEST REZIDEUALA KOINTEGRACIJE

ADF Test Statistic	-3.911114	1% Critical Value*	-2.6369
		5% Critical Value	-1.9517
		10% Critical Value	-1.6213

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ODSTUPCOINTEG)

Method: Least Squares

Date: 04/17/03 Time: 15:23

Sample(adjusted): 1971 2002

Included observations: 32 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ODSTUPCOINTEG(-1)	-0.673426	0.172183	-3.911114	0.0005

R-squared	0.329777	Mean dependent var	4.261940
Adjusted R-squared	0.329777	S.D. dependent var	141.0734
S.E. of regression	115.4928	Akaike info criterion	12.36704
Sum squared resid	413496.2	Schwarz criterion	12.41285
Log likelihood	-196.8727	Durbin-Watson stat	2.038011

OUTPUT 8A – EC MODEL OSOBNE POTROŠNJE

Dependent Variable: D(POTROPC)

Method: Least Squares

Date: 03/27/03 Time: 17:59

Sample(adjusted): 1971 2002

Included observations: 32 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	75.18678	24.16281	3.111674	0.0043
D(DOHPC)	0.906495	0.057660	15.72133	0.0000
ODSTUPCOINTEG(-1)	-0.636983	0.150625	-4.228933	0.0002
UDIOKREDITA	-15.52424	3.773003	-4.114557	0.0003
R-squared	0.930308	Mean dependent var		34.07500
Adjusted R-squared	0.922841	S.D. dependent var		339.4552
S.E. of regression	94.29224	Akaike info criterion		12.04714
Sum squared resid	248948.8	Schwarz criterion		12.23036
Log likelihood	-188.7543	F-statistic		124.5892
Durbin-Watson stat	1.890716	Prob(F-statistic)		0.000000

OUTPUT 9 – LM TEST REZIDUALA IZ EC MODELA

Breusch-Godfrey Serial Correlation

LM Test:

F-statistic	0.084934	Probability	0.967636
Obs*R-squared	0.322855	Probability	0.955674

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/17/03 Time: 15:33

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.114854	26.28371	-0.004370	0.9965
D(DOHPC)	-0.000305	0.071031	-0.004299	0.9966
ODSTUPCOINTEG(-1)	-0.024962	0.308293	-0.080970	0.9361
UDIOKREDITA	-0.065267	4.154618	-0.015710	0.9876
RESID(-1)	0.040205	0.406918	0.098805	0.9221
RESID(-2)	0.000575	0.257695	0.002231	0.9982
RESID(-3)	0.104700	0.211269	0.495577	0.6245
R-squared	0.010089	Mean dependent var		1.42E-14
Adjusted R-squared	-0.227489	S.D. dependent var		89.61364
S.E. of regression	99.28485	Akaike info criterion		12.22450
Sum squared resid	246437.1	Schwarz criterion		12.54513
Log likelihood	-188.5920	F-statistic		0.042467
Durbin-Watson stat	1.871424	Prob(F-statistic)		0.999616

OUTPUT 10 – ARCH TEST REZIDUALA IZ ECM-A

ARCH Test:

F-statistic	0.456874	Probability	0.803620
Obs*R-squared	2.648902	Probability	0.753922

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/17/03 Time: 15:36

Sample(adjusted): 1976 2002

Included observations: 27 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6041.473	3398.688	1.777590	0.0900
RESID^2(-1)	0.261767	0.236034	1.109024	0.2800
RESID^2(-2)	0.138207	0.243215	0.568249	0.5759
RESID^2(-3)	-0.156651	0.242881	-0.644969	0.5259
RESID^2(-4)	-0.099287	0.209968	-0.472867	0.6412
RESID^2(-5)	0.068098	0.208640	0.326393	0.7474

R-squared	0.098107	Mean dependent var	7425.148
Adjusted R-squared	-0.116629	S.D. dependent var	8300.890
S.E. of regression	8771.605	Akaike info criterion	21.18956
Sum squared resid	1.62E+09	Schwarz criterion	21.47752
Log likelihood	-280.0590	F-statistic	0.456874
Durbin-Watson stat	1.676620	Prob(F-statistic)	0.803620

OUTPUT 11 – RESET TEST REZIDUALA IZ ECM-A

Ramsey RESET Test:

F-statistic	0.300656	Probability	0.587977
Log likelihood ratio	0.354364	Probability	0.551653

Test Equation:

Dependent Variable: D(POTROPC)

Method: Least Squares

Date: 04/17/03 Time: 15:49

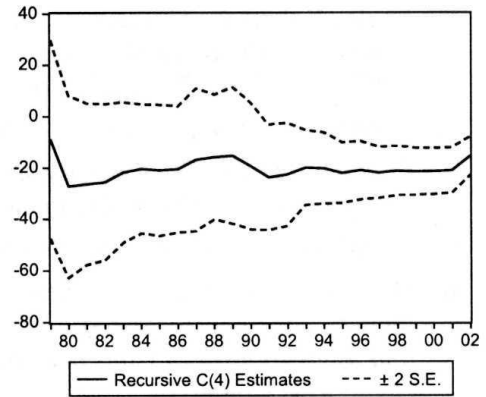
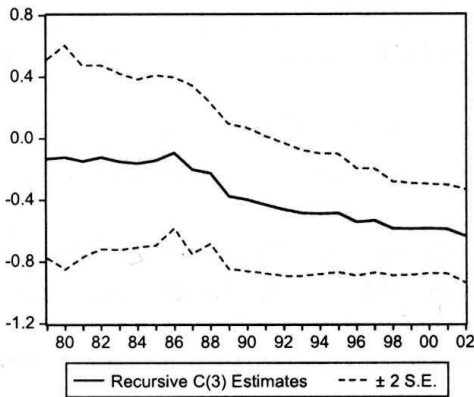
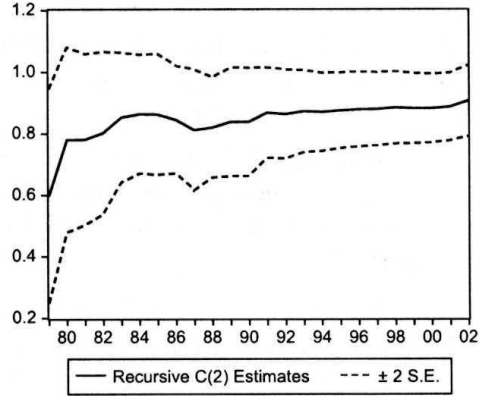
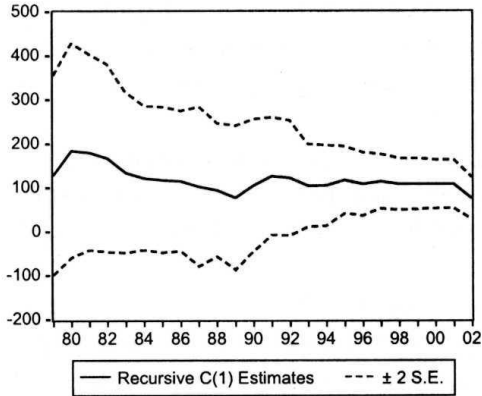
Sample: 1971 2002

Included observations: 32

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	82.28630	27.66969	2.973879	0.0061
D(DOHPC)	0.894297	0.068414	13.07190	0.0000
ODSTUPCOINTEG(-1)	-0.620432	0.165467	-3.749573	0.0009
UDIOKREDITA	-15.79491	4.672582	-3.380339	0.0022
FITTED^2	-5.28E-05	9.63E-05	-0.547585	0.5885
R-squared	0.931075	Mean dependent var		34.07500
Adjusted R-squared	0.920864	S.D. dependent var		339.4552
S.E. of regression	95.49232	Akaike info criterion		12.09857
Sum squared resid	246207.1	Schwarz criterion		12.32759
Log likelihood	-188.5771	F-statistic		91.18318
Durbin-Watson stat	1.889014	Prob(F-statistic)		0.000000

OUTPUT 12 – TEST STABILNOSTI KOEFICIJENATA METODOM REKURZIVNIH REZIDUALA



LITERATURA

1. Ando, A. i Modigliani, F. (1963), "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review*, 53, str. 55-84.
2. 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.
3. Davidson, J.E.F., 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.
4. Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*, Oxford, Clarendon Press.
5. Engle, F. Robert i Yoo, S. Byung, (2001), "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems", *Journal of Econometrics*, January 2001, vol. 100, vol. 1, str. 113-29.
6. Engle, Robert F.; Granger, Clive W. J., (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, March 1987, vol. 55, iss. 2, str. 251-76.
7. *European System of Accounts – 1995* (1998), EUROSTAT, Paris.
8. Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
9. Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
10. Hendry, D.F. i Ungern-Sternberg, T. von, (1981) "Liquidity and inflation effects on consumers' expenditures", u Eaton, A.S. (ur) *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Sir Richard Stone*, Cambridge University Press.
11. Inder, Brett, (1991), "Estimating Long Run Relationships in Economics: A Comparison of Different Approaches", *Monash Department of Econometrics, Working Paper: 18/91*.
12. Lovrinčević, Ž. (2000) *Analiza agregatne potrošnje u Hrvatskoj*, doktorska disertacija, Ekonomski fakultet, Zagreb.
13. Mankiw, N.G. (1982) "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods", *Journal of Monetary Economics*, 10, str. 417-25.
14. Mikulić, D. i Lovrinčević Ž, ur. (2002) *Uvođenje i primjena sustava nacionalnih računa – Istraživanja u 2001. godini*, EIZ, DZSRH, Zagreb
15. Patterson, K.D. (1985) "Income adjustments and the role of consumers' durables in some leading consumption functions" *Economic Journal*, vol. 95, str. 469-79.

16. *Statistički godišnjak RH*, godine 1970.-1991., Republički zavod za statistiku SR Hrvatske, Zagreb.
17. *Statistički ljetopis RH*, godine 1992.-2002, Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Zagreb.
18. *System of National Accounts – 1993* (1997), UN, Washington DC.
19. The World Bank (2000) *Croatia: Economic Vulnerability and Welfare Study*, The World Bank, ECA Region, June 2000.
20. The World Bank (2003) *Croatia, CEM: A Strategy for Growth through European Integration*, The World Bank, ECA Region, July 2003.
21. White, H (1980) “A Heteroscedasticity – Consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity”, *Econometrica*, vol. 46, str. 817-38:

PERSONAL CONSUMPTION MODELLING IN THE REPUBLIC OF CROATIA BY USING THE ERROR CORRECTION MODEL

Summary

In this paper the authors presented a personal consumption modelling for Croatia by using the Error Correction Model. Time period considered stretches from 1970-2002, providing workable time series data and therefore derivation of reliable conclusions on household sector behavior.

EC model has standard set of independent variables: constant, i.e. short-term component (current income), i.e. lagged long-term component (cointegration of income and consumption). Besides these standard components for modelling personal consumption dynamics, the existence of credit constraints for household sector also appeared to be significant.

Estimated parameters have expected sign and are significant, with satisfying statistical properties (significant t and F statistics, absence of personal consumption function misspecification, absence of autocorrelation and heteroscedasticity, and stability of parameters).

At the end of the paper the authors provided personal consumption forecast in current and constant prices for 2003 based on the EC model.