UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

LAURA GODLER ČOH

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

OCENJEVANJE AGREGATNE FUNKCIJE PORABE ZA SLOVENIJO

Ljubljana, september 2012 LAURA GODLER ČOH

IZJAVA O AVTORSTVU

Spodaj podpisana Laura Godler Čoh, študentka Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, izjavljam, da sem avtorica diplomskega dela z naslovom Ocenjevanje agregatne funkcije porabe za Slovenijo, pripravljenega v sodelovanju s svetovalcem mag. Romanom Rogljem.

Izrecno izjavljam, da v skladu z določili Zakona o avtorskih in sorodnih pravicah (Ur. l. RS, št. 21/1995 s spremembami) dovolim objavo zaključne strokovne naloge/diplomskega dela/specialističnega dela/magistrskega dela/doktorske disertacije na fakultetnih spletnih straneh.

S svojim podpisom zagotavljam, da

- je predloženo besedilo rezultat izključno mojega lastnega raziskovalnega dela;
- je predloženo besedilo jezikovno korektno in tehnično pripravljeno v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, kar pomeni, da sem
    - poskrbel(-a), da so dela in mnenja drugih avtorjev oziroma avtoric, ki jih uporabljam v zaključni strokovni nalogi/diplomskem delu/specialističnem delu/magistrskem delu/doktorski disertaciji, citirana oziroma navedena v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, in
    - pridobil(-a) vsa dovoljenja za uporabo avtorskih del, ki so v celoti (v pisni ali grafični obliki) uporabljena v tekstu, in sem to v besedilu tudi jasno zapisal(-a);
- se zavedam, da je plagiatorstvo – predstavljanje tujih del (v pisni ali grafični obliki) kot mojih lastnih – kaznivo po Zakonu o avtorskih in sorodnih pravicah (Ur. l. RS, št. 21/1995 s spremembami);
- se zavedam posledic, ki bi jih na osnovi predložene zaključne strokovne naloge/diplomskega dela/specialističnega dela/magistrskega dela/doktorske disertacije dokazano plagiatorstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom.

V Ljubljani, dne _____ Podpis avtorja(-ice):_____

KAZALO

UVOD **1**

1 PORABA IN RAZPOLOŽLJIVI DOHODEK GOSPODINJSTEV **1**

1.1 OPREDELITEV ZASEBNE PORABE 1

1.2 RAZPOLOŽLJIVI DOHODEK GOSPODINJSTEV 2

2 FUNKCIJA PORABE **3**

2.1 KEYNESOVA FUNKCIJA PORABE 4

2.2 MODIGLIANI - BRUMBERGOVA TEORIJA PORABE ŽIVLJENJSKEGA CIKLA 5

2.3 HIPOTEZA PERMANENTNEGA DOHODKA 6

2.4 FUNKCIJA PORABE Z ODLOŽENO PORABO 9

2.5 PORABA V ODVISNOSTI OD DOHODKA IN OBRESTNE MERE 9

3 EMPIRIČNA ANALIZA **10**

3.1 METODA OCENJEVANJA FUNKCIJ PORABE 10

3.2 SPLOŠNA OBLIKA REGRESIJSKEGA MODELA 10

3.3 PREIZKUŠANJE DOMNEV O REGRESIJSKIH KOEFICIENTIH 11

3.4 MERE PRIMERNOSTI REGRESIJSKEGA MODELA 12

3.5 PROBLEMI PRI OCENJEVANJU REGRESIJSKIH MODELOV 13

3.6 PODATKOVNA PODLAGA OCENJEVANJA FUNKCIJ PORABE 14

3.7 REZULTATI OCENJEVANJA FUNKCIJ PORABE 15

3.8 IZLOČANJE SEZONSKE KOMPONENTE IZ POVEZAVE MED PORABO IN DOHODKOM 19

3.9 PREVERJANJE AVTOKORELACIJE V KEYNESOVI FUNKCIJI PORABE 20

SKLEP **20**

LITERATURA IN VIRI **22**

UVOD

»Poraba je končni cilj in edini namen vsake gospodarske dejavnosti.« Tako je porabo leta 1936 opredelil Keynes v Splošni teoriji zaposlenosti, obresti in denarja. Že iz Keynesove definicije je razvidno kako pomembno je preučevanje gibanja porabe v določenem gospodarstvu. Poraba oziroma potrošnja gospodinjstev je ključna komponenta bruto domačega proizvoda (v nadaljevanju BDP), ki je temeljni kazalec gospodarske uspešnosti države. S preučevanjem porabe je mogoče predvideti odzive ekonomskih subjektov na različne ukrepe ekonomske politike, kar lahko omogoči učinkovito oblikovanje teh ukrepov. Poleg tega je smiselno empirično preveriti ekonomsko teorijo in tako ugotoviti skladnost le-te z dejanskim dogajanjem.

V literaturi obstajajo številne teorije porabe, ki različnim dejavnikom pripisujejo različen pomen pri pojasnjevanju njenega gibanja. V svojem diplomskem delu sem se osredotočila na nekaj najpomembnejših in preverjala skladnost teoretičnih lastnosti z empiričnimi rezultati na podlagi podatkov za slovensko gospodarstvo. Namen diplomskega dela je torej proučiti različne funkcije porabe tako iz teoretičnega, kot tudi iz empiričnega vidika, pri čemer izhodišče predstavljajo podatki o zasebni porabi, BDP in obrestnih merah za slovensko gospodarstvo za obdobje od prvega četrtletja 1997 do tretjega četrtletja 2011. Cilj diplomskega dela je na podlagi ocenjenih funkcij porabe izbrati tisto, ki se najbolje prilega omenjenim podatkom. Pri ocenjevanju funkcij porabe sem uporabila med študijem pridobljena znanja iz kvantitativnih predmetov.

Diplomsko delo je razdeljeno na teoretični in empirični del. Teoretični del sestavljata dve poglavji, pri čemer sta v prvem opredeljena zasebna poraba in razpoložljivi dohodek, v drugem pa je predstavljen koncept funkcije porabe, nato pa še različne teorije porabe. V empiričnem delu so najprej na kratko predstavljene splošne značilnosti regresijskega modela in problemi, ki se lahko pojavijo pri ocenjevanju le-tega. Sledi opis podatkov, ki sem jih uporabila pri ocenjevanju funkcij porabe. Osrednji del predstavljajo rezultati ocenjevanja omenjenih funkcij in njihova razlaga. Pri tem sta na kratko opisana tudi postopek izločanja sezonske komponente iz povezave med porabo in dohodkom ter odpravljanje avtokorelacije, ki se običajno pojavlja pri preučevanju odvisnosti med časovnimi vrstami. Diplomsko delo zaključujem s povzetkom nekaterih glavnih ugotovitev, do katerih sem prišla z ocenjevanjem funkcij porabe in z izborom tiste, ki najbolje pojasnjuje gibanje porabe v Sloveniji.

1 PORABA IN RAZPOLOŽLJIVI DOHODEK GOSPODINJSTEV

1.1 OPREDELITEV ZASEBNE PORABE

Poraba gospodinjstev oziroma zasebna poraba je najpomembnejša komponenta BDP, ki poleg nje vključuje še vladne izdatke, investicije podjetij in neto izvoz. Prav zaradi pomembnosti porabe obstaja med ekonomisti težnja po preučevanju le-te in ugotavljanju vplivov različnih dejavnikov na njeno gibanje. Potrošno obnašanje je ključno za razumevanje kratkoročnih poslovnih ciklov in dolgoročne gospodarske rasti. Spremembe potrošnje preko agregatnega

povpraševanja vplivajo na proizvodnjo in zaposlenost (Samuelson & Nordhaus, 2002, str. 420). Proučevanje potrošnje pa je pomembno tudi zaradi njenega vpliva na investicije, saj gospodinjstva neporabljeni del dohodka privarčujejo, ti prihranki pa so nato na voljo za financiranje investicij. Potrošnja je torej preko prihrankov povezana z vsemi pomembnimi makroekonomskimi spremenljivkami in tako vpliva na delovanje gospodarstva kot celote (Senjur, 1995, str. 72). Zanimanje za potrošno-varčevalno obnašanje gospodinjstev je pri ekonomistih prisotno tudi zaradi možnosti napovedovanja prihodnje potrošnje in posledično tudi gospodarske rasti (Polanec & Verbič, 2009, str. 25). To pa omogoča oblikovanje učinkovitih ekonomskih politik. V literaturi lahko najdemo različne definicije zasebne porabe:

- Poraba predstavlja najpomembnejši del agregatnega povpraševanja in je ena od bolj stabilnih makroekonomskih kategorij. Je cilj gospodarske aktivnosti in je v ozadju delovnih naporov ekonomskih subjektov. S porabo posamezniki zadovoljujejo svoje potrebe (Senjur, 2001, str. 87).
- Poraba gospodinjstev vključuje izdatke le-teh za končne dobrine in storitve, ki jih kupujejo, da bi dosegli določeno zadovoljstvo ali zadovoljili določene potrebe. (Samuelson & Nordhaus, 2002, str. 411).
- Dejanska končna potrošnja gospodinjstev je vrednost porabljenega blaga in storitev, pridobljenih s strani gospodinjstev, ki jih le-ta uporabljajo za zadovoljitev svojih potreb ter želja. Dobljena je tako, da so končnim potrošnim izdatkom prišteti socialni transferji v blagu (Organisation for Economic Co-operation and Development, Glossary of Statisitcal Terms, 2012).

Potrebno se je zavedati razlike med porabo oziroma potrošnjo samo in izdatki za porabo. Le-ta je najbolj očitna pri nakupu trajnih dobrin, kjer izdatek nastane v trenutku nakupa dobrine, poraba pa poteka skozi daljše obdobje (Zalar, 2002, str. 6, 7). Kljub omenjenemu razlikovanju, v svojem delu uporabljam pojma kot sopomenki.

1.2 RAZPOLOŽLJIVI DOHODEK GOSPODINJSTEV

Samuelson in Nordhaus (2002, str. 403, 404) opredeljujeta osebni razpoložljivi dohodek oziroma razpoložljivi dohodek, kot znesek, ki ga ima gospodinjstvo dejansko na voljo za potrošnjo. Dobimo ga tako, da ob BDP odštejemo amortizacijo, posredne in neposredne davke, neto korporacijske prihranke ter prištejemo transferna plačila. To je tisto, kar dejansko pride v javne roke in je na voljo potrošnikom. Razpoložljivi dohodek ljudje razdelijo med izdatke za potrošnjo in osebne prihranke.

Stanovnik (2008, str. 231) opredeljuje razpoložljivi denarni dohodek gospodinjstva kot vsoto primarnega dohodka, nadomestil dohodka in socialnih transferjev. Od tega zneska moramo odšteti še neposredne davke in socialne prispevke, ki zmanjšujejo dohodek, s katerim razpolaga gospodinjstvo. Podrobnejša definicija pa vključuje še vrednost potrošnje dobrin in storitev javnega sektorja ter izključuje posredne davke.

Statistični urad Republike Slovenije (SURS, 2012) opredeljuje razpoložljiva sredstva kot vsa denarna sredstva, ki jih imajo gospodinjstva v danem anketnem obdobju na razpolago. V skladu s tem so razpoložljiva sredstva vsota dohodka, prejemkov od prodaje in drugih prejemkov. Dohodek je sestavljen iz dohodka iz zaposlitve, dohodka iz samozaposlitve, pokojnin z dodatki, drugih socialnih in družinskih prejemkov, dohodka iz lastnine, denarnih pomoči in daril ter drugih dohodkov – bonitet. Dohodek torej vključuje vse denarne prejemke, ki jih je gospodinjstvo prejelo v 12 mesecih razen prejemkov od prodaje in drugih prejemkov. Prejemki od prodaje obsegajo prejemke od prodaje premičnin, nepremičnin in vrednostnih papirjev. Drugi prejemki pa so sestavljeni iz dobitkov pri igrah na srečo, zapuščin in dediščin, prejemkov iz naslova življenjskega zavarovanja in še nekaterih komponent.

Dohodek je najpomembnejša komponenta razpoložljivih sredstev gospodinjstev, leta 2009 je namreč znašal 94,43 % celotnih razpoložljivih sredstev na člana gospodinjstva. Prejemki od prodaje in drugi prejemki so torej v istem letu predstavljali zanemarljiv delež razpoložljivih sredstev (5,57 %). Najpomembnejši komponenti dohodka sta dohodek iz zaposlitve, ki je leta 2009 predstavljal 60,48 % celotnih razpoložljivih sredstev na člana gospodinjstva in pokojnine z dodatki, ki so v istem letu predstavljale 22,84 % celotnih razpoložljivih sredstev na člana gospodinjstva. Preostale komponente dohodka predstavljajo relativno majhen delež razpoložljivih sredstev na člana gospodinjstva (SURS, 2012).

Razpoložljivi dohodek je najpomembnejša determinanta porabe, saj predstavlja znesek, ki ga gospodinjstva dejansko prejmejo in je na voljo za porabo. Funkcije porabe bi torej morale vključevati razpoložljiv dohodek kot pojasnjevalno spremenljivko. Tako bi bile ocene mejne nagnjenosti k porabi najbolj točne. Vendar pa sem zaradi nedostopnosti četrtletnih podatkov o razpoložljivem dohodku in komponentah le-tega v svojem delu za ocenjevanje funkcij porabe uporabila BDP kot grob približek razpoložljivega dohodka. Mnogi avtorji uporabljajo takšno poenostavitev.

2 FUNKCIJA PORABE

Ena najpomembnejših povezav v makroekonomiji je potrošna funkcija oziroma funkcija porabe. Le-ta kaže povezavo med ravnjo potrošnih izdatkov in razpoložljivim osebnim dohodkom. Ta pojem, ki ga je v ekonomsko teorijo uvedel J. M. Keynes, temelji na hipotezi, da obstaja empirična povezava med porabo in dohodkom (Samuelson & Nordhaus, 2002, str. 415). Keynes je kot najpomembnejši dejavnik trošenja navedel dohodek gospodinjstev, vendar je že on opozoril tudi na druge dejavnike, ki prav tako vplivajo na porabo gospodinjstev.

Funkcija porabe odslikava odzive porabe na spremembe dohodka in je ključen element makroekonomske analize. S funkcijo porabe pojasnjujemo obnašanje potrošnikov. S tem orodjem skušamo torej pojasniti spremembe v ravni potrošnih izdatkov s spremembami ravni razpoložljivega dohodka in spremembami drugih dejavnikov, ki vplivajo na potrošniško obnašanje.

Odziv porabe na spremembe dohodka imenujemo mejna nagnjenost k porabi (v nadaljevanju MNP), ki predstavlja dodatni znesek, ki ga posamezniki potrošijo, če se jim dohodek poveča za eno enoto. Je torej dodatna poraba, ki jo povzroči dodaten evro dohodka, iz česar sledi, da MNP predstavlja smerni koeficient funkcije porabe (Samuelson & Nordhaus, 2002, str. 417). Poleg tako opredeljene mejne nagnjenosti k porabi, ki velja na kratek rok, pa je v ekonomski teoriji pomembna tudi dolgoročna mejna nagnjenost k porabi (v nadaljevanju DMNP), ki predstavlja delež dohodka, ki ga posamezniki namenijo za porabo, ko so vsa kratkoročna prilagajanja opravljena.

2.1 KEYNESOVA FUNKCIJA PORABE

Najenostavnejša in hkrati tudi najbolj pogosto uporabljana razlagalna hipoteza o potrošnji je hipoteza absolutnega dohodka, ki pravi, da je potrošnja določena z realnim dohodkom in se s povečevanjem le-tega povečuje (Senjur, 1995, str. 73). Povezava med potrošnjo in dohodkom, kot jo poznamo danes, izhaja iz temeljev, ki jih je postavil Keynes leta 1936 v Splošni teoriji zaposlenosti, obresti in denarja (Keynes, 2006, str. 102): »Temeljna psihološka zakonitost, na katero se lahko s pomočjo poznavanja človekove narave pa tudi podrobnih izkustvenih dejstev opremo s precejšnjim zaupanjem, je, da ljudje praviloma v povprečju povečajo svojo porabo, če se jim povečajo dohodki, vendar ne toliko, kolikor znaša povečanje njihovih dohodkov.«

V formalni obliki lahko funkcijo porabe zapišemo kot

$$C = a + cY \tag{1}$$

kjer C predstavlja porabo, z Y označujemo dohodek, c je mejna nagnjenost k potrošnji, a pa je konstanta, in upoštevamo zgornjo trditev, je torej c pozitiven in manjši od ena. Velja tudi, da je a pozitivno število, saj se lahko na kratki rok posamezniki zadolžujejo in tako trošijo tudi, ko je njihov dohodek enak nič.

Ugotovitev, da je mejna nagnjenost k porabi manjša od ena še posebej velja v kratkem obdobju, na primer pri cikličnem nihanju zaposlenosti, ko ni dovolj časa, da bi se navade lahko prilagodile novim objektivnim razmeram. Ljudje iz dohodka namreč najprej pokrivajo temeljne življenjske potrebe, del dohodka, ki ostane, pa so pripravljeni prihraniti. Če ljudje prilagajajo svoje izdatke spremembam svojega dohodka, v kratkem obdobju to počno pomanjkljivo. Povečanju dohodka torej pogosto sledi tudi povečanje varčevanja, obratno velja za zmanjšanje dohodka. S povečevanjem realnega dohodka se torej povečuje tudi delež dohodka, ki je namenjen varčevanju. Ne glede na to, pa je osnovna psihološka zakonitost sodobnih skupnosti, da ob povečanju realnega dohodka povečajo porabo, vendar ne za enak absolutni znesek (Keynes, 2006, str. 102, 103).

Keynes (v Evans, 1969, str. 14) je definiral tudi objektivne dejavnike in nekatere modifikacije funkcije porabe, med njimi so najpomembnejše:

- Neodvisna spremenljivka v funkciji porabe mora biti osebni razpoložljiv dohodek in ne nacionalni dohodek.

- Sprememba vrednosti premoženja je eden izmed glavnih dejavnikov, ki vpliva na kratkoročne spremembe nagnjenosti k porabi bogatejšega sloja ljudi.
- Kratkoročna mejna nagnjenost k porabi je manjša od dolgoročne, saj je na daljši rok življenjski standard posameznika bolj prilagodljiv kot na krajši rok.
- Tudi na dolgi rok se z višanjem dohodka viša delež dohodka, ki se nameni za varčevanje.

Mnogi raziskovalci so skušali empirično dokazati Keynesove trditve in to jim je do določene mere tudi uspelo. Ocene so pokazale, da je poraba v veliki meri odvisna od tekočega razpoložljivega dohodka, mejna nagnjenost k porabi je bila med nič in ena, bogati ljudje pa so imeli višjo stopnjo varčevanja. Empirične ocene so torej potrdile ključni pomen tekočega razpoložljivega dohodka. Kljub temu pa so raziskovalci naleteli tudi na empirične nekonsistentnosti s Keynesovo teorijo. Simon Kuznets je v 40. letih ugotovil, da povprečna nagnjenost k porabi v obdobju 1869 – 1940 ni padala z rastočim dohodkom, ampak je bila nasprotno zelo stabilna. Delež porabe v dohodku se je torej ohranjal iz obdobja v obdobje. Iz tega razloga so ekonomisti začeli ločiti med kratkoročno in dolgoročno funkcijo porabe, slednja je dobila obliko $C = cY$, kar je pomenilo, da sta na dolgi rok mejna in povprečna nagnjenost k porabi enaki in konstantni (Polanec & Verbič, 2009, str. 30).

Omenjena dvojnost v teoriji porabe je narekovala nadaljnje raziskovanje in razvijanje teorij porabe. Razvite so bile različne teorije, ki so skušale opredeliti glavne determinante le-te. Med njimi sta tudi Modigliani – Brumbergova teorija porabe življenjskega cikla in hipoteza permanentnega dohodka, ki ju opisujem v nadaljevanju.

2.2 MODIGLIANI - BRUMBERGOVA TEORIJA PORABE ŽIVLJENJSKEGA CIKLA

Poleg dohodka je premoženje najpogosteje uporabljana spremenljivka za pojasnitev gibanja porabe. V 50. letih sta Franco Modigliani in Richard Brumberg v svojih člankih predstavila teorijo porabe življenjskega cikla, ki pravi, da poraba ni odvisna zgolj od tekočega dohodka, temveč tudi od celotnega dohodka, ki ga gospodinjstvo zasluži skozi celotno življenje. V osnovni različici te teorije potrošnik natančno predvidi prihodnje zaslužke in se tako ne sooča z negotovostjo. To pomeni, da se ob pričakovanju nižjega razpoložljivega dohodka potrošnik prilagodi in ustrezno zmanjša potrošnjo ter poveča varčevanje. Ta predpostavka je v ekonomski teoriji poimenovana popolno napovedovanje (angl. *perfect forsight*). (Polanec & Verbič, 2009, str. 30)

Avtorja teorije sta izhajala iz dejstva, da ob stabilni porabi dohodek sistematično niha skozi celotno življenjsko obdobje posameznika. To pa pomeni, da se mora posameznik v svoji mladosti zadolževati, saj njegov tekoči dohodek ne zadošča za zadovoljitev njegovih potreb. V zrelih letih je posameznikov dohodek relativno najvišji, zato lahko vrača v mladosti najeta posojila in obenem del dohodka privarčuje ter ga nato potroši v starosti, ko je njegov dohodek enak nič. Potrošnja je torej skozi življenje konstantna[1], varčevanje pa je odvisno od tega, v kateri

[1] V modernejših interpretacijah lahko potrošnja tudi narašča.

fazi življenja se posameznik nahaja. To pomeni, da je varčevanje v veliki meri odvisno od tekočega dohodka (Polanec & Verbič, 2009, str. 30).

Hipoteza življenjskega cikla še vedno jemlje dohodek kot glavno determinanto porabe, vendar je tokrat dohodek sestavljen iz dveh delov: dohodka od dela (angl. *human wealth*) in dohodka od naložb, npr. obresti od depozitov (angl. *non-human wealth*). V skladu s tem funkcijo porabe zapišemo:

$$C = cY + aO_R, \tag{2}$$

pri čemer je Y tekoči dohodek, O_R je realno premoženje, c je mejna nagnjenost k porabi iz tekočega dohodka, a pa je nagnjenost k porabi iz premoženja. Hipoteza življenjskega cikla povezuje dogajanja na borzi s potrošniškim obnašanjem. Vrednost vrednostnih papirjev, ki jih posamezniki držijo, je del premoženja in vpliva na porabo. Ko je vrednost delnic visoka, bo to pozitivno vplivalo na porabo (Senjur, 1995, str. 88, 89).

Prednost teorije potrošnje življenjskega cikla je, da pojasnjuje potrošno - varčevalno obnašanje ekonomskih subjektov skozi njihovo celotno življenjsko obdobje. Kljub temu, da v veliki meri pojasnjuje obnašanje posameznikov, pa je ta teorija nekonsistentna z obnašanjem starejšega prebivalstva, saj le-to troši manj premoženja, kot je predvideno s teorijo. Ekonomisti motiv varčevanja starejših pogosto pojasnjujejo s previdnostnim motivom varčevanja (negotovost glede dolžine življenja in zdravstvenih izdatkov). (Polanec & Verbič, 2009, str. 30)

2.3 HIPOTEZA PERMANENTNEGA DOHODKA

Prvi, ki se je ukvarjal z vprašanjem vztrajnosti navad potrošnikov, je bil ekonomist T. M. Brown, ki je postavil tezo, da ljudje svoje porabe spremembam v dohodku ne prilagodijo takoj, temveč postopoma. To značilnost potrošniškega obnašanja Brown pojasni s psihološkimi značilnostmi posameznikov. Pri tem poudarja vlogo navad v potrošniškem obnašanju, saj se navade »vsidrajo v glavah ljudi«, kar vodi do njihovega ustaljenega nakupnega obnašanja. Potrošniki se torej počasi odzivajo na spremembe dohodka. Po mnenju Browna je najprimernejši način za testiranje te hipoteze vključitev odložene porabe v funkcijo porabe (Evans, 1969, str. 19, 20). Funkcijo porabe z odloženo porabo obravnavam kasneje.

Bolj podrobno se je vprašanjem odlogov v potrošniškem obnašanju ukvarjal Milton Friedman v svojem delu A Theory of the Consumption Function. Friedman loči dohodek, ki ga gospodinjstva dejansko prejmejo (merjeni – angl. »*measured income*«) od dohodka, ki vpliva na potrošno obnašanje. Le-tega imenuje trajni oziroma permanentni dohodek. Podobno razlikuje tudi med celotno in trajno potrošnjo. Trajni dohodek lahko definiramo kot znesek, ki ga potrošnik lahko (oziroma misli, da lahko) potroši in pri tem pusti svoje bogastvo nedotaknjeno. Podobno je trajna potrošnja vrednost, ki jo potrošnik namerava potrošiti v določenem časovnem razdobju (Evans, 1969, str. 20).

Osrednja hipoteza Friedmanove teorije predstavlja trditev, da je delež permanentne porabe v permanentnim dohodku neodvisen od ravni permanentnega dohodka. Glede na to, da je

permanentna poraba proporcionalna permanentnemu dohodku, je dolgoročna mejna nagnjenost k porabi (MNP) za vsakega potrošnika enaka njegovi povprečni nagnjenosti k porabi (PNP). Iz tega sledi, da je tudi agregatna MNP enaka PNP. Čeprav se med posamezniki in časovnimi enotami PNP razlikujejo, še vedno velja, da je PNP neodvisna od ravni trajnega dohodka. To pomeni, da bogatejši sloj ljudi ne privarčuje večjega deleža svojega trajnega dohodka kot revnejši sloj (Evans, 1969, str. 20).

Friedman je menil, da je treba na tekoči dohodek gledati kot na vsoto trajnega (Y_P) in prehodnega (Y_T) dohodka:

$$Y = Y_P + Y_T \tag{3}$$

Trajni dohodek je tisti del dohodka, za katerega potrošnik pričakuje, da bo trajal tudi v prihodnje in je neke vrste povprečje. Za prehodni dohodek pa velja, da ga potrošnik obravnava kot začasnega in torej ne pričakuje, da bo trajal. Prehodni dohodek tako pomeni odstopanje od povprečja (trajnega dohodka). V skladu s to teorijo ljudje uravnavajo svoje potrošne odločitve na podlagi trajnega dohodka oziroma dolgoročnih možnosti za porabo, saj preferirajo stabilno porabo (Senjur, 2001, str. 94).

Trajni dohodek torej določa ustaljeno stopnjo porabe, ki jo potrošnik lahko vzdržuje do konca življenja ob dani sedanji ravni premoženja in dohodka, ki ga zasluži danes in v prihodnosti. Posameznik si na podlagi tekočega dohodka izoblikuje predstavo o trajnem dohodku. Ob povečanju (zmanjšanju) tega dohodka, se mora posameznik odločiti, ali je to povečanje (zmanjšanje) trajno ali zgolj prehodno. Če je na primer povečanje dohodka trajnejše, lahko temu ustrezno poveča svojo porabo, kar pa ne velja za prehodno povečanje dohodka, ki nima pomembnejšega vpliva na porabo in se privarčuje (Senjur, 2001, str. 95).

Enačba (3) predpostavlja, da sta trajna in prehodna komponenta dohodka neodvisni druga od druge, kar pomeni, da je korelacijski koeficient med njima enak nič. Prehodni dohodek je odstopanje od trajnega dohodka, tako da je tudi povprečna vrednost prehodnega dohodka enaka nič (Evans, 1969, str. 21).

Gospodinjstva imajo torej raje stabilno porabo, zato trošijo del dohodka, ki je trajne narave. Ker pa dejanski dohodek med obdobji niha, se gospodinjstva v skladu s tem zadolžujejo oziroma varčujejo. Poraba je odvisna od permanentnega dohodka:

$$C = cY_P, \tag{4}$$

kjer c predstavlja mejno nagnjenost k porabi trajnega dohodka (MNPT). (Polanec & Verbič, 2009, str. 31).

Tudi porabo lahko razdelimo na trajno (C_P) in prehodno (C_T) komponento:

$$C = C_P + C_T, \tag{5}$$

pri čemer, enako kot pri dohodku velja, da je korelacijski koeficient med trajno in prehodno porabo enak nič, predpostavljamo pa tudi, da je povprečna vrednost prehodne komponente enaka

nič. Poleg tega pa sta prehodni sestavini porabe in dohodka prav tako neodvisni druga od druge, iz česar sledi, da nepričakovano povišanje dohodka ne bo imelo nobenega vpliva na porabo in bo v celoti privarčevano. Prehodni dohodek torej nima vpliva ne na trajno ne na prehodno porabo (Evans, 1969, str. 21).

Za empirično testiranje hipoteze permanentnega dohodka je potrebno izpeljati približke trajnega dohodka in trajne porabe. Kar se tiče porabe, lahko poenostavimo, da je celotna poraba kar enaka trajni, saj so razlike med njima relativno majhne (nakupi trajnih dobrin so namreč že izključeni iz porabe). Friedman zagovarja trditev, da sta v povprečju celotna in trajna poraba enaki za vsako raven merjenega dohodka. Takšne poenostavitve pa ne moremo uporabiti pri dohodku (Evans, 1969, str. 22). Približek permanentnega dohodka predstavlja tehtano povprečje sedanjega in prejšnjega celotnega dohodka, kar lahko zapišemo:

$$Y_p = \beta Y + (1 - \beta) Y_{-1} \tag{6}$$

V enačbi (6) β predstavlja parameter, ki odraža v kolikšni meri se spremembe tekočega dohodka (Y) odrazijo na trajnem dohodku (Y_P), z Y_{-1} pa je označen dohodek v predhodni časovni enoti. Če vstavimo enačbo za trajni dohodek v potrošno funkcijo, dobimo:

$$C = c_1 Y + c_2 Y_{-1}, \tag{7}$$

kjer je $c_1 = c\ \beta$ in $c_2 = c\ (1 - \beta)$. (Senjur, 2001, str. 95, 96)

Enačba (7) je poenostavitev, Friedman je namreč predpostavil, da je trajni dohodek odvisen ne le od sedanjega dohodka in dohodka v predhodni časovni enoti, temveč tudi od dohodka iz bolj oddaljene preteklosti:

$$C_t = \alpha + \beta_0 Y_t + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \cdots \tag{8}$$

Ob uporabi Koyckove transformacije (glej Gujarati, 2003, str. 665-667) se izraz (8) poenostavi na funkcijo porabe z odloženo porabo kot pojasnjevalno spremenljivko, s čimer dobimo t.i. avtoregresijsko obliko enačbe:

$$C_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 Y_t + \lambda C_{t-1} \tag{9}$$

Iz primerjave enačb (9) in (8) je razvidna zelo velika poenostavitev. Za ocenitev enačbe (8) bi bilo potrebno oceniti konstanto in neskončno število regresijskih koeficientov, medtem ko pri enačbi (9) zadostuje ocenitev le treh parametrov, α, β_0 in λ. Poleg tega se izognemo problemu multikolinearnosti, ki se pojavi pri vključitvi odloženih vrednosti dohodka v regresijsko funkcijo. V enačbi (9) so le-te namreč zamenjane z eno samo spremenljivko, odloženo porabo (Gujarati, 2003, str. 665 – 667).

Če predpostavimo, da poraba raste po stopnji γ, torej $C_t = (1 + \gamma)\ C_{t-1}$ in omejitev vstavimo v enačbo (9), z nekaj preračunavanja dobimo:

$$C_t = \frac{\alpha\ (1 - \lambda)(1 + \gamma)}{1 + \gamma - \lambda} + \frac{\beta_0 (1 + \gamma)}{1 + \gamma - \lambda} Y_t \tag{10}$$

Kratkoročno mejno nagnjenost k porabi (MNP) predstavlja β_0, dolgoročno mejno nagnjenost k porabi (DMNP) pa izraz $\frac{\beta_0(1+\gamma)}{1+\gamma-\lambda}$. Lahko uporabimo poenostavitev in sicer tako, da predpostavimo enakost sedanje in predhodne porabe: $C_t = C_{t-1}$. Če to vstavimo v enačbo (9), dobimo:

$$C_t = \alpha + \frac{\beta_0}{1-\lambda} Y_t \tag{11}$$

V tem poenostavljenem primeru, kjer imamo statično situacijo, torej brez upoštevanja rasti, je DMNP enaka $\frac{\beta_0}{1-\lambda}$. Ne glede na to, pa je tudi iz enačbe (11) razvidno, da je MNP na dolgi rok višja, potrošna funkcija je torej strmejša (Evans, 1969, str. 22–25).

2.4 FUNKCIJA PORABE Z ODLOŽENO PORABO

Teorija porabe je v 50. letih doživela nekakšno preobrazbo in sicer z razvojem »novih teorij« funkcij porabe, kot so teorija porabe življenjskega cikla, hipoteza permanentnega dohodka, vključitev racionalnih pričakovanj v teorijo porabe itd. Od takrat so bile te novejše teorije pogosto empirično testirane, vendar še vedno obstajajo nasprotujoča si mnenja o njihovi veljavnosti (Mayer, 1972, str. 5).

Vztrajnost potrošniških navad lahko merimo s funkcijo porabe, ki vključuje odloženo porabo kot neodvisno spremenljivko. Le-ta je ena izmed najpogosteje ocenjevanih oblik funkcije porabe. Prvi je takšno funkcijo porabe ocenjeval Brown leta 1952 in svoje rezultate objavil v reviji Econometrica.

Brown je torej prvi predlagal porabo iz prejšnjega obdobja za pojasnitev variabilnosti sedanje porabe. Iz razdelka 2.2 je razvidno, da z apliciranjem Koyckove predpostavke na hipotezo trajnega dohodka dobimo funkcijo porabe, ki vključuje odloženo porabo kot pojasnjevalno spremenljivko. V svojem delu sem ocenjevala funkcijo porabe v tej obliki.

2.5 PORABA V ODVISNOSTI OD DOHODKA IN OBRESTNE MERE

Že Keynes je v svojem delu Splošna teorija zaposlenosti, obresti in denarja omenil, da je obrestna mera eden izmed objektivnih dejavnikov, kot jih sam imenuje, ki vplivajo na mejno nagnjenost k porabi. Vendar po mnenju Keynesa kratkoročno nihanje obrestne mere nima pomembnejšega neposrednega vpliva na porabo. Znižanje obrestne mere iz npr. petih odstotkov na štiri, bo le redko vplivalo na življenjske navade posameznika, če se njegov dohodek ni spremenil (Keynes, 2006, str. 98-99). Zaradi takšnega mišljenja so ekonomisti pri pojasnjevanju porabe obrestni meri namenjali le malo pozornosti. Vendar s spoznanjem pomembnosti pojasnjevanja porabe, npr. za pojasnjevanje poslovnih ciklov, napovedovanje stopenj gospodarske rasti, vodenje ekonomske politike itd., je postalo vedno pomembnejše vprašanje

vplivanja na raven agregatne porabe z višino obrestne mere. Ekonomiste je torej zanimala možnost vplivanja na porabo z monetarno politiko (Brence, 1992, str. 58).

Razlikovati je potrebno med obrestno mero za posojila in obrestno mero za depozite. Sprememba obrestne mere za depozite ima lahko substitucijske in dohodkovne učinke. Povišanje omenjene obrestne mere bo po eni strani povišalo varčevanje in zato znižalo porabo (substitucijski učinek). Po drugi strani pa bo to povišanje povzročilo višjo porabo in sicer zaradi povečanja vrednosti premoženja (dohodkovni učinek). Povišanje obrestne mere, ki jo banke zaračunavajo za posojila pa ima lahko le negativne učinke na potrošnjo. Gospodinjstva, ki so v preteklosti najela posojila, morajo ob višji obrestni meri večji del dohodka nameniti za odplačevanje posojil in jim tako za porabo ostane manjši del dohodka. Poleg tega pa tudi gospodinjstva, ki se odločajo o najemu potrošniškega posojila, pri višji obrestni meri tega ne storijo in tako ne povečajo svoje porabe, kot bi jo, če bi najeli posojilo.

Podatki, na podlagi katerih sem ocenjevala funkcije porabe, zajemajo le obrestno mero za posojila, torej lahko pričakujemo negativno povezavo med obrestno mero in porabo gospodinjstev.

3 EMPIRIČNA ANALIZA

3.1 METODA OCENJEVANJA FUNKCIJ PORABE

Ena izmed najpogosteje uporabljanih tehnik oziroma metod v ekonometriji je regresijska analiza, ki jo v svojem delu uporabljam za empirično ocenjevanje potrošnih funkcij. Zanjo je značilno, da preučuje odvisnost ene spremenljivke (odvisne spremenljivke) od ene ali več drugih spremenljivk (pojasnjevalnih spremenljivk) z namenom ocenitve ali napovedovanja povprečne vrednosti odvisne spremenljivke ob danih oziroma fiksnih vrednostih neodvisnih spremenljivk (Gujarati, 2003, str. 18).

Uporaba regresije za empirično preučevanje funkcij porabe omogoča izluščiti vpliv posameznih spremenljivk na porabo, hkrati pa lahko s pomočjo regresije napovedujemo vrednosti porabe ob različnih vrednostih pojasnjevalnih spremenljivk. Z regresijo lahko torej ugotovimo pomembnost posameznih spremenljivk pri pojasnjevanju gibanja porabe in v skladu s tem pojasnjevalne spremenljivke, ki nimajo pomembnega, tj. statistično značilnega vpliva na odvisno spremenljivko, izločimo.

Za ocenjevanje potrošnih funkcij sem uporabila metodo najmanjših kvadratov (angl. *ordinary least squares* – OLS), ki minimizira vsoto kvadratov odklonov dejanskih od ocenjenih vrednosti odvisne spremenljivke. Zaradi svojih lastnosti je OLS najbolj razširjena metoda ocenjevanja regresijskih modelov. Če so izpolnjene določene predpostavke, daje OLS cenilka linearne, konsistentne, nepristranske in učinkovite ocene regresijskih koeficientov.

3.2 SPLOŠNA OBLIKA REGRESIJSKEGA MODELA

Splošni populacijski regresijski model je dan z enačbo

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad (12)$$

V zgornji enačbi je Y_i odvisna spremenljivka, $X_1, \ldots X_k$ so pojasnjevalne spremenljivke, u_i pa je slučajna napaka. Regresijska konstanta β_0 in regresijski koeficienti β_j so parametri, katerih vrednosti dobimo z apliciranjem podatkov na regresijski model (Fox, 1991, str. 6). Regresijska konstanta β_0 kaže vrednost Y_i, ko je vrednost vseh pojasnjevalnih spremenljivk enaka nič, regresijski koeficienti β_j pa kažejo odzivnost Y_i na spremembe pojasnjevalnih spremenljivk. Regresijski koeficient torej pove, za koliko se spremeni odvisna spremenljivka ob povečanju določene pojasnjevalne spremenljivke za eno enoto, pri čemer vrednosti preostalih pojasnjevalnih spremenljivk, vključenih v model, ostanejo nespremenjene.

Vključitev stohastičnega člena, tj. slučajne napake v model je ključnega pomena, saj na odvisno spremenljivko vpliva vrsta dejavnikov, ki jih ne moremo zajeti v model, poleg tega so tu še napake pri meritvah, pravi slučajni vplivi, itd. Povezava med odvisno in pojasnjevalnimi spremenljivkami je torej stohastične narave, kar pomeni, da pri danih vrednostih pojasnjevalnih spremenljivk lahko izračunamo le povprečno vrednost odvisne spremenljivke. Imenujemo jo pogojna pričakovana vrednost, saj je odvisna od vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk. Vrednost odvisne spremenljivke pri posamezni enoti opazovanja je tako sestavljena iz pogojne pričakovane vrednosti in slučajne napake (Pfajfar, 2006, str. 31-33).

Glede na to, da je zbiranje podatkov za celotno populacijo zamudno in stroškovno neučinkovito, v praksi parametre populacijskega regresijskega modela ocenjujemo na podlagi vzorčnih podatkov. Vzorčni regresijski model zapišemo:

$$\hat{Y}_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + \cdots + b_k X_{ki} \quad (13)$$

kjer $\hat{Y}_i$ predstavlja ocenjeno vrednost odvisne spremenljivke pri posamezni enoti, $b_0, \ldots b_k$ pa so ocenjene vrednosti regresijske konstante in koeficientov.

Vse izražene spremenljivke v regresijskem modelu so pogosto v logaritmih. Takšen model se imenuje dvojni logaritemski model in ga zapišemo:

$$lnY_i = \beta_0 + \beta_1 lnX_{1i} + \beta_2 lnX_{2i} + \cdots + \beta_k lnX_{ki} + u_i \quad (14)$$

Regresijski koeficienti v tem primeru predstavljajo parcialne elastičnosti odvisne spremenljivke glede na posamezno pojasnjevalno spremenljivko. V tem primeru povečanje določene neodvisne spremenljivke za en odstotek v povprečju, *ceteris paribus*, poveča oziroma zmanjša odvisno spremenljivko za b_j odstotkov.

3.3 PREIZKUŠANJE DOMNEV O REGRESIJSKIH KOEFICIENTIH

Preden ocenimo določen regresijski model, ga je potrebno specificirati, tj. določiti funkcijsko obliko in pojasnjevalne spremenljivke, ki bodo vključene v model. Ko model ocenimo, se pojavi vprašanje, ali so pojasnjevalne spremenljivke, vključene v model, relevantne za pojasnjevanje

variabilnosti odvisne spremenljivke. Zanima nas torej, ali so posamezni ocenjeni parcialni regresijski koeficienti statistično značilni.

Statistično značilnost posameznega regresijskega koeficienta ugotavljamo s t – statistiko in sicer v ničelni domnevi predpostavljamo, da je njegova populacijska vrednost enaka nič. Če vrednost t – statistike presega tabelirano kritično vrednost pri ustreznem številu stopinj prostosti in izbrani stopnji značilnosti (označujemo jo z α), zavrnemo ničelno domnevo in sprejmemo sklep, da je regresijski koeficient statistično značilen. Pri tem upoštevamo, da je najvišja vrednost α, pri kateri še lahko zavrnemo ničelno domnevo, enaka 0,05 (Pfajfar, 1998, str. 80). V računalniških izpisih je poleg t - statistike navedena tudi P vrednost, tj. točna stopnja značilnosti, ki je najmanjša stopnja značilnosti, pri kateri lahko zavrnemo ničelno domnevo. Če imamo podatek o P vrednosti, lahko na podlagi tega sprejmemo sklep o statistični značilnosti posameznega regresijskega koeficienta, tako da nam ni potrebno ugotavljati, ali izračunana vrednost t - statistike presega kritično vrednost. Če P vrednost ne presega 0,05, lahko zavrnemo ničelno domnevo, kadar pa omenjeno raven presega, ničelne domneve ne moremo zavrniti (Košmelj & Rovan, 2007, str. 233-234).

3.4 MERE PRIMERNOSTI REGRESIJSKEGA MODELA

Pri presoji o zanesljivosti regresijskega modela in primerjavi le-tega z drugimi ocenjenimi modeli si pomagamo z merami primernosti oziroma zanesljivosti regresijskega modela. Mere primernosti temeljijo na primerjavi dejanskih in z modelom dobljenih vrednosti. Bolj kot se vrednosti ujemajo, zanesljivejši je model.

Osnovna mera primernosti je **ocena standardnega odklona napake (s_e)**, ki meri odklone dejanskih vrednosti odvisne spremenljivke od ocenjenih z modelom. Večja vrednost s_e pomeni večje vrednosti napak, večjo variabilnost le-teh in posledično manjšo zanesljivost modela. Obratno nizka vrednost s_e pomeni, da se model dobro prilega podatkom in je zato zanesljivejši. Ko se odločamo med regresijskimi modeli, torej izberemo tistega z najnižjo vrednostjo s_e.

Pri izbiri modela na podlagi ocene standardnega odklona napake pa moramo biti pozorni, da so vrednosti odvisne spremenljivke v vseh modelih enake. Na podlagi s_e na primer ne moremo izbirati med linearnim in dvojno logaritemskim modelom. Za zagotovitev primerljivosti med modeli zato uporabljamo **koeficient variabilnosti**, ki ga dobimo z deljenjem s_e z ocenjeno povprečno vrednostjo odvisne spremenljivke. Čim manjša je ocena tega koeficienta, zanesljivejši je model.

Determinacijski koeficient (R^2) je najpogosteje uporabljana mera primernosti. Izračunan je kot delež pojasnjene vsote kvadratov v skupni vsoti kvadratov odvisne spremenljivke. Pove nam, kolikšen del variabilnosti odvisne spremenljivke je pojasnjen z regresijskim modelom. Determinacijski koeficient pa ima določene slabosti. Ena izmed takšnih slabosti je občutljivost na število pojasnjevalnih spremenljivk v modelu. Vključitev dodatne spremenljivke v model bo skoraj vedno zvišala vrednost R^2 ne glede na to, ali je dodatna pojasnjevalna spremenljivka relevantna pri pojasnjevanju variabilnosti odvisne spremenljivke. To pomeni, da bo tudi

vključitev pojasnjevalne spremenljivke, ki ni v skladu z ekonomsko teorijo, povišala R^2 oziroma ga ne bo znižala. Mera primernosti, ki to slabost odpravlja, je popravljeni R^2.

Statistično značilnost modela kot celote preverjamo z **F – statistiko**, pri čemer v ničelni domnevi predpostavljamo, da so hkrati vsi parcialni regresijski koeficienti enaki nič. To pomeni, da nobena izmed pojasnjevalnih spremenljivk, vključenih v model, nima vpliva na odvisno spremenljivko. Če izračunana vrednost F – statistike presega tabelirano kritično vrednost pri ustreznem številu stopinj prostosti in izbrani stopnji značilnosti, ničelno domnevo zavrnemo in sprejmemo sklep, da je vsaj eden izmed parcialnih regresijskih koeficientov različen od nič (Pfajfar, 1998, str. 110). To pa pomeni statistično značilnost vzorčnega regresijskega modela kot celote. Enako kot pri t – statistiki, je tudi v tem primeru v računalniških izpisih navedena točna stopnja značilnosti oziroma P vrednost. Ničelno domnevo zavrnemo, če le-ta ne presega α = 0,05.

Omenjene mere primernosti navajam pri vsakem izmed modelov, ki sem jih ocenjevala in na podlagi njihovih vrednosti sklepam o zanesljivosti vsakega modela. Obstajajo pa še nekatere druge mere primernosti, kot so funkcija največjega verjetja in nekatere izvedene mere primernosti, ki pa jih ne uporabljam pri presoji o primernosti ocenjenih modelov, zato jih tudi ne razlagam.

3.5 PROBLEMI PRI OCENJEVANJU REGRESIJSKIH MODELOV

V razdelku 3.1 omenjam, da je s cenilko OLS mogoče dobiti učinkovite, konsistentne in nepristranske ocene regresijskih koeficientov, vendar morajo biti za to izpolnjene določene predpostavke. V nadaljevanju navajam nekatere najpomembnejše, predvsem tiste, katerih neizpolnjenost je povzročala probleme pri ocenjevanju funkcij porabe.

Ena izmed najpomembnejših predpostavk OLS je **odsotnost popolne multikolinearnosti** med pojasnjevalnimi spremenljivkami. To pomeni, da nobene od pojasnjevalnih spremenljivk ne moremo izraziti z linearno kombinacijo ostalih. V praksi se običajno srečujemo z nepopolno multikolinearnostjo. Če so neodvisne spremenljivke med seboj povezane do neke mere, z OLS cenilko še vedno dobimo nepristranske, učinkovite in konsistentne ocene regresijskih koeficientov, vendar varianca ocen regresijskih koeficientov narašča z naraščanjem multikolinearnosti. To pomeni, da z večjo povezanostjo pojasnjevalnih spremenljivk med seboj vse težje zavračamo ničelno domnevo, v kateri predpostavljamo ničelno vrednost regresijskega koeficienta. Večja multikolinearnost torej pomeni večje probleme pri ocenjevanju regresijskega modela.

Pomembna predpostavka OLS je tudi **odsotnost avtokorelacije**, kar pomeni odsotnost medsebojne povezanosti vrednosti slučajne napake. Le-te so lahko povezane s svojimi za eno enoto odloženimi vrednostmi, kar imenujemo avtokorelacija prvega reda, podobno avtokorelacija drugega reda pomeni povezanost vrednosti slučajne napake s svojimi za dve enoti odloženimi vrednostmi itd. Vrsta avtokorelacije je odvisna predvsem od narave podatkov, s katerimi razpolagamo. Glede na to, da v svojem delu za ocenjevanje funkcij porabe uporabljam četrtletne podatke, je smiselno pričakovati avtokorelacijo četrtega reda. Na splošno pa se

problem avtokorelacije pogosteje pojavi pri preučevanju časovnih vrst in ni tako pogost pri operiranju s presečnimi podatki, možen razlog za to je na primer v razvoju pojavov v času.[2]

Če predpostavka o odsotnosti avtokorelacije ni izpolnjena, se pojavita dva problema. Prvi, najpomembnejši problem je, da OLS cenilka ni več najbolj učinkovita. Obstajajo torej druge cenilke, pri katerih je varianca cenilke regresijskih koeficientov nižja, kar pomeni, da lahko dobimo natančnejše ocene regresijskih koeficientov z uporabo drugih metod. Ta problem je mogoče odpraviti z uporabo posplošenih najmanjših kvadratov (angl. *generalized least squares* - GLS).

Druga posledica prisotnosti avtokorelacije v modelu je pristranskost cenilke varianc in kovarianc cenilk regresijskih koeficientov. Iz tega sledi, da testne statistike za regresijske koeficiente niso več zanesljive, saj se t- statistike ne porazdeljujejo več v t - porazdelitvi. Ta problem je mogoče odpraviti z uporabo robustnih standardnih napak, ki omogočajo normalno statistično sklepanje. Ocene regresijskih koeficientov se ne spremenijo, spremenijo se le standardne napake in posledično tudi t-statistike. Potrebno je poudariti, da uporaba robustnih standardnih napak ne odpravlja problema manjše učinkovitosti cenilk regresijskih koeficientov.

Za uporabo OLS metode je potrebna tudi enaka varianca slučajne napake pri različnih vrednostih določene pojasnjevalne spremenljivke, kar imenujemo **homoskedastičnost.** Razpršenost napake mora biti torej neodvisna od vrednosti pojasnjevalne spremenljivke. Primer kršitve te predpostavke, torej heteroskedastičnost, je odvisnost porabe gospodinjstev od razpoložljivega dohodka, pri čemer je enota opazovanja gospodinjstvo. Gospodinjstva z nizkim razpoložljivim dohodkom imajo podobno vrednost porabe, saj porabijo velik del dohodka za nujne življenjske potrebščine, medtem ko so vrednosti porabe gospodinjstev z višjim razpoložljivim dohodkom mnogo bolj razpršene okrog ocenjene povprečne vrednosti porabe. Varianca napake je v tem primeru odvisna od pojasnjevalne spremenljivke, tj. od razpoložljivega dohodka. Glede na to, da so podatki, ki jih uporabljam v diplomskem delu v obliki časovnih vrst, predstavlja večji problem avtokorelacija, torej povezanost slučajnih napak med seboj in ne toliko njihova neenaka razpršenost.

3.6 PODATKOVNA PODLAGA OCENJEVANJA FUNKCIJ PORABE

Ocenjevala sem funkcije porabe za Slovenijo na podlagi četrtletnih podatkov o končni porabi gospodinjstev, bruto domačem proizvodu in efektivnih obrestnih merah. Funkcije porabe sem ocenjevala za obdobje od prvega četrtletja 1997 do tretjega četrtletja 2011. Osnovni vir podatkov o BDP in porabi predstavlja Statistični urad Republike Slovenije, podatke o obrestnih merah pa sem zbrala iz podatkovnih serij Biltena Banke Slovenije (BS).

Kot odvisna spremenljivka v potrošnih funkcijah nastopajo izdatki gospodinjstev za končno potrošnjo. Ocenjeni so po nacionalnem konceptu, kar pomeni, da so izdatkom gospodinjstev po domačem konceptu prišteti nakupi rezidenčnih gospodinjstev v tujini in odšteti nakupi

[2] Možen razlog za prisotnost avtokorelacije je tudi nestacionarnost časovne serije. Podrobnejša obravnava tega problema presega obseg tega dela.

nerezidenčnih gospodinjstev v Sloveniji. Končna potrošnja gospodinjstev je v milijonih evrov in v stalnih cenah iz leta 2000. Najpomembnejša pojasnjevalna spremenljivka v potrošnih funkcijah je BDP, ki po izdatkovni metodi zajema domačo potrošnjo in saldo menjave blaga ter storitev s tujino. Domačo potrošnjo pa sestavljajo izdatki za končno potrošnjo ter bruto investicije (SURS, bruto domači proizvod, četrtletni podatki, Slovenijia, metodološka pojasnila, 2012). Bruto domači proizvod je prav tako v milijonih evrov in v stalnih cenah iz leta 2000.

Kot pojasnjevalna spremenljivka nastopa tudi obrestna mera. Ker nobena izmed podatkovnih serij iz BS ne pokriva razdobij od 1997 – 2011, sem združila podatke iz dveh različnih serij. Od leta 1997 – 2006 je obrestna mera, ki jo uporabljam pri ocenjevanju potrošnih funkcij, opredeljena kot povprečna nominalna efektivna obrestna mera za kratkoročna posojila. Izračunana je iz obrestnih prihodkov in odhodkov (glej seznam literature). Od leta 2006 – 2011 pa je obrestna mera, ki jo uporabljam pri ocenjevanju funkcij porabe, opredeljena kot nominalna efektivna obrestna mera za potrošniška posojila, tj. veljavna aktivna obrestna mera, ki zajema vse stroške posojila potrošniku (Banka Slovenije, 2012). Obrestne mere od leta 2006 dalje so bile podane za vsak mesec posebej, zato sem za vsako četrtletje izračunala povprečje treh mesecev. Pomembno je poudariti, da se je metodologija izračunavanja obrestnih mer s časom spremenila, tako da je iz serije obrestnih mer razvidnih veliko strukturnih sprememb. To pa vpliva na kakovost regresijskih modelov, ki vsebujejo obrestno mero kot neodvisno spremenljivko.

V funkcijah porabe poleg že omenjenih pojasnjevalnih spremenljivk nastopajo tudi odložene vrednosti končne porabe gospodinjstev in BDP. Poleg tega sem pri izločanju sezonske komponente iz vpliva BDP na porabo definirala sezonske neprave spremenljivke, ki imajo vrednost 1 pri danem četrtletju, pri preostalih pa vrednost 0, prvo četrtletje pa sem izbrala kot bazno obdobje. Za ocenjevanje dvojnih logaritemskih funkcij sem spremenljivke logaritmirala.

Funkcije porabe sem ocenjevala z ekonometričnim programom Stata, ki je eden izmed sodobnejših programov na tem področju in omogoča analizo podatkov, upravljanje s podatki ter predstavljanje podatkov v grafični obliki.

3.7 REZULTATI OCENJEVANJA FUNKCIJ PORABE

Želela sem preveriti različne teorije porabe na podlagi dejanskih podatkov za Slovenijo. Skušala sem ugotoviti, katera izmed njih najbolje pojasnjuje dejansko gibanje porabe v Sloveniji v obdobju 1997 – 2011. Odvisnost porabe od različnih dejavnikov sem ocenjevala s pomočjo regresije, kjer je poraba predstavljala odvisno spremenljivko, determinante porabe, ki jih predvidevajo različne teorije, pa so predstavljale neodvisne spremenljivke. S pomočjo ocen regresijskih koeficientov, dobljenih z regresijo, sem izračunala kratkoročne (MNP) in dolgoročne mejne nagnjenosti k porabi (DMNP).

Ocenjevala sem različne funkcijske oblike modelov. Najprej sem ocenjevala linearne modele, nato pa dvojne logaritemske modele. Na koncu sem ocenila še mešani model, kjer sta poraba in BDP izražena v logaritmih, obrestna mera pa v odstotkih. Funkcije porabe opisujem kot si

sledijo v razdelku 2. Pri vsaki izmed ocenjenih funkcij navajam nekaj osnovnih mer primernosti, ki so opisane v razdelku 3.4.

Najprej sem ocenjevala Keynesovo funkcijo porabe. V enačbi BDP_t predstavlja bruto domači proizvod, C_t pa končno porabo gospodinjstev. Ocenjena funkcija porabe ima naslednjo obliko:

$$\hat{C}_t = b_1 + b_2 BDP_t$$

$$\hat{C}_t = 490{,}225 + 0{,}459 BDP_t$$

$$(P) \quad (0{,}000) \quad (0{,}000)$$

$$n = 59 \quad s_e = 94{,}594 \quad kv = 0{,}032$$

$$R^2 = 0{,}9367 \qquad \bar{R}^2 = 0{,}9356 \quad F = 843{,}89 \tag{15}$$

Ocena mejne nagnjenosti k porabi (MNP) znaša 0,459, kar pomeni, da bo zvišanje dohodka za 1 evro v povprečju povišalo porabo za 0,459 evra. Ocena MNP je med nič in ena, kar potrjuje ekonomsko teorijo. Regresijska konstanta in regresijski koeficient sta statistično značilno različna od nič, njuni predznaki se ujemajo z ekonomsko teorijo. Na podlagi vzorčnih podatkov ocenjujem, da je z modelom pojasnjene 93,67 % variabilnosti porabe. Ocena standardnega odklona napake, ki meri odklone dejanskih vrednosti potrošnje od ocenjenih z modelom, znaša 94,594 milijonov evrov in predstavlja 3,2 % ocenjene povprečne vrednosti porabe.

Ocenjevala sem tudi Brownovo funkcijo, ki poleg BDP vključuje tudi odloženo porabo kot pojasnjevalno spremenljivko. V opazovanje je bila zajeta ena časovna enota manj, saj je zaradi odložene porabe odpadel prvi člen časovne vrste. Ocenjena funkcija porabe ima naslednjo obliko:

$$\hat{C}_t = b_1 + b_2 BDP_t + b_3 C_{t-1}$$

$$\hat{C}_t = 496{,}214 + 0{,}453\, BDP_t + 0{,}009\, C_{t-1}$$

$$(P) \quad (0{,}000) \quad (0{,}000) \quad (0{,}898)$$

$$n = 58 \quad s_e = 96{,}071 \quad kv = 0{,}033$$

$$R^2 = 0{,}9322 \quad \bar{R}^2 = 0{,}9298 \quad F = 378{,}25 \tag{16}$$

Regresijski koeficient pri odloženi porabi ima pozitiven predznak, kar je v skladu z ekonomsko teorijo, vendar je statistično neznačilen. Determinacijski koeficient je nekoliko manjši, kot pri Keynesovi funkciji porabe (0,9322), kar pomeni, da je z modelom mogoče pojasniti nekoliko manj variabilnosti porabe. Ocena standardnega odklona napake je temu primerno nekoliko višja in sicer znaša 96,071 milijonov evrov, koeficient variabilnosti je prav tako višji. Model kot celota je statistično značilen, regresijski koeficient pri spremenljivki BDP_t in konstanta sta statistično značilna. Ocena kratkoročne mejne nagnjenosti k porabi je 0,453. Ob upoštevanju

Koyckove predpostavke sem izračunala tudi oceno dolgoročne mejne nagnjenosti k porabi in sicer sem uporabila poenostavljeno formulo iz enačbe (11). Ocena DMNP, ki predstavlja delež porabe v dohodku, znaša 0,457 in je v skladu s teorijo višja od kratkoročne MNP.

Ocenjevala sem tudi funkcijo porabe z odloženim dohodkom, ki ima naslednjo obliko:

$$\widehat{C_t} = b_1 + b_2 BDP_t + b_3 BDP_{t-1}$$

$$\widehat{C_t} = 515{,}234 + 0{,}555 BDP_t - 0{,}101 BDP_{t-1}$$

$$(P) \quad (0{,}000) \qquad (0{,}000) \qquad (0{,}039)$$

$$n = 58 \quad s_e = 92{,}419 \quad kv = 0{,}031$$

$$R^2 = 0{,}9373 \quad \bar{R}^2 = 0{,}9350 \quad F = 410{,}96 \tag{17}$$

Predznak koeficienta pri odloženem dohodku je negativen in ni v skladu z ekonomsko teorijo, saj ni smiselno, da bi višji pretekli dohodek negativno vplival na sedanjo porabo. Možen razlog za takšen rezultat je prisotnost močne multikolinearnosti med spremenljivkama BDP in odloženi BDP. Da bi se prepričala o obstoju le-te, sem izvedla tudi pomožno regresijo med BDP_t in BDP_{t-1}. Rezultati so pokazali, da je 89,32 % variabilnosti BDP_t možno pojasniti z variabilnostjo BDP_{t-1}, pomožni model kot celota pa je statistično značilen. Sum močne multikolinearnosti je torej potrjen.

Želela sem ugotoviti tudi vpliv obrestne mere na porabo, kjer sem pričakovala negativni vpliv obrestne mere na porabo gospodinjstev. Ocenila sem funkcijo porabe s pojasnjevalnima spremenljivkama BDP_t in efektivno obrestno mero (OM_t), ki ima naslednjo obliko:

$$\hat{C}_t = b_1 + b_2 BDP_t + b_3 OM_t$$

$$\hat{C}_t = 688{,}564 + 0{,}436\, BDP_t - 6{,}643 OM_t$$

$$(P) \quad (0{,}001) \qquad (0{,}000) \qquad (0{,}277)$$

$$n = 59 \quad s_e = 94{,}423 \quad kv = 0{,}032$$

$$R^2 = 0{,}9381 \quad \bar{R}^2 = 0{,}9359 \quad F = 424{,}07 \tag{18}$$

Konstanta in parcialni regresijski koeficient pri spremenljivki BDP sta statistično značilna in v skladu s teorijo, parcialni regresijski koeficient pri spremenljivki obrestna mera pa je neznačilen, saj P vrednost presega še dopustno vrednost 0,05. Determinacijski koeficient znaša 0,9381, kar pomeni, da je 93,81 % variabilnosti porabe pojasnjeno z linearnim vplivom spremenljivk BDP in obrestne mere. Ocena standardnega odklona napake znaša 94,423 milijona evrov. Kljub temu, da je model kot celota statistično značilen, pa menim, da model ni ustrezen za pojasnjevanje variabilnosti porabe, saj obrestna mera nima statistično značilnega vpliva na porabo.

Med različnimi teorijami porabe v razdelku 2.2 opisujem tudi porabo v odvisnosti od premoženja, vendar omenjene funkcije zaradi problemov z merjenjem realnega premoženja nisem ocenjevala.

Do sedaj sem ocenjevala linearne modele in pri tem ugotavljala primernost različnih teorij porabe za pojasnjevanje variabilnosti porabe v Sloveniji. Ker pa sem želela prikazati uporabnost logaritmiranja spremenljivk v funkciji porabe, sem ocenjevala tudi dvojne logaritemske modele. Ocenjevala sem enake funkcije kot prej, s to razliko, da so vse spremenljivke v logaritmih. V nadaljevanju predstavljam le rezultate ocenjevanja Keynesove funkcije, saj se ostale funkcije porabe niso izkazale za primerne.

Keynesova funkcija porabe, pri kateri lnC_t označuje logaritem porabe, $lnBDP_t$ pa predstavlja logaritem BDP, ima naslednjo obliko:

$$\widehat{lnC}_t = b_1 + b_2 lnBDP_t$$

$$\widehat{lnC}_t = 0{,}866 + 0{,}830 lnBDP_t$$

$$(P) \quad (0{,}000) \qquad (0{,}000)$$

$$n = 59 \quad s_e = 0{,}031 \quad kv = 0{,}004$$

$$R^2 = 0{,}9441 \quad \bar{R}^2 = 0{,}9431 \quad F = 962{,}07 \tag{19}$$

Ocenjujem, da je 94,41 % variabilnosti logaritma porabe je pojasnjeno z linearnim vplivom logaritma BDP. Regresijska konstanta in regresijski koeficient sta statistično značilna, pri čemer slednji predstavlja elastičnost porabe glede na BDP. Pove nam, da se ob povečanju dohodka za en odstotek, v povprečju poraba poveča za 0,830 %. Tudi model kot celota je statistično značilen. Logaritmiranje spremenljivk vedno zmanjša variabilnost v podatkih, to je tudi razlog za višjo oceno determinacijskega koeficienta in nižjo oceno standardnega odklona slučajne napake. Le-ta namreč znaša 0,031.

Ocenjevala sem različne modele s ciljem izbrati tistega, ki se najbolje prilega podatkom za slovensko gospodarstvo. Pri primerjavi modelov med seboj sem upoštevala skladnost s teorijo in statistično značilnost regresijskih koeficientov, kot osnovno mero primernosti pa sem uporabila R^2 ter na podlagi tega sklepala o kakovosti posameznega modela. Ocenjevala sem tako linearne, kot tudi dvojne logaritemske modele, zato determinacijski koeficienti iz omenjenih modelov niso neposredno primerljivi. Detereminacijski koeficient pove, kolikšen delež variabilnosti odvisne spremenljivke je pojasnjen z linearnim vplivom pojasnjevalnih spremenljivk. Torej pri linearnem modelu R^2 kaže delež pojasnjene variance porabe, pri logaritemskem modelu pa delež pojasnjene variance logaritma porabe.

Da bi zagotovila primerljivost determinacijskih koeficientov, sem za dvojne logaritemske funkcije porabe izračunala primerljivi R^2 in sicer sem izhajala iz pravila, da je determinacijski koeficient enak kvadratu korelacijskega koeficienta med dejanskimi in ocenjenimi vrednostmi odvisne spremenljivke. V konkretnem primeru sem tako antilogaritmirala ocene logaritma

osebne porabe in nato izračunala kvadrat korelacijskega koeficienta med njimi in dejanskimi vrednostmi porabe. Tako izračunani primerljivi R^2 znaša 0,9370, kar je malenkost več kot pri enostavni linearni funkciji (0,9367). Razlika med primerljivima R^2 je torej zanemarljiva, kar je pokazal tudi Box – Coxov test, ki je potrdil enakovrednost linearne in dvojno logaritemske različice Keynesove funkcije porabe.

3.8 IZLOČANJE SEZONSKE KOMPONENTE IZ POVEZAVE MED PORABO IN DOHODKOM

Mnoge časovne vrste mesečnih ali četrtletnih podatkov so pod vplivom delovanja sezone, na primer porast prodaje v veleblagovnicah med božičem ali povečano povpraševanje po osvežilnih pijačah v poletnih mesecih. Pogosto pa vpliv sezone moti vpliv pojasnjevalnih spremenljivk na odvisno, zato jo želimo izločiti. Sezonsko komponento lahko izločamo na več načinov (Gujarati, 2003, str. 312).

V svojem delu sem izločala sezonsko komponento iz povezave med porabo in dohodkom s pomočjo nepravih spremenljivk. Zaradi omejenosti s prostorom sem sezono izločala samo iz Keynesove funkcije porabe.

Ker ima opisna spremenljivka četrtletje štiri vrednosti, sem oblikovala tri neprave spremenljivke in sicer je prvo četrtletje bazna vrednost, preostale neprave spremenljivke pa imajo vrednost 1 pri danem četrtletju in vrednost 0 pri ostalih. Z $D2_t$, $D3_t$ in $D4_t$ sem označila neprave spremenljivke. Ocenila sem funkcijo:

$$\hat{C}_t = b_1 + b_2 D2_t + b_3 D3_t + b_4 D4_t + b_5 BDP_t$$

$$\hat{C}t = 474{,}911 + 121{,}843 D2_t + 116{,}548 D3_t + 126{,}347 D4_t + 0{,}445 BDP_t$$

$$(P)\ (0{,}000) \quad (0{,}000) \quad (0{,}000) \quad (0{,}000) \quad (0{,}000)$$

$$n = 59 \quad s_e = 80.676 \quad kv = 0{,}027$$

$$R^2 = 0{,}9564 \quad \bar{R}^2 = 0{,}9532 \quad F = 296{,}13 \qquad (20)$$

Če primerjamo rezultate s prvotno ocenjevano Keynesovo funkcijo, lahko ugotovimo, da mejna nagnjenost k porabi v primeru izločene sezone nižja. Znaša namreč 0,445, kar pomeni, da bodo gospodinjstva povečala svojo porabo za 0,445 evra ob povečanju dohodka za 1 evro. Nižja MNP je pričakovan rezultat, saj je v prvotni Keynesovi funkciji odvisnost porabe od dohodka motila sezona. Ko sem v regresijo vključila neprave spremenljivke, se je vpliv sezone prenesel iz regresijskega koeficienta pri BDP na regresijske koeficiente pri nepravih spremenljivkah. To sledi iz tako imenovanega Frisch – Waughovega teorema, ki pravi, da motečo sestavino časovnih vrst izločimo z ustrezno vključitvijo le-te v preučevano regresijo.

Model kot celota je, tako kot vsi koeficienti in konstanta, statistično značilen. Ocenjujem, da je 95,64 % variabilnosti porabe pojasnjeno z linearnim vplivom BDP in sezone.

3.9 PREVERJANJE AVTOKORELACIJE V KEYNESOVI FUNKCIJI PORABE

Za ugotavljanje prisotnosti avtokorelacije v regresijskem modelu obstaja mnogo testov. Zaradi četrtletnih podatkov sem o prisotnosti avtokorelacije v Keynesovi funkciji porabe sklepala s pomočjo Breusch - Godfreyevega in Wallisovega testa, ki omogočata preverjanje prisotnosti avtokorelacije četrtega reda. Na podlagi obeh testov se je izkazalo, da je avotkorelacija četrtega reda zares prisotna. Ocenila sem tudi njen koeficient, ki znaša 0,641, kar pomeni, da je povezanost med ostanki in ostanki odloženimi za štiri časovne enote pozitivna in srednje močna.

Če je sum o prisotnosti avtokorelacije v modelu potrjen, je naslednji korak odprava negativnih posledic, ki ji sledijo. Kot že omenjeno, obstajata dva osnovna problema, ki se pojavita ob uporabi OLS cenilke ob prisotnosti avtokorelacije v modelu. Prvi je manjša učinkovitost cenilke regresijskih koeficientov, drugi pa pristranskost cenilke varianc cenilk regresijskih koeficientov. V skladu s tem poznamo dva osnovna načina za odpravljanje posledic avtokorelacije. Prvi je metoda posplošenih najmanjših kvadratov in sicer njena različica, posplošena diferenčna enačba. V konkretnem primeru diferenčno enačbo zapišemo takole:

$$C_t - \rho_4 C_{t-4} = (1-\rho_4)b_1 + b_2(BDP_t - \rho_4 BDP_{t-4}) + u_t - \rho_4 u_{t-4}$$

$$C * = b_1 * + b_2 BDP * + v_t$$

$$\hat{C} * = 354{,}61 + 0{,}374 BDP *$$

$$(P) \quad (0{,}000) \qquad (0{,}000) \qquad (21)$$

pri čemer smo si pomagali z oceno koeficienta avtokorelacije (ρ_4=0,641), saj prave vrednosti ne poznamo. Ocena regresijskega koeficienta iz tako zapisanega modela predstavlja oceno prvotne MNP, v kateri ni več prisotna avtokorelacija. Kot je razvidno iz zgornjega zapisa, pa regresijsko konstanto izračunamo tako, da konstanto transformiranega modela delimo z $(1 - \rho_4)$. Konstanta v tem primeru znaša 986,42.

Drugi način odpravljanja posledic avtokorelacije je uporaba robustnih cenilk, ki odpravljajo problem pristranskosti cenilk varianc cenilk regresijskih koeficientov. V tem primeru ostanejo ocene regresijskih koeficientov nespremenjene, spremenijo se samo njihove standardne napake in vrednost t – statistik. V konkretnem primeru so se prve zmanjšale, druge pa so se temu ustrezno povečale.

SKLEP

Poraba je ena najpomembnejših makroekonomskih spremenljivk, prav zato je preučevanje gibanja porabe in dejavnikov, ki vplivajo nanjo, velikega pomena. S predvidevanjem odziva ekonomskih subjektov na določene spremembe ekonomske politike, je lažje oblikovati učinkovite ukrepe. Ekonometrija daje orodja za takšno preučevanje, saj omogoča kvantitativno ovrednotenje povezav, ki so bile prej izključno teoretične. V svojem delu sem ugotavljala skladnost različnih teorij porabe z dejanskimi podatki o zasebni porabi, bruto domačem

proizvodu in obrestnih merah za slovensko gospodarstvo. V skladu s tem sem s pomočjo regresijske analize ocenjevala različne funkcije porabe. Namen diplomskega dela je bil predstaviti uporabo ekonometričnih metod na dejanskih podatkih za slovensko gospodarstvo. Cilj ocenjevanja omenjenih funkcij je bil ugotoviti, katera najbolje pojasnjuje dejansko gibanje porabe v Sloveniji v razdobju od prvega četrtletja 1997 do tretjega četrtletja 2011. Pri ugotavljanju, kateri model je najprimernejši, sem upoštevala različne mere primernosti, statistično značilnost koeficientov in skladnost z ekonomsko teorijo.

Za Keynesovo funkcijo porabe, ki vključuje le BDP kot neodvisno spremenljivko, se je izkazalo, da se dobro prilega podatkom za Slovenijo, regresijski koeficient in konstanta sta statistično značilna, ocena determinacijskega koeficienta je visoka. Predznaki so v skladu z ekonomsko teorijo, prav tako je ocena mejne nagnjenosti k porabi med nič in ena, kar potrjuje teorijo. Pri funkciji porabe z odloženo porabo, je regresijski koeficient pri odloženi porabi statistično neznačilen, zato je po mojem mnenju neustrezna za pojasnjevanje variabilnosti porabe. Pri ocenjevanju Friedmanove funkcije povezavo med porabo, dohodkom in odloženim dohodkom moti prisotnost mutikolinearnosti, spremenljivki BDP in odloženi BDP sta namreč močno korelirani med seboj. Posledica tega je predznak pri odloženem BDP, ki ni v skladu z ekonomsko teorijo. Menim, da tudi ta funkcija porabe ni najbolj ustrezna za opisovanje gibanja porabe v Sloveniji. Funkcija porabe, ki vključuje poleg BDP še obrestno mero, se je prav tako pokazala za neustrezno, saj je regresijski koeficient pri obrestni meri neznačilen. Obrestna mera torej nima statistično značilnega vpliva na porabo. Na podlagi povedanega sklepam, da je s Keynesovo funkcijo porabe mogoče najbolje pojasniti gibanje porabe v Sloveniji. Pri vseh ostalih funkcijah je eden izmed koeficientov neznačilen ali pa v nasprotju z ekonomsko teorijo.

Pri ocenjevanju regresijskih modelov se je potrebno zavedati omejitev, ki izhajajo iz samih podatkov, prav tako pa tudi iz specifikacije modelov in metod ocenjevanja. Vse to vpliva na kakovost ocenjenih parametrov. Eno izmed večjih omejitev v mojem delu predstavlja nedostopnost četrtletnih podatkov o razpoložljivem dohodku gospodinjstev za celotno razdobje 1997 – 2011, BDP je namreč zelo grob približek te spremenljivke. Za bolj poglobljeno analizo bi bilo torej v funkcije porabe smotrno vključiti razpoložljiv dohodek kot pojasnjevalno spremenljivko. Poleg tega se je metodologija izračunavanja določenih kategorij, predvsem obrestnih mer, s časom spreminjala, kar lahko ponovno vpliva na kakovost ocenjenih parametrov. Z bolj kakovostnimi podatki, večjim vzorcem in morda z nekaterimi modifikacijami modelov bi bilo vsekakor možno dobiti bolj ustrezne rezultate.

LITERATURA IN VIRI

1. Banka Slovenije (2012). Obrestne mere monetarnih finančnih institucij. Najdeno 15. maja 2012 na spletnem naslovu http://www.bsi.si/pxweb/Dialog/Saveshow.asp.
2. Banka Slovenije (2012). Povprečne obrestne mere bank izračunane iz obrestnih prihodkov in odhodkov. Najdeno 15. maja 2012 na spletnem naslovu http://www.bsi.si/pxweb/Dialog/Saveshow.asp.
3. Banka Slovenije (2012). Bilten Banke Slovenije 2012. Ljubljana: Banka Slovenije.
4. Brence, A. (1992). *Ocene agregatnih potrošnih funkcij v Republiki Sloveniji in bivši Jugoslaviji.* Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
5. Evans, M. (1969). *Macroeconomic activity. - Theory, forecasting and control – An Econometric Approach.* New York: Harper & Row.
6. Fox, J. (1991). *Regression Diagnostics.* Newbury Park: Sage Publications, The International Professional Publishers.
7. Gujarati, D. (2003). *Basic econometrics.* New York: McGraw-Hill Higher Education.
8. Keynes, J. (2006). *Splošna teorija zaposlenosti, obresti in denarja.* Ljubljana: Studia Humanitatis.
9. Mayer, T. (1972). *Permanent Income, Wealth and Consumption.* Berkeley, Los Angeles: University of California Press.
10. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), Glossary of Statistical Terms. Najdeno 9. julija 2012 na spletnem naslovu http://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=1256.
11. Pfajfar, L. (1998). *Ekonometrija.* Ljubljana: Ekonomska fakulteta
12. Pfajfar, L. (2006). *Ekonometrija.* Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
13. Polanec, S., & Verbič, M. (2009). *Uporabna makroekonomija*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
14. Rovan, J., & Košmelj, B. (2007). *Statistično sklepanje.* Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
15. Samuelson, P., & Nordhaus, W. (2002). *Ekonomija.* Zagreb: GV Založba.
16. Senjur, M. (1995). *Makroekonomija majhnega odprtega gospodarstva*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
17. Senjur, M. (2001). *Makroekonomija*. Gubno: Založba MER v Mariboru.
18. Stanovnik, T. (2008). *Javne finance.* Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
19. Statistični urad Republike Slovenije (2012). Bruto domači proizvod, četrtletni podatki, Slovenija, metodološka pojasnila. Najdeno 21. julija 2012 na spletnem naslovu http://www.stat.si/doc/metod_pojasnila/03-002-MP.htm.
20. Izdatkovna struktura BDP. Najdeno 15. februarja 2012 na spletnem naslovu http://pxweb.stat.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=0300230S&ti=&path=../Database/Ekonomsko/03_nacionalni_racuni/10_03002_BDP_cetrtletni/&lang=2.
21. Zalar, P. (2002). *Ocenjevanje potrošne funkcije Slovenskega gospodarstva.* Ljubljana: Ekonomska fakulteta.

PRILOGE

KAZALO PRILOG

PRILOGA 1: RAČUNALNIŠKI IZPIS REZULTATOV OCENJEVANJA FUNKCIJ PORABE…….1

PRILOGA 2: PODATKI ZA SPREMENLJIVKE, UPORABLJENE PRI OCENJEVANJU FUNKCIJ PORABE…….....5

PRILOGA 1: RAČUNALNIŠKI IZPIS REZULTATOV OCENJEVANJA FUNKCIJ PORABE

1.1 LINEARNI MODELI

Tabela 1: Keynesova funkcija porabe

```
. regress C BDP

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      59
-------------+------------------------------           F(  1,    57) =  843.89
       Model |  7551131.25     1  7551131.25           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  510037.011    57  8948.01773           R-squared     =  0.9367
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9356
       Total |  8061168.26    58   138985.66           Root MSE      =  94.594

------------------------------------------------------------------------------
           C |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         BDP |   .4593646    .015813    29.05   0.000     .4276996    .4910296
       _cons |   490.2248   84.89576     5.77   0.000      320.224    660.2256
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 2: Hipoteza permanentnega dohodka

```
. reg C BDP BDPT

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      58
-------------+------------------------------           F(  2,    55) =  410.96
       Model |  7020210.06     2  3510105.03           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  469765.519    55  8541.19126           R-squared     =  0.9373
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9350
       Total |  7489975.58    57   131403.08           Root MSE      =  92.419

------------------------------------------------------------------------------
           C |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         BDP |   .5548334   .0489409    11.34   0.000     .4567537    .6529132
        BDPT |  -.1007807   .0477667    -2.11   0.039    -.1965072   -.0050541
       _cons |   515.2337   86.44741     5.96   0.000     341.9892    688.4781
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 3: Funkcija porabe z odloženo porabo

```
. reg C BDP CT

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      58
-------------+------------------------------           F(  2,    55) =  378.25
       Model |  6982343.15     2  3491171.57           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  507632.428    55   9229.6805           R-squared     =  0.9322
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9298
       Total |  7489975.58    57   131403.08           Root MSE      =  96.071

------------------------------------------------------------------------------
           C |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         BDP |   .4533831   .0341963    13.26   0.000     .3848521    .5219141
          CT |   .0091481   .0708116     0.13   0.898    -.1327616    .1510578
       _cons |   496.2142   101.3723     4.89   0.000     293.0595    699.3688
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 4: Poraba v odvisnosti od dohodka in obrestne mere

```
. reg C BDP OM

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      59
-------------+------------------------------           F(  2,    56) =  424.07
       Model |  7561885.85     2  3780942.93           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  499282.408    56  8915.75728           R-squared     =  0.9381
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9359
       Total |  8061168.26    58   138985.66           Root MSE      =  94.423

------------------------------------------------------------------------------
           C |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         BDP |   .4356357    .026757    16.28   0.000      .382035    .4892364
          OM |  -6.643137   6.048603    -1.10   0.277    -18.75995    5.473672
       _cons |   688.5643   199.4835     3.45   0.001     288.9508    1088.178
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

1.2 DVOJNI LOGARITEMSKI MODELI

Tabela 5: Keynesova funkcija porabe

```
. reg lC lBDP

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      59
-------------+------------------------------           F(  1,    57) =  962.07
       Model |  .908953424     1  .908953424           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .053852774    57  .000944786           R-squared     =  0.9441
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9431
       Total |  .962806198    58  .016600107           Root MSE      =  .03074

------------------------------------------------------------------------------
          lC |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        lBDP |   .8298095   .0267531    31.02   0.000     .7762374    .8833817
       _cons |   .8660745   .2292203     3.78   0.000     .4070687     1.32508
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 6: Hipoteza permanentnega dohodka

```
. reg lC lBDP lBDPT

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      58
-------------+------------------------------           F(  2,    55) =  473.53
       Model |  .830631609     2  .415315804           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .048238418    55  .000877062           R-squared     =  0.9451
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9431
       Total |  .878870026    57  .015418772           Root MSE      =  .02962

------------------------------------------------------------------------------
          lC |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        lBDP |   1.021245   .0832091    12.27   0.000     .8544901    1.187999
       lBDPT |  -.1995462   .0804404    -2.48   0.016    -.3607523   -.0383401
       _cons |   .9341667    .231275     4.04   0.000     .4706813    1.397652
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 7: Funkcija porabe z odloženo porabo

```
. reg lC lBDP lCT

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      58
-------------+------------------------------           F(  2,    55) =  424.34
       Model |  .825380003     2  .412690002           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .053490023    55  .000972546           R-squared     =  0.9391
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9369
       Total |  .878870026    57  .015418772           Root MSE      =  .03119

------------------------------------------------------------------------------
          lC |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        lBDP |   .8463836   .0599712    14.11   0.000     .7261986    .9665687
         lCT |  -.0264208   .0682834    -0.39   0.700    -.1632638    .1104223
       _cons |   .9348585   .2596873     3.60   0.001     .4144336    1.455283
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

Tabela 8: Poraba v odvisnosti od dohodka in obrestne mere

```
. reg lC lBDP lOM

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      59
-------------+------------------------------           F(  2,    56) =  482.50
       Model |  .90999836     2   .45499918           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .052807838    56  .000942997           R-squared     =  0.9452
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9432
       Total |  .962806198    58  .016600107           Root MSE      =  .03071

------------------------------------------------------------------------------
          lC |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        lBDP |   .7889412   .0471345    16.74   0.000     .6945195    .8833628
         lOM |  -.0249928   .0237425    -1.05   0.297    -.0725547     .022569
       _cons |   1.274698   .4506957     2.83   0.006      .371846     2.17755
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

1.3 MEŠANI MODEL

Tabela 9: Poraba v odvisnosti od dohodka in obrestne mere, mešani model

```
. reg lC lBDP OM

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      59
-------------+------------------------------           F(  2,    56) =  479.39
       Model |  .90967447     2  .454837235           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .053131728    56  .000948781           R-squared     =  0.9448
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9428
       Total |  .962806198    58  .016600107           Root MSE      =   .0308

------------------------------------------------------------------------------
          lC |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
        lBDP |    .795147   .0479554    16.58   0.000     .6990808    .8912132
          OM |  -.0018151   .0020821    -0.87   0.387     -.005986    .0023558
       _cons |   1.182769   .4298107     2.75   0.008     .3217552    2.043784
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

1.4 IZLOČANJE SEZONSKE KOMPONENTE IZ POVEZAVE MED PORABO IN DOHODKOM

Tabela 10: Izločanje sezonske komponente iz povezave med porabo in dohodkom

```
. reg C BDP D2 D3 D4

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      59
-------------+------------------------------           F(  4,    54) =  296.13
       Model |  7709700.86     4  1927425.22           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  351467.398    54  6508.65552           R-squared     =  0.9564
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9532
       Total |  8061168.26    58   138985.66           Root MSE      =  80.676

------------------------------------------------------------------------------
           C |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         BDP |   .4451937   .0137903    32.28   0.000     .4175459    .4728416
          D2 |   121.8426   29.92905     4.07   0.000     61.83844    181.8467
          D3 |   116.5476   29.89181     3.90   0.000     56.61808     176.477
          D4 |   126.3468   30.40704     4.16   0.000     65.38435    187.3092
       _cons |   474.9113    72.4741     6.55   0.000     329.6095    620.2132
------------------------------------------------------------------------------
```

Vir: Lastni izračuni.

1.5 ODPRAVLJANJE AVTOKORELACIJE IZ KEYNESOVE FUNKCIJE PORABE

Tabela 11: Posplošena diferenčna enačba

```
. reg eC eC4, nocons

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      55
-------------+------------------------------           F(  1,    54) =   31.34
       Model |  185581.496     1  185581.496           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  319797.624    54  5922.17822           R-squared     =  0.3672
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.3555
       Total |   505379.12    55  9188.71127           Root MSE      =  76.956

------------------------------------------------------------------------------
          eC |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         eC4 |   .6405065   .1144187     5.60   0.000     .4111108    .8699021
------------------------------------------------------------------------------

. scalar rho4=_b[eC4]

. display rho4
.64050649

. gen CPT=C-rho4*C[_n-4]
(5 missing values generated)

. gen BDPPT=BDP-rho4*BDP[_n-4]
(6 missing values generated)

. reg CPT BDPPT

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      55
-------------+------------------------------           F(  1,    53) =  117.52
       Model |  633336.949     1  633336.949           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  285625.504    53  5389.16044           R-squared     =  0.6892
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.6833
       Total |  918962.452    54  17017.8232           Root MSE      =  73.411

------------------------------------------------------------------------------
         CPT |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       BDPPT |   .3736404   .0344665    10.84   0.000     .3045094    .4427714
       _cons |   354.6104   70.84777     5.01   0.000     212.5078    496.7131
------------------------------------------------------------------------------

. scalar b1=_b[_cons]/(1-rho4)

. display b1
986.41677
```

Vir: Lastni izračuni.

PRILOGA 2: PODATKI ZA SPREMENLJIVKE, UPORABLJENE PRI OCENJEVANJU FUNKCIJ PORABE

Tabela 12: Podatki za spremenljivke zasebna poraba, BDP (oboje v milijonih evrov, stalne cene iz leta 2000) in efektivna obrestna mera (v odstotkih)

Obdobje	Zasebna poraba	BDP	Efektivna obrestna mera
1997Q1	2181	3779,6	18,2
1997Q2	2417,6	4188	18,9
1997Q3	2444,1	4142,9	19,1
1997Q4	2427,7	4221,2	19,2
1998Q1	2232,9	3971,5	18,4
1998Q2	2423	4274,5	17,4
1998Q3	2524	4271,6	14,6
1998Q4	2557	4388,2	11,9
1999Q1	2389,4	4132,4	11,5
1999Q2	2687,1	4589,2	9,9
1999Q3	2628,8	4453	11,1
1999Q4	2676,2	4631,6	12,7
2000Q1	2458,9	4395,5	13,7
2000Q2	2613,9	4705,8	14
2000Q3	2689,5	4681	13,9
2000Q4	2698,3	4783,3	14,1
2001Q1	2490,7	4564,8	14
2001Q2	2750,6	4819	14,2
2001Q3	2724,5	4788,7	14
2001Q4	2771,3	4938,9	12,3
2002Q1	2549,5	4709,8	12,8
2002Q2	2804,2	4985	13
2002Q3	2804,1	4985,8	12,2
2002Q4	2852,6	5162,1	12
2003Q1	2590,6	4857,2	11,8
2003Q2	2921,6	5135,9	11,4
2003Q3	2921,2	5154,6	10,5
2003Q4	2950,5	5276,6	9,8
2004Q1	2678,7	5045,8	9,3
2004Q2	3015,1	5375,4	8,8
2004Q3	2998,7	5406,7	8,2
2004Q4	3036,9	5495,3	7,7
2005Q1	2773,5	5190,5	7,2
2005Q2	3122,4	5654,3	6,9
2005Q3	2980,6	5612,6	6,4
2005Q4	3114,1	5720,4	6,8
2006Q1	2872	5478,1	9,48
2006Q2	3191,3	5940,4	9,27

Nadaljevanje tabele na naslednji strani

Nadaljevanje tabele 12

2006Q3	3079,2	5972,9	9,13
2006Q4	3180,5	6083,6	8,85
2007Q1	2996,4	5902,4	8,52
2007Q2	3352	6342,6	8,55
2007Q3	3338,2	6434,3	8,84
2007Q4	3378,2	6408,4	8,73
2008Q1	3129,4	6238,6	9,14
2008Q2	3523	6717,5	9,39
2008Q3	3458,3	6681	9,96
2008Q4	3462,3	6351,1	9,68
2009Q1	3149,7	5730,5	8,77
2009Q2	3462	6077,4	8,26
2009Q3	3469,9	6087,2	8,04
2009Q4	3476,1	6012	7,58
2010Q1	3121,1	5693,1	7,57
2010Q2	3414,5	6200,5	7,07
2010Q3	3432	6190,3	7,37
2010Q4	3504	6153	7,15
2011Q1	3124,4	5815,6	7,26
2011Q2	3426,6	6248,1	7,73
2011Q3	3448,2	6157	7,82

Vir: Statistični urad Republike Slovenije, izdatkovna struktura BDP, 2012; Banka Slovenije, obrestne mere monetarnih finančnih institucij, povprečne obrestne mere bank izračunane iz obrestnih prihodkov in odhodkov, 2012.