

**UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA**

DIPLOMSKO DELO

POVPRAŠEVANJE PO GOTOVINI IN BANKOVCIH

Ljubljana, oktober 2005

MIHA TROŠT

IZJAVA

Študent Miha Trošt izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom prof. dr. Lovrenca Pfajfarja in dovolim objavo diplomskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 17.10.2005

Podpis:

Kazalo

UVOD	1
1. DENARNI AGREGAT M1	2
1.1. SESTAVA DENARNEGA AGREGATA M1	2
2. SODOBNI PLAČILNI INSTRUMENTI	4
3. PRIMERJAVA Z EVROPSKIMI DRŽAVAMI.....	6
4. POVPRASEVANJE PO GOTOVINI.....	9
4.1. TRANSAKCIJSKI, ŠPEKULATIVNI IN PREVIDNOSTNI MOTIV	9
4.2. NAPREDEK V PLAČILNI TEHNOLOGIJI – SODOBNI PLAČILNI INSTRUMENTI.....	13
4.3. TUJE POVPRASEVANJE	14
4.4. SIVA IN ILEGALNA EKONOMIJA	14
4.5. DRUGI VPLIVI	15
5. MODEL BANKE SLOVENIJE ZA ANALIZO POVPRASEVANJA PO BANKOVCIH.....	15
6. EKONOMETRIČNO OCENJEVANJE FUNKCIJ	16
6.1. PREVERJANJE STACIONARNOSTI ČASOVNIH VRST	18
6.1.1. <i>Primer spremenljivke B1R.....</i>	<i>18</i>
6.1.2. <i>Inšpekcija korelograma za spremenljivko B1R.....</i>	<i>19</i>
7. OCENJEVANJE FUNKCIJ POVPRASEVANJA PO GOTOVINI IN BANKOVCIH.....	21
7.1. MODEL UČENJA NA NAPAKAH	22
7.1.1. <i>Dolgoročna enačba povpraševanja po gotovini</i>	<i>23</i>
7.1.2. <i>Kratkoročna enačba povpraševanja po gotovini</i>	<i>29</i>
7.1.3. <i>Ocenjevanje funkcij povpraševanja po bankovcih</i>	<i>31</i>
SKLEP.....	34
LITERATURA	36
VIRI	39

Kazalo slik

Slika 1: Gibanje deležev gotovine v obtoku v denarnih agregatih M1 (levo), M2 in M3 v Sloveniji v obdobju od konca januarja 2000 do konca decembra 2004	3
Slika 2: Število izdanih plačilnih kartic konec posameznega četrtertletja v Sloveniji v obdobju od leta 2000 do 2004 v 1000 kosih.....	4
Slika 3: Gibanje realne vrednosti opravljenih transakcij (v mio SIT) s plačilnimi karticami v Sloveniji po četrtertletjih v obdobju od konca marca 2000 do konca decembra 2004. (Deflacionirano z indeksom cen življenjskih potrebščin.).....	5
Slika 4: Prikaz deležev realnih vrednosti opravljenih transakcij s kreditnimi in debetnimi karticami v skupni realni vrednosti opravljenih transakcij v Sloveniji v obdobju od konca marca 2000 do konca decembra 2004.....	5
Slika 5: Prikaz vrednostne sestave bankovcev (delež v %) v obtoku v Sloveniji na zadnji dan leta	8
Slika 6: Gibanje obrestnih mer na letni ravni po mesecih v % v Sloveniji v obdobju od konca januarja 2000 do konca decembra 2004.....	10
Slika 7: Prikaz spremenljivke B1R v nivojih (levo), z odpravljenno sezonsko komponento (v sredini) in v obliki, primerni za regresijsko analizo. Vse spremenljivke so izražene v logaritmih	19
Slika 8: Vzorčni korelogram za spremenljivko B1R v nivojih (levo) in v obliki, primerni za regresijsko analizo	20
Slika 9: Histogram ostankov s pripadajočimi opisnimi statistikami	25
Slika 10: Prikaz rekurzivnih ostankov v preučevanem obdobju	27
Slika 11: Prikaz stabilnosti posameznih ocenjenih regresijskih koeficientov v preučevanem obdobju.....	28
Slika 12: Prikaz pravih in ocenjenih vrednosti.....	31

Kazalo tabel

Tabela 1: <i>Uporaba plačilnih kartic v izbranih državah Evropske unije (skupna vrednost transakcij, izraženih v evrih*, z uporabo plačilnih kartic na prebivalca**) po letih***</i>	6
Tabela 2: <i>V € pretvorjena vrednost bankovcev v obtoku v posameznih državah konec leta 2000. (Delež (v %) nacionalnih bankovcev v obtoku v skupni vrednosti bankovcev v obtoku)</i>	7
Tabela 3: <i>Prikaz ocenjenih regresijskih modelov za spremenljivko B10R</i>	32
Tabela 4: <i>Prikaz ocenjenih regresijskih modelov za spremenljivko B5R</i>	33
Tabela 5: <i>Prikaz ocenjenih regresijskih modelov za spremenljivko B1R</i>	34

UVOD

To diplomsko delo je poskus ekonometrične konstrukcije funkcije povpraševanja po bankovcih in funkcije povpraševanja po gotovini za Slovenijo v obdobju od januarja 2000 do decembra 2004. Preučevano obdobje je zaradi nerazpoložljivosti podatkov dokaj kratko, je pa prav v njem Banka Slovenije začela uresničevati politiko zniževanja inflacije in izpolnjevanja maastrichtskih konvergenčnih kriterijev. Namen dela je tako najti in oceniti stabilne funkcije povpraševanja po bankovcih in gotovini, ki zadovoljujejo tako diagnostična ekonometrična kot tudi teoretična merila. Metoda ocenjevanja je metoda učenja na napakah (*angl.* error correction model), ki upošteva tako dolgoročen uravnotežen položaj kot tudi kratkoročno dinamiko preučevanega pojava.

Nalogo sem sestavil tako, da sem v prvem poglavju na kratko predstavil denarni agregat M1 in njegovo sestavo. Sestavina tega agregata je namreč tudi gotovina v obtoku in s tem bankovci in kovanci.

V drugem poglavju predstavljam gibanje sodobnih plačilnih instrumentov v Sloveniji, uporabo teh pa v tretjem poglavju primerjam tudi z evropskimi državami. To poglavje obsega tudi primerjavo med vrednostmi bankovcev preučevanih evropskih držav, preden so uvedle evro, in slovenskimi bankovci.

Četrto poglavje je namenjeno teoretičnemu pregledu povpraševanja po gotovini in ob tem pregledu obstoječe literature s tega področja ekonomskega raziskovanja. Predstavljam več dejavnikov, ki teoretično vplivajo na povpraševanje po gotovini.

Sledi poglavje z opisom modela, ki ga v Banki Slovenije uporabljajo za analizo povpraševanja po bankovcih. Sam tega modela zaradi nerazpoložljivosti podatkov nisem uspel preučiti, predstavljen pa je kot referenca za nadaljnje preučevanje.

V šestem poglavju se ukvarjam z analizo spremenljivk, ki sem jih kot kandidatke vključil v ekonometrično ocenjevanje. Preverjanje stacionarnosti spremenljivk sem prikazal na primeru spremenljivke *B1R* oziroma realne vrednosti bankovcev, vrednih 1000 tolarjev, v obtoku. Za preostale spremenljivke nisem prikazal postopka, ki je bil enak za vse.

V sedmem poglavju na kratko predstavljam model učenja na napakah in dejansko ocenim dolgoročno in kratkoročno funkcijo povpraševanja po gotovini ter predstavim rezultate. Po tej metodi ocenjeni parametri funkcij povpraševanja po bankovcih so se statistično izkazali kot zelo slabi. Ne glede na to rezultate ocenjevanja predstavljam v istem poglavju tega dela.

V naslednjem poglavju smiselno povzemam najpomembnejše ugotovitve in sklepe, sledita pa še poglavji, v katerih sem navedel v analizi uporabljeno literaturo in vire.

1. DENARNI AGREGAT M1

Izmed denarnih agregatov M1, M2 in M3 je prvi najožje opredeljen. Obsega tista aktiva nebančnih subjektov, ki v narodnem gospodarstvu krožijo kot splošno priznana plačilna sredstva. Količina teh plačilnih sredstev, transakcijskega denarja v obtoku, neposredno vpliva na povpraševanje po blagu in posredno na nekatere spremenljivke v gospodarstvu, kot so zaposlenost, domači proizvod in splošna raven cen. Poglavitno merilo, ki denar kot plačilno sredstvo loči od količine »skoraj denarja« in ki je zelo pomembno pri opredelitvi denarnega agregata M1, je substitucijski odnos med denarjem kot plačilnim sredstvom in nakupom blaga ali neposredno poravnavo kakršne koli plačilne obveznosti (Košak, 1995, str. 5).

Če plačilna sredstva v lasti ekonomskih subjektov ne izpolnjujejo omenjenega substitucijskega odnosa, so izločena iz denarnega agregata M1. Tako denarna statistika v M1 ne šteje vseh takih sredstev v lasti nerezidentov in poslovnih bank ter državnih proračunskih sredstev. Zaradi te možnosti opravljanja plačil z gotovino v mednarodnem poslovanju denarna sredstva v lasti nerezidentov namreč ne vplivajo neposredno kot tuje povpraševanje po bruto domačem proizvodu. Poleg tega lahko monetarne oblasti le ocenijo količino gotovine v lasti nerezidentov. Denarna sredstva domačih in tujih poslovnih bank so izpuščena iz denarnega agregata M1, ker poslovne banke nastopajo le v vlogi finančnih posrednikov in ne kot potrošniki ali producenti. Razlog za to, da državna proračunska sredstva niso zajeta v najožjem denarnem agregatu, kar pa ne velja za istovrstne vloge na vpogled pri poslovnih bankah, je odgovornost države kot oblastne ustanove za gospodarska dogajanja v domačem gospodarskem prostoru. Poleg tega je pomemben razlog tudi neodvisnost njenih odločitev o nakupu blaga in storitev od stanja denarja na njenih bančnih računih (Košak, 1995, str. 5).

1.1. SESTAVA DENARNEGA AGREGATA M1

Denarni agregat M1 je splošno priznano plačilno sredstvo. V konsolidirani bilanci bančnega sistema denarni agregat M1 obsega gotovino v obtoku, ki jo sestavljajo bankovci in kovanci, vloge na vpogled pri poslovnih bankah, ki jih sestavljajo transakcijski računi, osebni in poslovni, od septembra 2003 pa tudi hranilne¹ vloge. Poleg teh so v M1 vključene tudi vloge na vpogled pri Banki Slovenije. Med te sodijo republiški proračun ter vloge podjetij in drugih finančnih organizacij.

Bankovci in kovanci so tista komponenta denarja, ki ga pojmuje kot pravi denar. Kovanci so državni denar, vendar jih v obtok posreduje centralna banka. Stroški proizvodnje kovancev so ponavadi nižji od nominalne vrednosti, ki je zapisana na njih. Bankovci pa so denar centralne banke. Skupno jim je to, da so oprijemljiv denar. To pomeni, da ga lahko

¹ Septembra 2003 se je zaradi usklajevanja in postopnega poenotenja z metodologijo Evropske centralne banke metodologija izračunavanja nacionalnih denarnih agregatov v Banki Slovenije nekoliko spremenila. Od takrat so v M1 pod rubriko vpogledne vloge, ki jih tvorijo poslovni in osebni transakcijski računi, zajete tudi hranilne vloge na vpogled (Bilten Banke Slovenije, 2003, 9, str. 111). Hranilne vpogledne vloge so znane po hranilnih knjižicah.

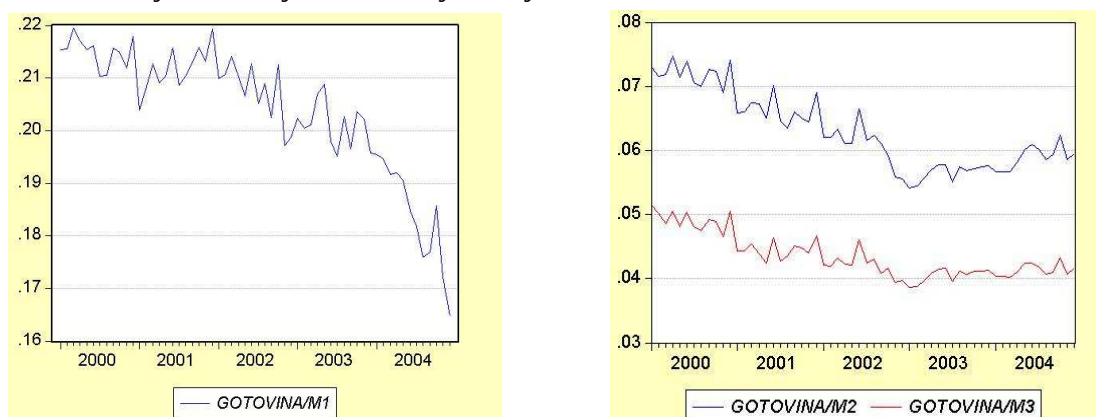
imamo fizično v rokah (Ribnikar, 2000, str. 46). Vloge na vpogled večine gospodarskih subjektov sprejemajo v dvostopenjskem² bančnem sistemu poslovne banke.

Gotovina v obtoku nedvomno lahko opravlja funkcijo plačilnega sredstva, ki je pogoj, da ga monetarna statistika šteje v M1. Pravzaprav je z zakonom določeno, da je gotovina na ozemlju Republike Slovenije plačilno sredstvo, ki ga gospodarski subjekti medsebojno morajo sprejemati za plačilo, bankovce v neomejenem, kovance pa v omejenem obsegu. Po drugi strani pa za knjižni denar velja, da ni zakonito plačilno sredstvo niti v omejenem obsegu (Ribnikar, 2005, str. 74). V Sloveniji imamo bankovce vrednosti 10, 20, 50, 100, 200, 500, 1000, 5000 in 10.000 tolarjev.

Pri gotovini gre pravzaprav za najožje opredeljeni denar, ki ga natančno spremlja centralna banka. Ta skrbno nadzoruje količino gotovine v obtoku, ki jo v principu tudi natančno določa. Natančno pozna tudi količino gotovine zunaj bank. Poleg tega centralne banke prilagajajo celotno povpraševanje po gotovini, ne glede na njegov izvor. Vendar pa centralna banka ne more vedeti, ali se gotovina največ uporablja doma ali na tujem; ali jo največ uporabljajo rezidenti ali nerezidenti; ali se v večji meri uporablja za transakcijske namene, kopičenje bogastva ali za ilegalne namene (Fischer et al., 2004, str. 7).

Vloge na vpogled se, čeprav niso zakonito plačilno sredstvo, uporabljajo za plačila in so plačilno sredstvo. Z njimi se plačuje prek plačilnih instrumentov, kot so različne plačilne kartice, čeki ali denarne nakaznice, če omenim le nekatere. Vloge na vpogled se od gotovine torej razlikujejo po tem, da niso dokončni niti obligatorni, ampak opcijski denar, ki ga upravičenec lahko sprejme, ni pa ga dolžan sprejeti. Vendar pa se knjižni denar v razvitih gospodarstvih uporablja v plačilnem prometu v veliko večjem obsegu kot gotovina, ker je plačevanje z njim bolj praktično, njegovi transakcijski stroški pa so nižji (Košak, 1995, str. 16).

Slika 1: Gibanje deležev gotovine v obtoku v denarnih agregatih M1 (levo), M2 in M3 v Sloveniji v obdobju od konca januarja 2000 do konca decembra 2004



Vir: Bilteni Banke Slovenije, številke iz obdobja 2000 – 2004; Lastni izračuni.

² Dvostopenjski bančni sistem tvori centralna banka kot monetarna oblastna institucija in druge finančne institucije.

S Slike 1 (na strani 3) je razvidno zniževanje deleža, ki ga gotovina v obtoku predstavlja v denarnem agregatu M1 v preučevanem obdobju. Gotovina je v tem obdobju izgubljala pomen. To posredno pomeni, da so se druge sestavine denarnega agregata M1 v tem obdobju povečevale. To lahko tudi pomeni, da je v tem obdobju naraščalo število sodobnih plačilnih instrumentov, ki so alternativa gotovini pri transakcijskih namenih potrošnikov.

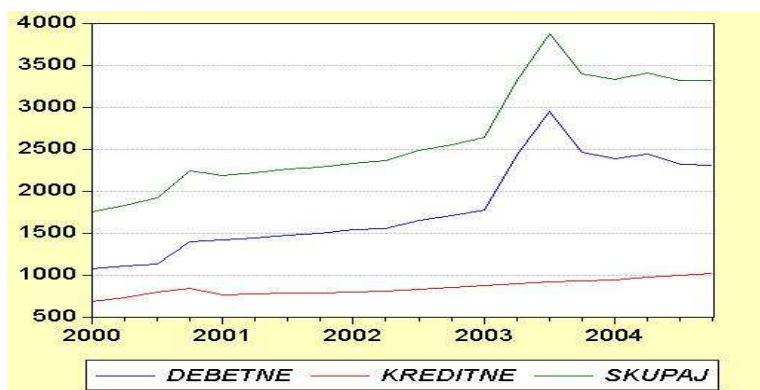
Prav tako je v preučevanem obdobju padal delež gotovine v obtoku v preostalih dveh denarnih agregatih. V začetku obdobja je delež gotovine v M2 presegal 7%, nato se je začel postopno z vmesnimi nihanji zniževati in januarja 2003 dosegel najnižjo vrednost v preučevanem obdobju. Takrat je dosegal 5,4%. Od takrat pa do konca obdobja se je vnovič rahlo povzpел, in sicer z vmesnimi nihanji na končnih 5,9% decembra 2004.

Podobno je bilo gibanje deleža gotovine v obtoku v M3. Tudi ta se je v opisanem obdobju zniževal. Na začetku obdobja je presegal 5%, najnižjo vrednost je dosegel januarja 2003, ko je znašal 3,8%. Do konca obdobja je ostal na približno enaki ravni. Decembra 2004 je delež dosegal 4,1%.

2. SODOBNI PLAČILNI INSTRUMENTI

Kot rečeno, bi lahko na zmanjševanje deleža gotovine v obtoku v M1 vplivala tudi finančna inovativnost in povečanje uporabe sodobnih plačilnih instrumentov.

Slika 2: Število izdanih plačilnih³ kartic konec posameznega četrtertletja⁴ v Sloveniji v obdobju od leta 2000 do 2004 v 1000 kosih



Vir: Bilteni Banke Slovenije, številke iz obdobja 2000 – 2004.

V preučevanem obdobju se je tako število debetnih kot tudi kreditnih kartic povečalo. Povečevanje števila izdanih kreditnih kartic je bilo v tem obdobju po večini konstantno, povečevanje števila izdanih debetnih kartic pa je bilo bolj razgibano.

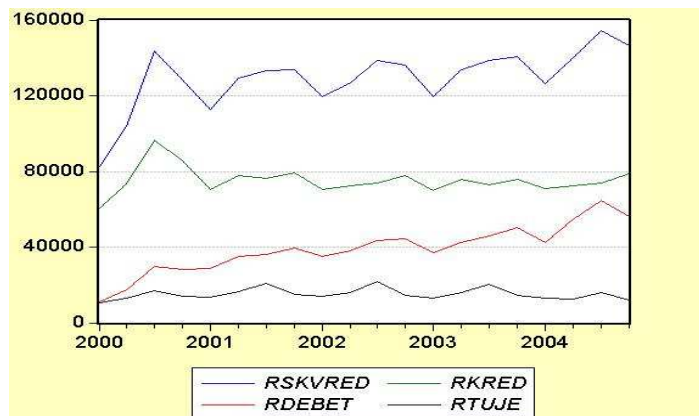
³ Plačilne kartice sestavljajo (Bilten Banke Slovenije, 2002, 12, str. 95):

- Kreditne kartice, ki so pretežno kartice z odloženo poravnavo obveznosti (na določen dan v mesecu), in takšne, pri katerih imetniku za poravnavo obveznosti odobrijo posojilo.
- Debetne kartice so tiste, ob katerih uporabi takoj obremenijo račun imetnika. Uporabljajo jih izključno na elektronsko opremljenih prodajnih mestih.

⁴ Število izdanih plačilnih kartic je število veljavnih kartic rezidentov in nerezidentov, izdanih v Sloveniji ob koncu posameznega obdobja (Bilten Banke Slovenije, 2003, 4, str. 100).

Konec marca 2000 so izdali 681.657 kreditnih in 1.073.345 debetnih kartic. Konec istega leta se je število obojih izdanih plačilnih kartic povečalo. Za debetne kartice velja, da se je potem njihovo število nekoliko povečevalo, konec junija 2003 pa je sledilo precejšnje povečanje njihovega števila in vnovični padec. Konec decembra 2004 je bilo število izdanih debetnih kartic 2.310.190. Kreditne kartice pa so imele od povečanja njihovega števila konec leta 2000 z nekaj nihanji dokaj konstantno rast do konca preučevanega obdobja.

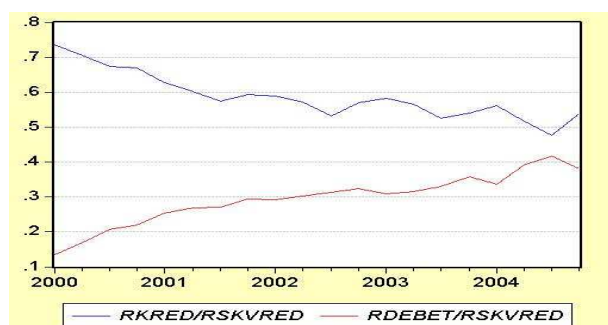
Slika 3: Gibanje realne vrednosti opravljenih transakcij (v mio SIT) s plačilnimi karticami v Sloveniji po četrtletjih v obdobju od konca marca 2000 do konca decembra 2004 (deflacionirano z indeksom cen življenjskih potrebščin)



Vir: Bilteni Banke Slovenije, številke iz obdobja 2000 – 2004; Lastni izračun.

S Slike 3 je razvidno, da se je v preučevanem obdobju skupna realna vrednost opravljenih transakcij s plačilnimi karticami, ki jo na grafu predstavlja spremenljivka *RSKVRED*, nekoliko povečevala. Naraščala je v povprečju za 1,54% na četrtletje⁵. Opaziti je, da se je vrednost transakcij povečevala ciklično okoli blagega pozitivnega trenda. Realna vrednost plačil s kreditnimi karticami je bila v celotnem obdobju enakomerna, le konec junija 2000 je bila višja. Po drugi strani je realna vrednost plačil z debetnimi karticami, ki jih v vsakdanjem življenju najpogosteje uporabljamo, v preučevanem obdobju zrasla z 11,146 mrd SIT na začetku obdobja na 56,039 mrd SIT na koncu obdobja.

Slika 4: Prikaz deležev realnih vrednosti opravljenih transakcij s kreditnimi in debetnimi karticami v skupni realni vrednosti opravljenih transakcij v Sloveniji v obdobju od konca marca 2000 do konca decembra 2004



Vir: Lastni izračun.

⁵ Izračun je prikazan v Prilogi 2.

V preučevanem obdobju se je, kot je razvidno s Slike 4 (na strani 5), delež realne vrednosti opravljenih transakcij s kreditnimi karticami znižal z več kot 70% na začetku obdobja na dobrih 50% na koncu obdobja. Po drugi strani pa se je ta delež za debetne kartice povečal z manj kot 15% na začetku obdobja na slabih 40% na koncu obdobja.

3. PRIMERJAVA Z EVROPSKIMI DRŽAVAMI

Povečevanje realne vrednosti opravljenih transakcij in zniževanje deleža gotovine v obtoku v denarnem agregatu M1 kažeta, da se ljudje v Sloveniji odločajo za uporabo sodobnih plačilnih instrumentov in s tega vidika posodablajo svoje plačilne navade.

Vendar pa je že s Tabele 1 razvidno, da smo Slovenci v primerjavi z nekaterimi drugimi evropskimi državljani dokaj staromodni uporabniki plačilnih kartic.

Tabela 1: *Uporaba plačilnih kartic v izbranih državah Evropske unije (skupna vrednost transakcij, izraženih v evrih*, z uporabo plačilnih kartic na prebivalca**) po letih****

	1999	2000
Belgija	2.236	2.564
Grčija	...	306
Španija	584	625
Francija	2.222	2.534
Irska	1.189	1.490
Italija	696	830
Luksemburg	3.533	4.153
Nizozemska	2.345	2.714
Avstrija	776	997
Portugalska	1.649	2.079
Finska	2.799	3.225
Slovenija	760	761

Opombe:

*Izračun temelji na vrednostih deviznih tečajev, ki so med državami evroobmočja fiksno določene. Pri pretvorbi tolarjev v evro sem upošteval srednji tečaj Banke Slovenije na dan 31.12.1999 in 31.12.2000.

**Prebivalcev Slovenije je bilo decembra 1999 1.987.755, decembra 2000 pa 1.990.094 (Vir: SURS).

***Primerjava med državami za obdobje po letu 2000 za evropske države v Fischer et al. (2004) ni opravljena. Poleg tega bi bila bolj primerna za primerjavo med državami spremenljivka delež vrednosti plačil z uporabo plačilnih kartic v vseh plačilih. Tako skonstruirana spremenljivka ne bi vsebovala vpliva velikosti plačil. Sledil sem primerjavi, opravljeni v Fischer et al. (2004), in sem zato izračunal tak podatek za Slovenijo, ki ustreza podatkom v omenjeni študiji.

Vir: Fischer et al., 2004, str. 14; Lastni izračun za Slovenijo.

Intenzivnost plačevanja s sodobnimi plačilnimi instrumenti v izbranih evropskih državah je lepo razvidna iz Tabele 1. Zelo veliko so plačilne kartice v preučevanih letih uporabljali v Luksemburgu, na Finskem, Nizozemskem, v Franciji in Belgiji.

Omeniti je treba, da v nekaterih državah veljajo zakonski predpisi, ki spodbujajo uporabo sodobnih plačilnih instrumentov. V Franciji je na primer uporaba gotovine pri plačevanju visokih zneskov z zakonom omejena, prav tako v Belgiji (Fischer et al., 2004, str. 14).

Slovenija je bila na podlagi zgornje primerjave v letih 1999 in 2000 ena izmed držav, v katerih prebivalci še niso zelo veliko uporabljali plačilnih kartic, smo jih pa uporabljali bolj intenzivno kot Grki in Španci. Tudi Avstrijci tedaj niso bili najbolj naklonjeni plačilnim karticam, so jih pa uporabljali pogosteje kot Slovenci.

Slovenci smo bili tako na podlagi podatkov za omenjeni leti med manj intenzivnimi uporabniki plačilnih kartic v evropskem merilu in s tega vidika manj sodobni. Se pa uporaba plačilnih kartic v Sloveniji povečuje. Primerljivi podatek za leto 2004 za Slovenijo je 1108, kar kaže na to, da se kultura sodobnega plačevanja tudi v Sloveniji počasi razvija, vendar na podlagi zgornje primerjave vseeno za nekaj let zaostajamo za najbolj razvitimi evropskimi državami.

Tabela 2: V € pretvorjena vrednost bankovcev v obtoku v posameznih državah konec leta 2000 (delež (v %) nacionalnih bankovcev v obtoku v skupni vrednosti bankovcev v obtoku)

V € izražena vrednost	od 200€ naprej	od 100€ do pod 200€	od 50€ do pod 100€	od 20€ do pod 50€	od 10€ do pod 20€	od 5€ do pod 10€	od 0 do pod 5€
Belgija	51%	0%	0%	43%	3%	0%	3%
Nemčija	44%	3%	39%	8%	4%	2%	0%
Grčija	0%	0%	0%	73%	22%	0%	5%
Španija	0%	0%	59%	33%	5%	3%	0%
Francija	0%	0%	47%	35%	15%	2%	0%
Irska	0%	3%	33%	53%	7%	3%	0%
Italija	15%	0%	63%	16%	0%	3%	2%
Luksemburg	0%	79%	0%	17%	0%	0%	4%
Nizozemska	35%	12%	0%	46%	6%	0%	2%
Avstrija	37%	0%	46%	6%	0%	8%	3%
Portugalska	0%	0%	0%	86%	0%	6%	8%
Finska	0%	36%	16%	0%	42%	4%	3%
Slovenija	0%	0%	0%	87%	0%	0%	13%

Vir: Fischer et al., 2004, str. 15; Lastni izračun za Slovenijo.

Pomembnost bankovcev različnih vrednosti posameznih držav pred uvedbo evra je razvidna iz Tabele 2. V Belgiji so konec leta 2000 več kot polovični vrednostni delež obtoka vseh bankovcev predstavljali bankovci, ki – izraženo v evrih – dosegajo oziroma presegajo vrednost 200. Malo manj kot polovico vrednosti vseh bankovcev so na isti dan v Nemčiji predstavljali veliki bankovci, ki presegajo vrednost 200 evrov. Veliko bankovcev visokih vrednosti je bilo v obtoku tudi v Avstriji in na Nizozemskem.

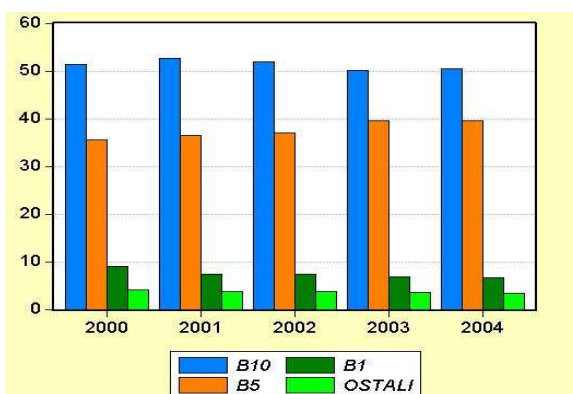
Po drugi strani pa je opaziti, da so konec leta 2000 v Grčiji, na Portugalskem in v Sloveniji največji vrednostni delež v obtoku predstavljali bankovci, katerih v evrih izražena vrednost se giblje od 20 do 50.

Fischer et al. (2004, str. 15) ugotavlja, da je nizka vrednost bankovcev v obtoku v Grčiji in na Portugalskem v primerjavi z vrednostmi bankovcev evra povezana z obdobjem visoke inflacije v obeh državah, kar je privedlo do padca kupne moči bankovcev, če je njihova vrednostna struktura ostala enaka.

Podobno je seveda mogoče sklepati za Slovenijo, ki je v devetdesetih letih minulega stoletja imela dokaj visoko inflacijo, kar je prav tako kot pri omenjenih državah pustilo posledice, ki so se odrazile v zmanjšanju kupne moči bankovcev.

Ne glede na to pa bankovec za 10.000 tolarjev ohranja vrednost, ki je dovolj velika, da sodi med vrednostno velike bankovce tudi v evropskem merilu. Bankovce, katerih vrednost pretvorjena v evre presega 30, lahko v splošnem klasificiramo kot velike (Fischer et al., 2004, str. 17). Veliki bankovci se ponavadi ne uporabljajo toliko za plačevanje in torej za transakcijske namene, temveč bolj kot hranilce vrednosti oziroma za tezavriranje.

Slika 5: Prikaz vrednostne sestave bankovcev (delež v %) v obtoku v Sloveniji na zadnji dan leta



Vir: Letna poročila Banke Slovenije za leto 2000, 2001, 2002, 2003 in 2004.

Kot je razvidno s Slike 5, so bankovci vrednosti 10.000 tolarjev v preučevanem obdobju predstavljali približno polovico celotne vrednosti vseh bankovcev v obtoku. Pomen bankovcev za 5000 tolarjev se je v preučevanem obdobju povečeval, tistih za 1000 tolarjev pa zmanjševal. Konec leta 2000 je delež, ki so ga v celotni vrednosti bankovcev v obtoku predstavljali bankovci za 5000 tolarjev, dosegel 35,6%, na koncu preučevanega obdobja pa 39,5%. Bankovci za 10.000 tolarjev in 5000 tolarjev so tako daleč najpomembnejši v slovenskem prostoru.

4. POVPRASEVANJE PO GOTOVINI

Ocenjevanje funkcij povpraševanja po gotovini je v literaturi dokaj pogosto. Obstaja več ekonometričnih pristopov in postopkov ocenjevanja omenjenih funkcij, pa tudi več teoretičnih ekonomskih modelov, ki poskušajo zajeti motive in dejavnike, ki vplivajo na povpraševanje po gotovini.

Prvi tak način je modeliranje z modelom portfelja (*angl.* portfolio model), ki ga predlaga Janssen (1998) in ki je v splošnem velikokrat uporabljen pri analizi povpraševanja po širše pojmovanem denarju. Portfelj je sestavljen iz ožje pojmovanega denarja, širše pojmovanega denarja, dolgoročnih finančnih sredstev (obveznic) in realnih sredstev. V modelu so tako zajeti previdnostni, špekulativni in transakcijski motivi držanja denarja.

Drugi model, ki je bolj specifičen in uspe zajeti vlogo denarja tako kot hranilca vrednosti kot tudi menjalnega sredstva, se imenuje model denarja v funkciji koristnosti (*angl.* money in the utility function model), ki ga v svoji študiji za evro gotovino predlaga Seitz (2003). Gre za model povpraševanja po denarju v navzočnosti sive ekonomije oziroma izogibanja plačilu davkov in tujega povpraševanja po domačem denarju.

Optimizacija funkcij omenjenega modela denarja v funkciji koristnosti pri danih proračunskih omejitvah rezultira v standardni model povpraševanja po denarju, v katerem je dohodek pozitivno povezan s količino denarja v obtoku, obrestna mera pa je z njim povezana negativno. Poleg tega je v tem modelu gotovina pozitivno povezana tudi z mejno davčno stopnjo, deviznim tečajem, ki je v modelu v direktni kotaciji in kaže ceno tujega denarja, izraženo v domačem denarju. Enaka povezanost velja za raven domače porabe, tujo obrestno mero in tuj dohodek.

Po večini pa avtorji v svojih študijah teoretičnih modelov ne ocenjujejo neposredno, ampak so ti modeli zanje le podlaga za izbor spremenljivk, ki jih potem vključujejo v svoje modele. Poleg tega teoretični modeli določajo odvisnosti spremenljivk in s tem predznake, ki jim morajo zadostiti empirične analize. Takega načina sem se lotil tudi sam.

Za analizo povpraševanja po gotovini je pomembno, da so v njej zajeti ti motivi držanja gotovine oziroma dejavniki, ki vplivajo na povpraševanje po njej:

4.1. TRANSAKCIJSKI, ŠPEKULATIVNI IN PREVIDNOSTNI MOTIV

Transakcijski motiv je zajet v spremenljivki, ki jo predstavlja osebna potrošnja⁶ (Fischer et al., 2004, str. 23). Teoretično mora imeti spremenljivka, ki zajame transakcijski motiv,

⁶ Druga spremenljivka, ki bi zajela transakcijski motiv držanja gotovine, bi lahko bila skupna prodaja na drobno (*angl.* retail sales), ki jo v svoji študiji povpraševanja po ožje opredeljenem denarju za Združeno kraljestvo uporabi Janssen (1998).

pozitiven predznak, saj se z večanjem obsega transakcij povečuje tudi povpraševanje po sredstvu, s katerim se te transakcije opravljajo, to pa je denar ter s tem gotovina in bankovci.

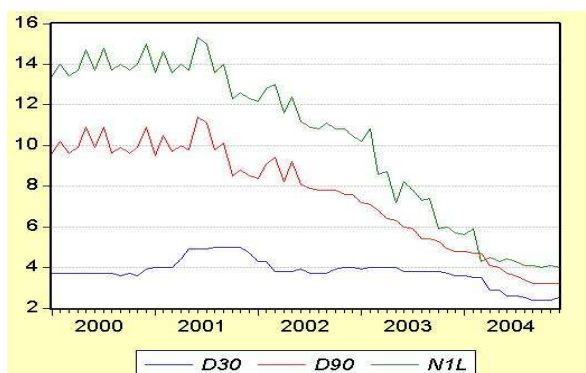
Podatki za zasebno porabo so za Slovenijo na voljo le na četrtni ravni, zato kot *proxy* spremenljivko uporabljam evidentirane prejemke prebivalstva, ki se na letni ravni gibljejo zelo podobno kot zasebna poraba. Izračunani korelacijski koeficient med izdatki za zasebno porabo gospodinjstev in evidentiranimi prejemki prebivalstva je 0,996. To pomeni, da gre za izjemno močno povezanost med spremenljivkama. Tako je uporaba evidentiranih prejemkov prebivalstva kot spremenljivke, ki zajame transakcijski motiv držanja gotovine, smiselna. Pričakuje se torej pozitivna povezanost med evidentiranimi prejemki prebivalstva in količino gotovine v obtoku.

Špekulativni motiv držanja gotovine v empirični analizi zajamejo spremenljivke, ki predstavljajo oportunitetne stroške držanja gotovine. Ponavadi v ekonometričnih raziskavah avtorji ločijo med kratkoročnimi, srednjeročnimi in dolgoročnimi obrestnimi merami, ki tako predstavljajo kratkoročne, srednjeročne in dolgoročne oportunitetne stroške držanja gotovine. V večini primerov gre za nominalne obrestne mere, iz katerih ni izključen vpliv inflacije.

Poleg obrestnih mer predlagam, da je lahko oportunitetni strošek držanja gotovine tudi donos na borzni indeks, ki enako kot dolgoročne obrestne mere zajame dolgoročne oportunitetne stroške držanja gotovine. Gre za spremenljivko, ki je alternativa obrestnim meram, saj predstavlja povprečen donos posameznika, ki vlaga denar na kapitalnem trgu. Spremenljivka mora imeti negativen predznak, saj domnevam, da se z večanjem povprečnega donosa na borzi zmanjšuje povpraševanje po denarju in s tem tudi po gotovini.

Vključitev donosa na slovenski borzni indeks je smiselna, saj so vrednosti delnic od leta 2000 do konca leta 2004 v Sloveniji zelo zrasle. Poleg tega je za to obdobje značilno veliko vlaganje v vzajemne sklade, ki so imeli visoke donose. Tako oportunitetne stroške držanja gotovine poleg donosa na slovenski borzni indeks in obrestne mere za depozite čez noč predstavljajo povprečne obrestne mere bank – tolarska revalorizacija za vezane vloge do 30 dni (nominalno), do 90 dni (nominalno) in nad 1 leto (nominalno).

Slika 6: Gibanje obrestnih mer na letni ravni po mesecih v % v Sloveniji v obdobju od konca januarja 2000 do konca decembra 2004



Vir: Bilteni Banke Slovenije, številke iz obdobja 2000 – 2004.

Obrestni meri za vezane vloge do 90 dni in za obdobje nad 1 letom, ki ju uporabljam v analizi in sta na Sliki 6 (na strani 10) prikazani kot *D90* in *N1L*, izkazujeta podobno gibanje. V prvih dveh letih obravnavanega obdobja sta z manjšim nihanjem dokaj stabilni. Poleti leta 2001 pa je opaziti začetek njunega zniževanja, ki traja do konca preučevanega obdobja. Izkazujeta zelo usklajeno gibanje, kar nakazuje na možnost, da sta na poseben način dolgoročno povezani ali v ekonometričnem jeziku kointegrirani. To pomeni, da imata neko skupno dolgoročno evolucijo.

Obrestna mera za vezane vloge do 30 dni pa je bila v celotnem preučevanem obdobju dokaj stabilna. Opazno je zvišanje aprila 2001, ki je trajalo do konca tega leta. Potem pa se je obrestna mera vnovič ustalila na prejšnji ravni. V marcu 2004 je opazen vnovični padec te obrestne mere.

Zniževanje obrestnih mer v tem obdobju za Slovenijo ni presenetljivo, saj obrestne mere prek temeljne obrestne mere z rahlim zamikom sledijo inflaciji. Splošna raven cen se je od junija do decembra 2001 postopno povečevala po vse nižji stopnji rasti (Letno poročilo Banke Slovenije 2001, str. 27). To pomeni, da se je inflacija v tem kratkem obdobju z zamikom zniževala. Iz grafa pa je posredno⁷, na podlagi povezanosti med inflacijo in obrestnimi merami, razvidno tudi, da se je zniževanje inflacije, ki je bilo in je še vedno eden od pglavitnih ciljev denarne politike Banke Slovenije, nadaljevalo vse do konca preučevanega obdobja.

Permanentno zniževanje inflacije bo, *ceteris paribus*, privedlo do znižanja obrestnih mer, kar se bo čez čas pokazalo v povečanem povpraševanju po gotovini zaradi znižanja oportunitetnih stroškov njenega držanja. Nižja in manj variabilna inflacija lahko vpliva na povpraševanje po gotovini v obtoku s tem, da znižuje obrestne mere in s tem oportunitetne stroške držanja gotovine v primerjavi z realnimi dobrinami (Janssen, 1998, str. 24).

Poleg tega da inflacija vpliva na povpraševanje po gotovini, posredno skozi nominalne obrestne mere vstopa v povpraševanje po gotovini tudi skozi druge kanale. Inflacija lahko zniža povpraševanje po realnih blagajnah zato, ker višja inflacija in s tem donos na fizične dobrine spodbuja gospodarske subjekte, da svoj denar vlagajo v realne dobrine, ki zagotavljajo boljšo zaščito proti inflaciji. Tako je sama inflacija oportunitetni strošek za ožje pojmovani denar, saj ta ni zavarovan oziroma nagrajen prek nominalnih obrestnih mer, velik del širše pojmovanega denarja pa je (Janssen, 1998, str. 25).

Manjša variabilnost inflacije zmanjšuje tveganje sovražnega inflacijskega presenečenja, ki ponavadi vpliva na denarno ali katero koli drugo nominalno izraženo imetje gospodarskega subjekta. Agenti, ki niso naklonjeni tveganju, želijo biti za tako negotovost kompenzirani. Ob

⁷ Obrestne mere v Sloveniji sestavlja v večjem delu temeljna obrestna mera (TOM), ki se od januarja 1999 računa kot aritmetična sredina mesečnih stopenj rasti cen življenjskih potrebščin v minulih dvanajstih mesecih in je namenjena ohranjanju vrednosti denarnih obveznosti in terjatev v domačem denarju.

veliki negotovosti in z njo povezanim tveganju vlagajo svoje imetje v realne dobrine. To pomeni, da so ob nizki variabilnosti inflacije in s tem nizki negotovosti te vrste pripravljeni držati večji delež sredstev v denarju in drugih nominalno izraženih imetjih (Janssen, 1998, str. 26).

Janssen (1998) predlaga, da se učinek obrestne mere in dejanske inflacije loči z vključitvijo variabilnosti inflacije v model. Variabilnost inflacije v svoji študiji izračuna kot standardni odklon inflacije indeksa cen življenjskih potrebščin skozi drseči interval štirih let, pri tem pa uporablja četrtletne podatke. V mojem primeru je izračunana kot standardni odklon inflacije indeksa cen življenjskih potrebščin skozi drseči interval 12⁸ mesecev. Ta *proxy* spremenljivka, ki zajame negotovost in samostojni učinek inflacije kot oportunitetnega stroška držanja gotovine in previdnostnega motiva gospodarskih subjektov v okolju z nizko⁹ inflacijo, vstopa v model z negativnim predznakom. Nižja variabilnost inflacije torej teoretično povzroči večje povpraševanje po gotovini.

V ekonometričnih analizah pa je zaslediti, da se poleg obrestnih mer, izraženih v %, pojavljajo tudi logaritemsko izražene obrestne mere. Kot take zajamejo potrošnikovo občutljivost na proporcionalne spremembe v obrestnih merah. Gre za prave elastičnosti obrestnih mer in ne za semi-elastičnosti. Logaritemsko izražene obrestne mere pokažejo povprečno spremembo odvisne spremenljivke v odvisnosti od spremembe obrestne mere za 1% in ne za eno odstotno točko. Gre za relativne in ne absolutne spremembe. Če so gospodarski agenti občutljivi na dohodkovni učinek sprememb v obrestnih merah, se lahko odzovejo ne le na absolutne spremembe, ampak tudi na relativne spremembe v obrestnih merah. Če takšni dohodkovni učinki spremenijo tudi povpraševanje po gotovini, so lahko zajeti v logaritemsko izraženih obrestnih merah, saj to pomeni, da se vsako nadaljnje znižanje nominalnih obrestnih mer kaže v proporcionalno povečanem držanju denarja gospodarskih agentov. Z drugimi besedami: pri absolutnih spremembah nizkih obrestnih mer gre za večje učinke na količino gotovine v obtoku kot pri absolutnih spremembah visokih obrestnih mer, ker gospodarski agenti svoje denarne blagajne hitreje prilagajajo tem spremembam (Janssen, 1998, str. 23).

Previdnostni, do neke mere pa tudi špekulativni motiv je zajet v spremenljivki finančno bogastvo (*angl.* financial wealth). V empiričnih raziskavah se kot *proxy* spremenljivka največkrat uporablja neto realno finančno premoženje zasebnega sektorja.

Teoretično bodo dohodkovni učinki povečanja neto finančnega bogastva privedli do povečanja povpraševanja po gotovini zaradi želje gospodarskih agentov po držanju dela povečanja tega bogastva v likvidni obliki. Vendar pa kot rezultat napredka v transakcijski tehnologiji gotovina in druga finančna sredstva postajajo bližji substituti. Substitucijski učinek tako deluje v smislu, da gospodarski agenti lahko z večanjem neto finančnega

⁸ Drsečega intervala nisem želel povečati, ker imam na voljo samo 60 podatkov.

⁹ Za Slovenijo je v preučevanem obdobju značilno zniževanje inflacije. Poleg tega je bil srednjeročni cilj Banke Slovenije od novembra 2001 znižanje inflacije, merjene z ICŽP, na 4% do konca leta 2003 (Letno poročilo Banke Slovenije 2001, str. 23).

bogastva držijo vse manj gotovine za opravljanje vsakodnevnih transakcij. Povečanje neto finančnega bogastva naj bi dovolilo agentom, da ekonomizirajo pri držanju gotovine in povečajo njihove naložbe v sredstva, ki prinašajo obresti in so gotovinski substituti. Skupni vpliv substitucijskega in dohodkovnega vpliva povečanja neto finančnega bogastva implicira, da mora biti koeficient pred spremenljivko finančnega bogastva manjši od 1, ker gotovina postaja inferiorna dobrina (Janssen, 1998, str. 22). To pomeni, da potrošnik z večanjem svojega finančnega bogastva uporablja vse manj gotovine. Povedano drugače: substitucijski vpliv je večji od dohodkovnega.

Revoltella (2003) zaradi pomanjkljivih oziroma nerazpoložljivih podatkov Slovenije ne vključi v svojo analizo bogastva in s tem tudi finančnega bogastva v tranzicijskih evropskih državah. Tako spremenljivke, ki bi zajela finančno premoženje in s tem previdnostni motiv držanja gotovine, tudi sam ne morem vključiti v analizo.

4.2. NAPREDEK V PLAČILNI TEHNOLOGIJI – SODOBNI PLAČILNI INSTRUMENTI

Spremenljivko, ki bi zajela učinek napredka v uporabi sodobnih plačilnih instrumentov (*angl.* financial innovation) na držanje gotovine oziroma bankovcev posameznih vrednosti, je možno skonstruirati na več načinov. V literaturi se pojavljajo predvsem trije:

- linearni trend
- kumulativa obrestne mere
- direktne spremenljivke (število izdanih plačilnih kartic, število POS terminalov in podobno).

Avtorji funkcijo povpraševanja po gotovini in bankovcih modelirajo na različne načine. Nekateri menijo, da je finančna inovativnost eksogeni proces, kar pomeni, da je določen zunaj modela, drugi pa, da je endogeni in tako določen znotraj modela. Od tega je tudi odvisno, za katero spremenljivko, ki približno zajame vpliv finančne inovativnosti, se odločijo.

Linearni trend je eksogena spremenljivka in lepo zajame napredek pri uvajanju in uporabi sodobnih plačilnih instrumentov (Fischer et al., 2004, str. 26). Ta spremenljivka je tako določena zunaj ekonometričnega modela.

Kumulativa obrestne mere pa je endogena spremenljivka in jo Hall et al. (1989) pojasni s tem, da visoke obrestne mere pripeljejo do iniciative finančnih ustanov in podjetij, da vlagajo v gotovinsko varčno tehnologijo (*angl.* cash-saving technology). Za takšne inovacije se domneva, da so ireverzibilne zaradi visokih vrednosti naložb. To pomeni, da finančna inovativnost sledi trendu, ki ga narekuje raven obrestne mere.

Spremenljivke, ki neposredno prikazujejo finančno inovativnost, so število izdanih plačilnih kartic, število bankomatov, število POS terminalov in vrednost transakcij, opravljenih prek njih. Prav te v svoji analizi uporabi Nenovsky (2000).

Vrednost transakcij, opravljenih s plačilnimi karticami, kot neposredno mero sem skonstruiral po metodi linearne interpolacije¹⁰, kjer sem razliko med četrtnima podatkom delil s tri in tako za posamezen mesec izračunal približek pravemu podatku. Takšna interpolacija je sicer slab približek pravim mesečnim vrednostim, vendar prave vrednosti niso znane. Menim, da takšna interpolacija vseeno zadovoljivo pokaže gibanje spremenljivke v preučevanem obdobju. Poleg tega je vključitev takšne spremenljivke v analizo vseeno boljša kot njena ne vključitev.

V analizi tako pričakujem negativen predznak pri spremenljivki, ki zajema finančno inovativnost, največ pozornosti pa sem namenil neposredni meri.

4.3. TUJE POVPRASEVANJE

Na podlagi teoretičnega modela, ki ga predlaga Fischer (2004), na povpraševanje po gotovini vpliva tudi tuje povpraševanje. Apresiasi deviznega tečaja, ki je izražen v direktni kotaciji in kaže ceno tujega denarja, izraženo v domačem denarju, oziroma zmanjševanje vrednosti domačega denarja proti tujemu, se namreč kaže v povečanju tujega povpraševanja po domačem denarju, ker ta postaja cenejši. Tako je povečanje deviznega tečaja *SIT/EUR* teoretično pozitivno povezano s povpraševanjem po gotovini in lahko pričakujem pozitiven predznak pred spremenljivko, ki zajame tuj vpliv.

Vprašanje pa je, ali je za Slovenijo značilno, da tujci povprašujejo po tolarju. Vsekakor se to zgodi med turistično sezono, vendar se postavlja vprašanje, kolikšen vpliv ima to povpraševanje na evolucijo količine tolarške gotovine v obtoku. Ker je slovensko gospodarstvo minorno v primerjavi z gospodarstvi razvitih držav, lahko sklepam, da tuje povpraševanja nima velikega vpliva na slovensko gotovino. Vseeno v analizi testiram tudi devizni tečaj kot *proxy* spremenljivko, ki zajame vpliv tujega povpraševanja po tolarški gotovini.

4.4. SIVA IN ILEGALNA EKONOMIJA

V praksi se ponavadi velikost sive ekonomije ocenjuje s tako imenovanim denarnim pristopom (*angl. currency approach*). Pri teh pristopih se domneva, da je večina plačil v sivi ekonomiji poravnana z gotovino. To bi lahko pomenilo, da se razvoj dogajanj v sivi ekonomiji ali njenih najpomembnejših komponentah lahko pozna tudi pri razvoju povpraševanja po gotovini (Fischer et al., 2004, str. 28). Zato nekateri avtorji vključijo v

¹⁰ Podatke, ki so podani na četrtni frekvenci, se sicer pravilno interpolira tako, da se poskuša časovni seriji četrtnih podatkov prilagoditi neko zvezno funkcijsko obliko, ki najbolj ustreza podatkom. Na podlagi specificirane funkcije se potem izračuna posamezne vrednosti za posamezne mesece.

analizo tudi delež davkov v bruto domačem proizvodu kot še eno možno spremenljivko, ki pojasnjuje povpraševanje po gotovini.

Teoretični model, ki ga predlaga Fischer (2004), pravi, da pozitivna povezanost gotovine v obtoku z mejno davčno stopnjo implicira, da se z večanjem davkov več povpraševanje po gotovini in s tem tudi njena uporaba, kar je lahko povezano z izogibanjem plačilu davkov. V takem primeru se lahko poveča delež sive ekonomije v gospodarstvu.

Tudi te spremenljivke v svoji analizi nisem uporabil, ker je nisem uspel skonstruirati, poleg tega je vpliv sive in ilegalne ekonomije delno zajet v spremenljivki stopnja registrirane brezposelnosti, ki je pojasnjena v nadaljevanju.

4.5. DRUGI VPLIVI

Poleg socio-ekonomskih faktorjev, kot so starost, spol, izobrazba, urbanizacija in drugi, ki nedvomno vplivajo na povpraševanje po denarju in gotovini, in ki so jih preučevali v analizah s presečnimi podatki, je treba kot pomembno omeniti vsaj še brezposelnost kot naslednjo spremenljivko.

Brezposelnost je v povezavi z visokimi stroški dela, kar velja tudi za Slovenijo, velikokrat razlog za razraščanje sive ekonomije. Fischer et al. (2003, str. 28) pravi, da pričakuje pozitivno povezanost med stopnjo brezposelnosti in gotovino v obtoku. V ozadju je domneva, da se ob povečanju brezposelnosti poveča uporaba gotovine, saj brezposelni poskušajo delno nadomestiti izpad prihodka z delom na črno, ki se ponavadi plačuje v gotovini. V svoji analizi tako testiram mesečno stopnjo registrirane brezposelnosti kot dodatno spremenljivko.

5. MODEL BANKE SLOVENIJE ZA ANALIZO POVPRASEVANJA PO BANKOVCIH

Pri povpraševanju po bankovcih gre za to, da kot povpraševalci po bankovcih nastopajo poslovne banke in javnost, ki gotovino v obliki bankovcev (in kovancev) polagajo in dvigujejo pri depotnih bankah. Te za nemoteno zagotavljanje oskrbe svojih povpraševalcev po gotovini polagajo in dvigujejo gotovino prek centralno-bančnih nadzornikov trezorskih vrednosti. Ti vse bankovce spustijo skozi napravo, ki je namenjena procesiranju gotovine. Ta naprava loči dobre bankovce od neprimernih.

Dobre bankovce shranijo v trezorjih centralne banke, neprimerne pa uničijo z napravo za uničevanje gotovine, ki ji v angleščini pravijo shredder. Količino teh bankovcev evidentirajo in pomeni povpraševanje po zamenjavi uničenih bankovcev. Količino uničenih bankovcev v tiskarni nadomestijo z novimi. Povpraševanje po gotovini se tako uravnava iz zalog gotovine, shranjenih v trezorju. Zaloge so, kot rečeno, sestavljene iz novih in rabljenih, vendar še uporabnih bankovcev.

Na podlagi tega modela je centralni banki znana količina uničenih in dobrih bankovcev, prav tako pa tudi količina bankovcev v obtoku. S temi podatki je moč izračunati povprečno življenjsko dobo bankovcev določene vrednosti, ki je opredeljena kot povprečna doba med izdajo in uničenjem bankovcev določene vrednosti. Gre za izračun dejanske življenjske dobe bankovcev v stabilnem makroekonomskem okolju.

Na podlagi informacije o življenjski dobi bankovcev določene vrednosti je mogoče oceniti delež bankovcev določene vrednosti, ki se uporablja za tezavriranje oziroma varčevanje, ki pa to ni, z bankovci.

Problem pri ocenjevanju povpraševanja po bankovcih je v tem, da so podatki zaupne narave in tako niso na voljo javnosti. Tako izračuna, ki bi pokazal, kolikšen delež bankovcev določene vrednosti imajo ljudje spravljene doma, ni moč opraviti.

Ocenjevanje funkcije povpraševanja po bankovcih v smislu predlagati ekonometrični model, ki pokaže vpliv neodvisnih spremenljivk na odvisno, je mogoč v smislu, da se motivi držanja gotovine in dejavniki, ki vplivajo na gotovino v obtoku, aplicirajo tudi na posamezne vrednosti bankovcev. Tak način predlaga Fischer (2004) in lotil sem se ga tudi sam.

6. EKONOMETRIČNO OCENJEVANJE FUNKCIJ

Ocenjevanje ponavadi poteka v več korakih. Večina avtorjev v svojih študijah uporablja podatke v času, zato je prvi korak analiza v empirični raziskavi uporabljenih časovnih vrst.

V skoraj vseh analizah so avtorji uporabljali četrletne desezonirane podatke. Kot metode desezoniranja se uporabljajo Census x12, Tramo/Seats, zaslediti pa je tudi še metodo Historical x11.

V mojem primeru so podatki mesečni in niso desezonirani, na grafih nekaj v analizo vključenih spremenljivk pa je moč opaziti značilen vpliv sezone. Vsekakor je v regresijski analizi sezonska komponenta moteč element, ki zabriše dejanske vplive pojasnjevalnih spremenljivk na pojasnjevano. Zato jo je treba izločiti iz časovne vrste.

Za desezoniranje časovnih vrst sem tako sledil metodi diferenciranja¹¹. Charemza (1999, str. 37) pravi, da se v ekonometričnih raziskavah za namene izločanja vpliva trenda in sezonske komponente zelo pogosto uporablja diferenciranje časovnih vrst.

Sezonsko diferenciranje časovne vrste pretvori tako linearni trend kot tudi aditivni sezonski vpliv (*angl.* additive seasonal effect) v konstanto. To pomeni, da ima na ta način spremenjena časovna vrsta izločena oba moteča vpliva. Če je pri časovni vrsti določene spremenljivke

¹¹ Z namenom naučiti se nove ekonometrične metode sem odpravljal vpliv sezone in trenda po metodi diferenciranja. Tako za ta namen nisem uporabljal nepravilnih spremenljivk.

navzoč nelinearni trend, bo omenjeno diferenciranje iz nje izločilo le sezonski vpliv (Charemza, 1999, str. 38).

Podatki, ki jih uporabljam v analizi, so, kot rečeno, podatki v času, so pravzaprav uresničitev vsakega obravnavanega stohastičnega procesa. Empirično delo, ki temelji na podatkih v času, predpostavlja, da so časovne serije teh podatkov stacionarne (Gujarati, 2003, str. 792). Z drugimi besedami, gre za to, da v ekonometričnih raziskavah domnevamo, da je stohastični proces, katerega uresnitve zapišemo v obliki podatka, npr. konec meseca, stacionaren. Stacionaren pa je, če sta njegova aritmetična sredina in varianca konstantni skozi čas, ob tem pa mora biti vrednost kovariance, izračunane med dvema časovnima obdobjema, odvisna samo od razdalje oziroma odloga med obdobjema in ne od časa, v katerem je izračunana (Gujarati, 2003, str. 797). Pravzaprav se aritmetična sredina, varianca in kovarianca, izračunana med različnimi odlogi skozi čas, ne smejo spreminjati. Gre za opredelitev šibke stacionarnosti. Dosledno stacionarna je časovna vrsta, če tudi višji momenti verjetnostne porazdelitve niso odvisni od časa.

Časovne vrste so nestacionarne, če je ena od zgornjih domnev kršena (Gujarati, 2003, str. 798). Tako sta lahko aritmetična sredina ali varianca odvisni od časa, lahko pa sta od časa odvisna oba momenta skupaj.

Za nestacionarne časovne vrste pravimo, da so integrirane. To pomeni, da jih je treba diferencirati, da postanejo stacionarne (Gujarati, 2003, str. 805). Največkrat je treba časovno vrsto, ki je integrirana reda d , diferencirati d -krat, da postane stacionarna.

Preverjanje, ali so časovne vrste stacionarne, je pomembno zato, da se izognemo tako imenovanim nepristnim, nepravim regresijam (*angl.* spurious regression), ki so neljub pojav pri ekonometričnem raziskovanju, kjer se uporabljajo časovne vrste. Nepristna regresija je tista, pri kateri lahko raziskovalec dobi statistično značilne regresijske koeficiente in determinacijski koeficient, ki je statistično značilno različen od 0 in blizu 1, ne glede na to, da med odvisno in neodvisnimi spremenljivkami ni logične povezave (Gujarati, 2003, str. 807). Da se temu izognemo, je treba preučiti časovno vrsto in opredeliti red njene integriranosti.

Najpogosteje se v študijah kot test stacionarnosti uporablja ADF (Augmented Dickey-Fuller) test, ki preverja ničelno hipotezo, da je časovna vrsta v nivojih nestacionarna. V primeru nedesezoniranih podatkov pa test ADF ni uporaben.

Priporočajo tudi, da se stacionarnost časovnih vrst preverja z vizualno inšpekcijo grafikona, kjer vrednost spremenljivke nanašamo na os y , čas pa na os x . Vsaka časovna vrsta, ki izkazuje določen trend oziroma se ne giblje okoli neke konstante, je najverjetneje tako ali drugače integrirana.

Poleg tega je izjemno dober kazalec stacionarnosti oziroma nestacionarnosti pogled na korelogram, ki je prevzaprav graf avtokorelacijske funkcije. Ta je za vzorčne podatke pri odlogu k opredeljena kot $\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$, kjer je $\hat{\rho}_k$ vzorčni avtokorelacijski koeficient, ki lahko zasede vrednosti od -1 do 1, $\hat{\gamma}_k$ je kovarianca pri k -tem odlogu, ki je opredeljena kot $\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n}$ in $\hat{\gamma}_0$ vzorčno varianco, opredeljeno kot $\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n}$. V praksi imamo opravka z vzorčnim korelogramom, saj imamo ponavadi na voljo le uresničitve stohastičnih procesov. O časovnih vrstah sam tako sodim predvsem na podlagi vzorčnega korelograma.

6.1. PREVERJANJE STACIONARNOSTI ČASOVNIH VRST

Pri preverjanju stacionarnosti časovnih vrst, ki sem jih vključil v analizo, sem sledil temu postopku:

1. Vizualna inšpekcija grafikonov, kjer je na x osi čas, na y osi pa so vrednosti spremenljivk, vključenih v analizo.
2. Vizualna inšpekcija korelogramov, ki prikazujejo vrednosti avtokorelacijskih koeficientov, izračunanih pri različnih odlogih, ki si sledijo v času.

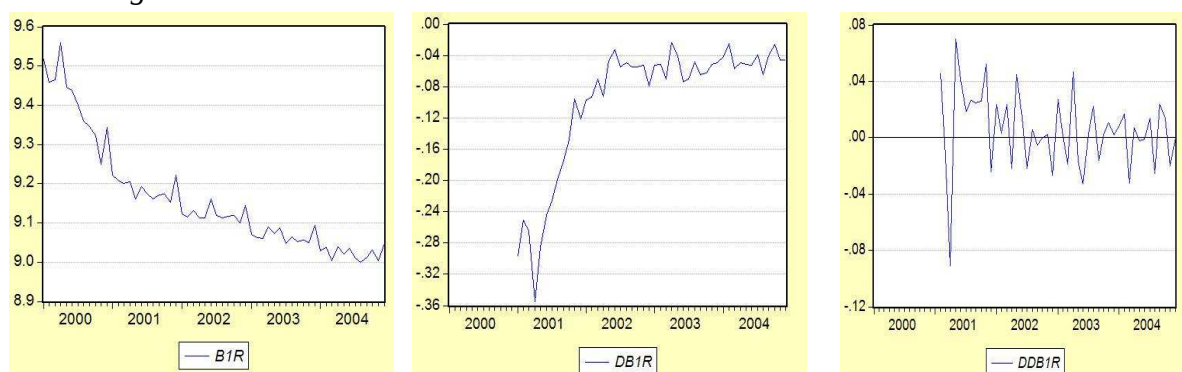
Vse časovne vrste sem preverjal na omenjeni način, postopek pa zaradi omejenega prostora predstavljam le za časovno vrsto *B1R*, ki je realna vrednost bankovcev vrednosti 1000 SIT v obtoku po mesecih za obdobje od konca januarja 2000 do konca decembra 2004 (izražena v logaritmih).

6.1.1. Primer spremenljivke *B1R*

Prvi korak pri preverjanju stacionarnosti je vedno vizualna inšpekcija grafikona, kjer na ordinatno os nanese vrednosti spremenljivke, na abscisno os pa čas. Tako nam grafikon predstavi evolucijo spremenljivke skozi čas oziroma skozi preučevano obdobje.

Iz Slike 7 (na strani 19) je razvidno, da ima spremenljivka *B1R* v ravneh nek negativen trend, ki ni linearen. Poleg tega je na grafu opazen vpliv sezone, viden iz poskokov krivulje v decembru posameznega leta.

Slika 7: Prikaz spremenljivke $B1R$ v nivojih (levo), z odpravljenno sezonsko komponento (v sredini) in v obliki, primerni za regresijsko analizo. Vse spremenljivke so izražene v logaritmičnih



Viri: Lastni izračuni.

Za odpravo sezonskega vpliva si – kot rečeno – pomagam z diferenciranjem časovne vrste. Zanj pravimo, da je sezonsko integrirana reda (d,D) , kar označimo $SI_s(d,D)$, v primeru, ko jo lahko transformiramo v stacionarno z uporabo s -diferenc D -krat, preostalo serijo pa s prvimi diferencami diferenciramo d -krat (Charemza, 1999, str. 98). Ponavadi je vrednost s znana vnaprej. V mesečnih podatkih je ta 12.

Serijska $DB1R$, enkrat diferencirana serija $B1R$ z uporabo s -diferenc, kjer je s 12, je prikazana na osrednjem grafikonu. Kot je razvidno s slike, je vpliv sezone izginil. Enakomerno oddaljenih skokov vrednosti na krivulji, ki ponazarja spremenljivko $DB1R$, ni opaziti. Še vedno pa je zelo opazen trend, tokrat pozitiven. Kot takšna je spremenljivka še vedno neprimerna za regresijsko analizo.

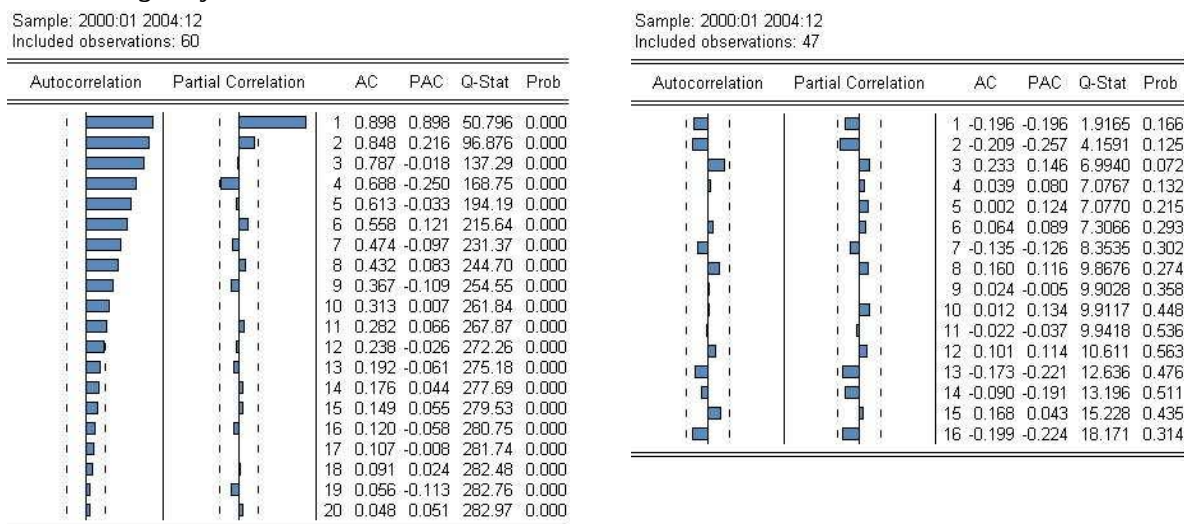
Na desnem grafikonu pa je prikazana serija $DDB1R$, ki je diferencirana sezonsko, poleg tega pa tudi z uporabo prvih diferenc. S slike je razvidno, da se serija gosti okoli aritmetične sredine, ki je nič oziroma je zelo blizu ničle. Serija deluje na ta način stacionarna, problematičen pa je velik padec vrednosti spremenljivke marca 2001. Ta moteči element odpravim z nepravo spremenljivko, ki jo vključim v regresijsko analizo kot eno izmed pojasnjevalnih spremenljivk spremenljivke $DDB1R$. Na podlagi grafikonov tako lahko sklepam, da je časovna serija $B1R$ sezonsko integrirana reda $(1,1)$ ali drugače $SI_{12}(1,1)$.

6.1.2. Inšpekcija korelograma za spremenljivko $B1R$

Stacionarnost v analizo vključenih spremenljivk sem preverjal tudi z vzorčnim korelogramom, ki je graf vzorčne avtokorelacijske funkcije in ga prikazuje Slika 8 (na strani 20).

Navpična črta kaže vrednost 0, črtkani črti na obeh straneh pa predstavljata zgornjo in spodnjo mejo intervala zaupanja¹² za avtokorelacijski koeficient. Desno od navpične črte so pozitivne vrednosti, levo od nje pa negativne. Če trak, ki grafično predstavlja vrednost vzorčne avtokorelacijske funkcije pri določenem odlogu spremenljivke, gleda ven iz intervala zaupanja, to pomeni, da je statistično značilno različen od nič.

Slika 8: Vzorčni korelogram za spremenljivko *B1R* v nivojih (levo) in v obliki, primerni za regresijsko analizo



Vir: Lastni izračuni.

Za nestacionarne časovne vrste velja, da so vrednosti avtokorelacijskih koeficientov, ki so zapisane v stolpcu z imenom AC, visoke in z velikostjo odloga počasi upadajo (Gujarati, 2003, str. 811). Po drugi strani pa so vrednosti izračunane avtokorelacijske funkcije pri stacionarnih procesih vedno zelo blizu ničle.

Pri analizi mojih časovnih vrst sem se odločil, da bom izračunal avtokorelacijske koeficiente do največ dvajsetega odloga za spremenljivko v ravneh in do šestnajstega v diferencah. Pri izbiri zadostnega števila odlogov za izračun avtokorelacijskih koeficientov sem sledil navodilu v Gujarati (2003), da se izračun avtokorelacijskih koeficientov izračuna do tretjine dolžine časovne vrste. Na voljo imam 60 podatkov, zato sem se odločil avtokorelacijske koeficiente izračunati za največ 20 odlogov.

S korelograma za spremenljivko *B1R* na Sliki 8 (levo) je razvidno, da so vrednosti avtokorelacijskih koeficientov, izračunanih za omenjeno spremenljivko, visoke. Pri prvem odlogu je ta vrednost 0,898, potem pa se počasi znižuje, vendar pri 10. odlogu še vedno doseže vrednost 0,313. Pri stacionarni časovni vrsti bi bile te vrednosti – kot rečeno – veliko nižje in bi se gibale blizu 0. Poleg tega je padajoč vzorec, ki ga izkazujejo trakovi na levem korelogramu, značilen za nestacionarno časovno vrsto.

¹² Statistično značilnost vsakega avtokorelacijskega koeficienta lahko presojamo z vidika njegove standardne napake (Gujarati, 2003, str. 812). V velikih vzorcih za vzorčne avtokorelacijske koeficiente velja, da se porazdeljujejo normalno z aritmetično sredino 0 in varianco $1/n$, pri čemer je n število enot v vzorcu.

Na desni strani iste slike je prikazan korelogram za diferencirano spremenljivko *B1R*, iz katere je tudi že izločen sezonski vpliv. Korelogram te spremenljivke izkazuje zelo drugačen vzorec. Vrednosti izračunanih avtokorelacijskih koeficientov so med seboj zelo različne in so veliko nižje od tistih pri spremenljivki *B1R*. Pravzaprav se gibljejo okoli ničle. Na tem mestu je pomembno poudariti, da je večina teh koeficientov statistično neznačilno različna od nič, ker se gibljejo znotraj intervala zaupanja.

Problem se pojavi, če je vrednost avtokorelacijskega koeficienta diferencirane spremenljivke pri prvem odlogu manjša od -0,5, ob tem pa korelogram spremenljivke v ravneh prikazuje značilen vzorec nestacionarne časovne vrste. V tem primeru korelogram diferenc ponavadi izkazuje tudi izmenjujočo se pozitivno in negativno avtokorelacijo tudi pri zelo oddaljenih odlogih, kar kaže na možnost prevečkrat diferencirane časovne vrste (*angl.* over-differenced time series) (Greene, 2003, str. 647). Pravimo, da obstaja možnost, da je preučevana časovna vrsta fraktalno integrirana. Če je to res, ni integrirana niti $I(0)$, vendar tudi ne $I(1)$, temveč nekje vmes.

V mojem primeru je bil avtokorelacijski koeficient blizu vrednosti -0,5 le pri prvih diferencah obrestnih mer, vendar te meje ni dosegel. Obrestne mere so tako lahko nekje na meji, vendar jih v analizi obravnavam, kot da so integrirane prvega reda.

Z izjemo spremenljivke $D90C^{13}$, ki je kumulativa obrestne mere, kot *proxy* mera finančne inovativnosti, ki je integrirana drugega reda, donosa na slovenski borzni indeks, ki je stacionaren v ravneh, in evidentiranih prejemkov prebivalstva, ki so sezonsko integrirani prvega reda, so vse druge spremenljivke integrirane prvega reda. Vse odvisne spremenljivke so poleg tega še sezonsko integrirane prvega reda. Predstavitev spremenljivk je prikazana v Prilogi 1.

7. OCENJEVANJE FUNKCIJ POVPRASEVANJA PO GOTOVINI IN BANKOVCIH

Problem, s katerim sem se srečal pri ocenjevanju funkcij, je bila različna stopnja integriranosti spremenljivk. Poleg tega – kot rečeno – v literaturi še ni nekega splošno uveljavljenega teoretičnega modela, ki bi določal relacije med spremenljivkami.

Ob tem se postavlja tudi problem, kako se lotiti regresije. Obstaja namreč več pristopov. Charemza (1999) pravi, da po proceduri, ki je poimenovana podatkovno rudarjenje (*angl.* data mining), ocenjevalci pogosto vzamejo v analizo veliko morebitnih pojasnjevalnih spremenljivk, ki jim pravijo kandidati. Na podlagi enega vzorca podatkov nato naredijo vrsto regresij z vsemi možnimi spremenljivkami in izmed vseh regresij izberejo tisto, ki ima

¹³ V analizi sem se usmeril na neposredno mero finančne inovativnosti in spremenljivke *D90C* niti nisem testiral. Poleg tega se je izkazalo, da je integrirana drugega reda, kar je dodaten zaplet pri regresijski analizi.

najvišji determinacijski koeficient in najvišje vrednosti t -statistik. Odločanje na podlagi takšnega postopka lahko da zelo negotove rezultate.

Drugi pristop je tisti, med katerim raziskovalci formulirajo neki splošen model in ga potem reducirajo na podlagi testiranja restrikcij v posebno obliko splošnega modela. Potem primerjajo ta dva modela in na podlagi različnih informacijskih kriterijev izberejo boljšega. Ta pristop se imenuje splošno do specifično modeliranje (*angl.* general to specific modelling). Tudi pri tem pristopu se lahko pojavi rudarjenje podatkov (Charemza, 1999, str. 47).

Sam sem poskusil modelirati funkcije tako, da sem na podlagi pregleda literature določil morebitne pojasnjevalne spremenljivke, kandidate, za katere sem določil red integriranosti, ki je pomemben pri modeliranju po metodi učenja na napakah. Regresije sem se delno lotil po postopku podatkovnega rudarjenja, saj sem v vsako regresijo vključil kar največ pojasnjevalnih spremenljivk, ki pa sem jih potem izločal na podlagi statistično značilnih t -statistik, ob tem, da so morale imeti teoretično pričakovane predznake. Pojasnjevalnih spremenljivk, ki obsegajo enake motive držanja denarja, kot sta evidentirani prejemki prebivalstva in indeks industrijske proizvodnje, kot *proxy* spremenljivki za transakcijski motiv držanja gotovine, v regresijo nisem vključeval skupaj, ampak sem ju obravnaval kot vzajemni alternativni. Enako sem ravnal pri spremenljivkah, ki obsegajo motiv oportunitetnih stroškov držanja gotovine. Najboljši model sem poleg tega izbiral tudi na podlagi informacijskih meril AIC in SC, ki sta morala biti čim manjša. Na determinacijski koeficient se nisem zanašal, čeprav je bil na koncu v izbranem modelu v vseh primerih ta najvišji.

7.1. MODEL UČENJA NA NAPAKAH

Časovne vrste, ki so podvržene stohastičnemu ali determinističnemu trendu, so včasih lahko zelo nevarne, ker lahko vodijo do nepravilnih regresij, nepravilnih t -statistik, visokih determinacijskih koeficientov in rezultatov, ki jih ponavadi zelo težko razložimo (Charemza, 1999, str. 122).

Časovne vrste sicer lahko diferenciramo in jih tako naredimo stacionarne, vendar s tem problem dostikrat ni zadovoljivo rešen, ker identifikacija dolgoročnih relacij takšne regresije ni možna.

Klasična regresijska enačba, ki vključuje nestacionarne časovne vrste, ponavadi izkazuje heteroskedastične in avtokorelirane ostanke. Poleg tega pa ne zadovoljuje testov za pravilno funkcijsko obliko (Vasle, 1998, str. 36).

Vendar včasih med spremenljivkami, ki so integrirane prvega reda, obstaja linearna kombinacija, ki je stacionarna oziroma $I(0)$. Serijam s takšno lastnostjo pravimo, da so kointegrirane (Charemza, 1999, str. 122).

Ekonometrično modeliranje z modelom učenja na napakah je med ekonomisti priljubljeno, saj omogoča, da v analizo vključimo spremenljivke nestacionarne v ravneh, poleg tega pa upošteva tudi kratkoročno dinamiko preučevanega pojava.

7.1.1. Dolgoročna enačba povpraševanja po gotovini

Na podlagi opisanega postopka sem ocenil dolgoročno enačbo povpraševanja po gotovini. Ta izmed vseh tudi najboljše izpopolnjuje ekonometrična in teoretična merila. V populacijski obliki je zapis takšen:

$$\ln GOTR_t = \beta_1 + \beta_2 \ln EVR_t + \beta_3 \ln DNOC_t + \beta_4 \ln STBR_t + \beta_5 D_t + u_t$$

Spremenljivke so:

$GOTR_t$ - realna vrednost gotovine v obtoku;

EVR_t - realna vrednost evidentiranih prejemkov prebivalstva;

$DNOC_t$ - obrestna mera za depozite čez noč pri Banki Slovenije;

$STBR_t$ - mesečna stopnja registrirane brezposelnosti.

D_t - neprava spremenljivka, ki zajame vpliv velikega povečanja vrednosti $GOTR_t$ v decembru 2001;

u_t - naključna napaka.

Vse spremenljivke so – kot rečeno – izražene v logaritemski obliki, enačba pa na tak način v linearno logaritemski obliki, kar pomeni, da parcialni regresijski koeficienti, izračunani v modelu, predstavljajo popolno elastičnost povpraševanja po gotovini glede na posamezno pojasnjevalno spremenljivko. Ocenjeni model je takšen:

$\ln GOTR_t = 7,397 + 0,289 \ln EVR_t - 0,060 \ln DNOC_t + 0,324 \ln STBR_t + 0,077 D_t$					
t	(10,23)	(5,68)	(-5,39)	(3,42)	(3,17)
p	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,002)
$n = 60$		$R^2 = 0,606$		$\bar{R}^2 = 0,577$	
$s_e = 0,028$		$F = 21,14$		$(p = 0,000)$	

Vsi parcialni regresijski koeficienti so statistično značilno različni od 0 pri zanemarljivi stopnji tveganja, kar pomeni, da statistično gledano pojasnjujejo variabilnost odvisne spremenljivke. Poleg tega imajo vsi teoretično pričakovane predznake.

Parcialni regresijski koeficient pred spremenljivko EVR , ki je realna vrednost evidentiranih prejemkov prebivalstva in obsega transakcijski motiv držanja gotovine, je pozitiven, njegova vrednost pa je 0,289 in pomeni, da se ob povečanju realnih evidentiranih prejemkov prebivalstva za 1% realna vrednost gotovine v obtoku v povprečju poveča za 0,289%. Povečanje prejemkov prebivalstva tako pričakovano pozitivno vpliva na povpraševanje po gotovini, seveda ob domnevi, da so vsi preostali parametri nespremenjeni¹⁴.

¹⁴ To velja pri vseh razlagah parcialnih regresijskih koeficientov.

Tretji parcialni regresijski koeficient, ki stoji pred pojasnjevalno spremenljivko *DNO*C, ki je obrestna mera za depozite čez noč in obsega oportunitetne stroške držanja gotovine, je negativen. Njegova vrednost je -0,06 in pomeni, da se ob povečanju obrestne mere za depozite čez noč za 1%¹⁵ realna vrednost gotovine v obtoku v povprečju zmanjša za 0,06%.

Četrty parcialni regresijski koeficient pove, da se ob povečanju stopnje registrirane brezposelnosti za 1 odstotek v povprečju poveča realna vrednost gotovine v obtoku za 0,32%. Neprava spremenljivka v modelu obsega učinek velike spremembe vrednosti pojasnjene spremenljivke decembra 2001. Vzroka za to povečanje nisem uspel izvedeti.

Determinacijski koeficient je nekaj več kot 0,6, kar pomeni, da je približno 60% variabilnosti spremenljivke *GOTR* pojasnjene z variabilnostjo pojasnjevalnih spremenljivk.

Vrednost DW statistike je 1,56 in kaže na možnost navzočnosti pozitivne avtokorelacije v modelu. Vendar je ta vrednost v območju nedoločenosti, saj je vrednost d_u pri 60 podatkih in 4 regresorjih enaka 1,727, vrednost d_l pa 1,444. To pomeni, da o navzočnosti avtokorelacije ni moč sklepati. Za preverjanje avtokorelacije v modelu je tako bolj primeren Breusch-Godfreyev LM test.

LM statistika testira ničelno domnevo, da v modelu ni avtokorelacije katerega koli reda. Formalno to zapišemo (Gujarati, 2003, str. 473):

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0 ,$$

pri tem domnevamo, da ostanki sledijo avtoregresijski shemi p -tega reda:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + e_t ,$$

kjer je e_t normalno porazdeljen ostanek.

Sledil sem postopku, ki je opisan v Gujarati (2003), kjer se iz ocenjene regresijske enačbe izračuna ostanki. Te ostanki se potem obravnava kot odvisno spremenljivko v regresiji, v katero so vključeni vsi regresorji iz predhodno ocenjene funkcije, poleg njih pa še isti ostanki, vendar odloženi za enega ali več odlogov. Iz te regresije izračunamo determinacijski koeficient. V velikih vzorcih velja, da se $(n - p)R^2$ porazdeljuje v χ_p^2 porazdelitvi.

Število odlogov ostankov sem določil na podlagi AIC in SC informacijskih kriterijev tako, da sem ocenil avtoregresijske enačbe ostankov do $p = 12$ in primerjal informacijska merila med seboj. Merilo SC je bilo najmanjše pri avtoregresijski enačbi, kjer je bil $p = 1$, merilo AIC pa pri $p = 4$. Tako sem se odločil preverjati avtokorelacijo do četrtega odloga.

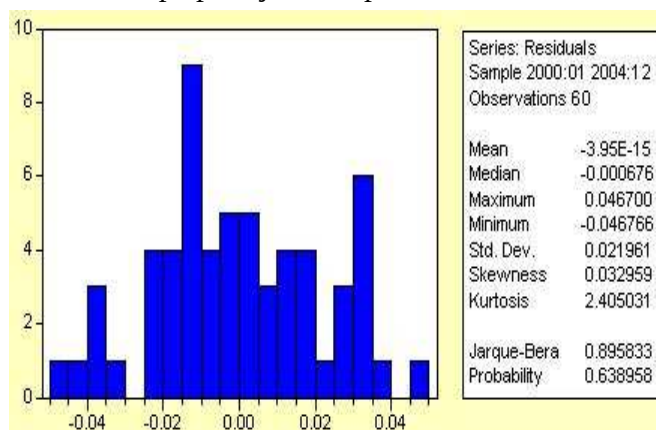
¹⁵ Kot rečeno, gre za logaritemsko izražene obrestne mere in ne za absolutne vrednosti.

Breusch – Godfreyev LM test avtokorelacije:

$p = 1$	$nR^2 = 2,928$	$p = 0,087$
$p = 2$	$nR^2 = 3,159$	$p = 0,206$
$p = 3$	$nR^2 = 5,169$	$p = 0,132$
$p = 4$	$nR^2 = 9,589$	$p = 0,048$

Eviews, ekonometrični program, izračunava LM statistiko kot nR^2 in tako stopinj prostosti ne prilagodi velikosti vzorca. Zaradi tega je pri četrtem odlogu izračunana LM statistika statistično značilna in kaže na avtokorelacijo četrtega reda v modelu. Izračun omenjene statistike po opisani formuli, kjer je upoštevana tudi velikost vzorca, mi da pri oceni avtoregresijske funkcije za štiri odložene ostanke in 60 opazovanih enot te rezultate: $R^2 = 0,1732$ in $(n - p)R^2 = (60 - 4) * 0,1732 = 9,699$. Statistika se – kot rečeno – porazdeljuje v χ^2 porazdelitvi s p stopinjami prostosti. Verjetnost, da pri 4 stopinjah prostosti dobimo vrednost statistike 9,699, je večja od 0,05 in manjša od 0,1¹⁶. Tako na podlagi tega testa ne morem zavrniti ničelne domneve, da je v modelu navzoča avtokorelacija. Omenjena testa me napeljujeta na nasprotujoča si sklepa, zato puščam odprto možnost navzočnosti avtokorelacije v modelu.

Slika 9: Histogram ostankov s pripadajočimi opisnimi statistikami



Vir: Lastni izračun.

Z zgornjega histograma je razvidno, da se ostanki v ocenjeni dolgoročni enačbi povpraševanja po gotovini porazdeljujejo dokaj normalno in se gostijo okoli ničle. Formalni test, ki preverja, ali se ostanki porazdeljujejo normalno, je test, ki sta ga predlagala Jarque in Bera¹⁷. Eviews to statistiko, ki se porazdeljuje v χ^2 porazdelitvi z dvema stopinjama prostosti, izračuna samodejno in testira ničelno domnevo, da se ostanki porazdeljujejo

¹⁶ Kritične vrednosti so tabelirane v Gujarati (2003) v dodatku D: Statistične tabele.

¹⁷ $JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right]$, kjer je S asimetričnost porazdelitve (*angl.* skewness) in K sploščenost (*angl.* kurtosis). Gre torej za tretji in četrti moment verjetnostne porazdelitve. n je število opazovanih enot v vzorcu.

normalno. Na podlagi vrednosti JB statistike, ki v mojem primeru znaša 0,8958, te domneve ni moč zavrniti.

V ocenjenem modelu sem preverjal tudi to, ali je navzoča heteroskedastičnost, ki je posledica avtokorelacije, oziroma krajše, ali je navzoč ARCH (*angl. autoregressive conditional heteroscedasticity*) efekt¹⁸.

Iz zgoraj ocenjene enačbe povpraševanja po gotovini sem izračunal ostanke, katere sem kvadriral in ocenil regresijo: $e_t^2 = \beta_0 + \left(\sum_{s=1}^q \beta_s e_{t-s}^2 \right) + v_t$, kjer je e_t ostanek iz zgoraj ocenjene enačbe, v_t ostanek, q pa število odlogov. Torej gre za regresijo, v kateri so kvadrati ostankov odvisna spremenljivka, kvadrati ostankov pri različnih odlogih pa pojasnjevale spremenljivke, s tem da mora biti v regresiji navzoč konstantni člen. Morebitno navzočnost ARCH učinka sem preverjal do četrtega odloga. Gre pravzaprav za različico LM testa, kjer se prav tako iz pomožne regresije izračuna determinacijski koeficient in se ga pomnoži s številom opazovanih enot v vzorcu. Tako izračunana statistika se v velikih vzorcih porazdeljuje v χ^2 porazdelitvi s q stopinjami prostosti.

ARCH test:

$q = 1$	$nR^2 = 3,612$	$p = 0,057$
$q = 2$	$nR^2 = 3,352$	$p = 0,187$
$q = 3$	$nR^2 = 3,639$	$p = 0,303$
$q = 4$	$nR^2 = 4,435$	$p = 0,350$

Na podlagi izračuna ARCH testa pri posameznih odlogih lahko sklenem, da v modelu ni ARCH učinka. Le pri prvem odlogu je vrednost LM statistike dokaj blizu tiste kritične pri stopnji tveganja 0,05, kjer bi lahko zavrnil ničelno domnevo. Ne glede na to, da je pri prvem odlogu ARCH učinek morda navzoč, na podlagi izračunane vrednosti statistike ničelne domneve ne morem zavrniti.

Heteroskedastičnost pa se lahko v modelu pojavlja tudi v navadni obliki. Testiral sem jo z Whiteovim testom. Testira se ničelna hipoteza, da v modelu ni heteroskedastičnosti.

Whiteov test heteroskedastičnosti:

Brez multiplikativnih členov	$nR^2 = 10,399$	$p = 0,109$
Z multiplikativnimi členi	$nR^2 = 14,863$	$p = 0,095$

Na podlagi tega testa za vzorčne podatke v obeh primerih ne morem zavrniti ničelne hipoteze.

¹⁸ Sledil sem postopku, opisanem v uporabniškem priročniku programa Eviews (2004, str. 479). Ta povzema LM test, ki ga je leta 1982 predlagal Engel.

Preverjal sem tudi, ali je model ustrezno specificiran. To sem storil z RESET testom, katerega postopek je opisan v Gujarati (2003, str. 521). Ocenjeni regresijski model razširimo na način, da v model dodamo odvisno spremenljivko, vendar na določeno potenco. Iz ocenjenega regresijskega modela torej izračunamo ocenjeno odvisno spremenljivko. Potem ocenimo regresijo, kjer je tudi ta izračunana odvisna spremenljivka na neko potenco vključena v model kot pojasnjevalna spremenljivka. Iz obeh regresij izpišemo determinacijski koeficient in izračunamo F-statistiko.

Ramseyev RESET test:

$$F = 3,457$$

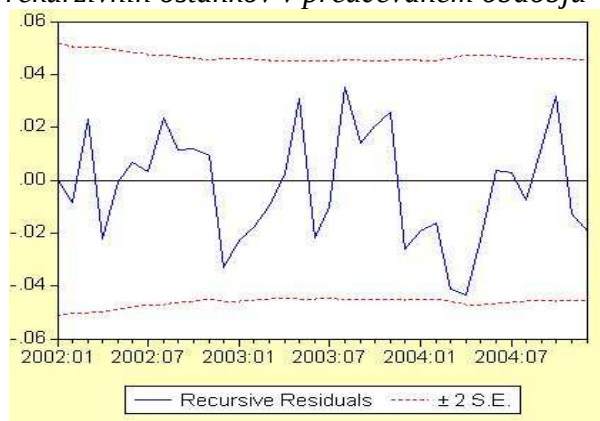
$$p = 0,068$$

Na podlagi RESET testa za vzorčne podatke, uporabljene v analizi, ne morem zavrniti ničelne domneve, da je model pravilno specificiran. Vrednost F-statistike je sicer zelo nizka, vendar še vedno ne pade v kritično območje zavrnitve ničelne hipoteze pri 5-odstotni stopnji tveganja.

Stabilnost ocenjene enačbe sem preverjal tudi z rekurzivnimi ostanki in koeficienti. Pri obeh tehnikah preverjanja stabilnosti modela gre za to, da ocenimo enako specificiran model, vendar za različna pod-obdobja. Prvič model ocenimo samo za prvih nekaj podatkov¹⁹, nato pa to ocenjevanje ponavljamo s tem, da vedno znova dodamo opazovano enoto v vzorec in tako večamo število podatkov v njem.

Na Sliki 10 pa so prikazani rekurzivni ostanki, iz katerih je pri vsakem t izračunana varianca in standardni odklon. Izračunane vrednosti standardnih odklonov potem prikažemo na grafu, kjer jih nanesemo na ordinatno, čas pa na abscisno os.

Slika 10: Prikaz rekurzivnih ostankov v preučevanem obdobju



Vir: Lastni izračun.

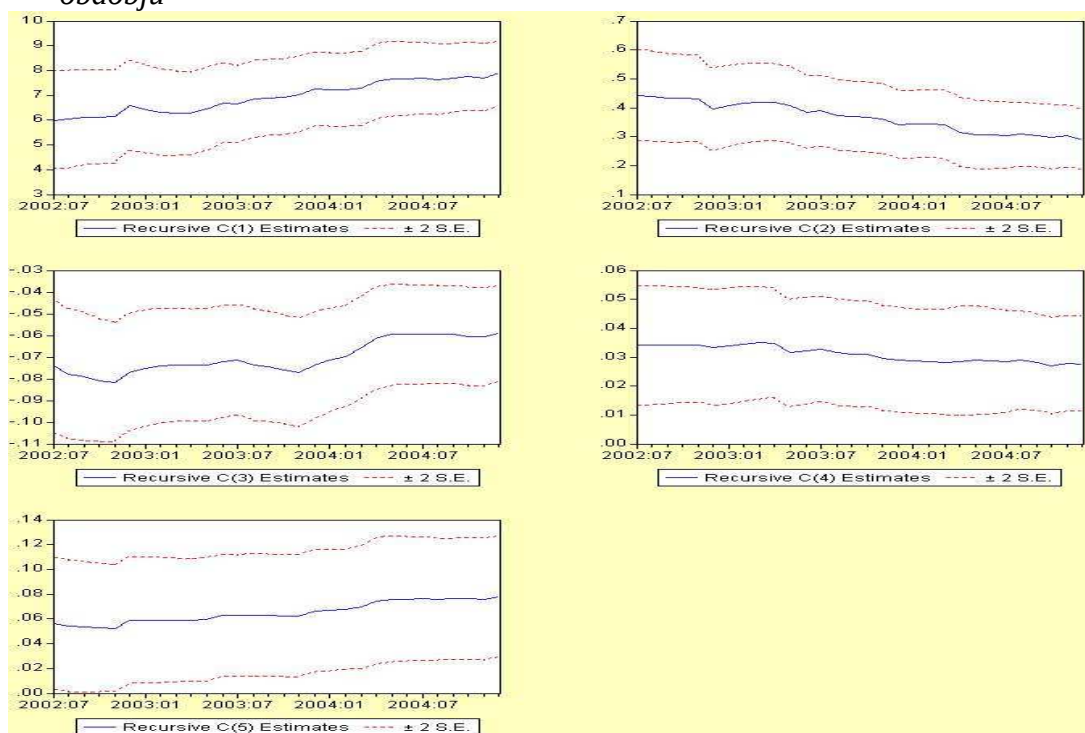
S slike je razvidno, da so vrednosti rekurzivnih ostankov znotraj intervala zaupanja, torej lahko sklepam, da je ocenjeni model stabilen. Če bi bila katera koli vrednost zunaj intervala, bi ji rekli osamelec (*angl. outlier*) in bi predstavljala morebitni strukturni prelom.

¹⁹ Število podatkov mora biti seveda večje od števila parametrov, ki jih ocenjujemo.

Pri metodi rekurzivnih koeficientov si po vsaki oceni modela izpišemo vrednost ocenjenega regresijskega oziroma regresijskih koeficientov in jih prikažemo na grafikonu, kjer so ocene regresijskih koeficientov na vertikalni, čas pa na horizontalni osi.

S Slike 11 je razvidno, da so v preučevanem obdobju vsi ocenjeni regresijski koeficienti dokaj stabilni. Le pri ocenjeni regresijski konstanti²⁰ je opaziti, da se je v preučevanem obdobju njena vrednost spreminjala. S slike je razvidno, da je rasla z nekim blagim pozitivnim linearnim trendom. Preostali koeficienti pa ne kažejo velike nestabilnosti. Pravzaprav delujejo zelo stabilno.

Slika 11: Prikaz stabilnosti posameznih ocenjenih regresijskih koeficientov v preučevanem obdobju



Vir: Lastni izračun.

Na podlagi vseh diagnostičnih testov in testov stabilnosti lahko sklenem, da je model ustrezen za načrtovanje količine gotovine v obtoku. Ta model tudi lahko vključim v model učenja na napakah kot enačbo, ki predstavlja dolgoročno ravnotežno stanje in nato opredelim odstopanja, ki nastajajo v krajših časovnih obdobjih. Pogoj za to pa je, da so spremenljivke, vključene v dolgoročno enačbo, med seboj kointegrirane. To pomeni, da mora biti predlagana linearna kombinacija spremenljivk integrirana nulte reda, uporabljene spremenljivke pa so lahko integrirane tudi prvega reda.

Kointegracijsko razmerje med uporabljenimi spremenljivkami sem preizkusil s testom augmented dickey-fuller, ki preverja ničelno hipotezo, da je časovna vrsta, v mojem primeru ostanki ocenjene regresijske funkcije, v nivojih nestacionarna. ADF test ni občutljiv na možno korelacijo med ostanki.

²⁰ Regresijska konstanta je označena kot C(1), prvi parcialni regresijski koeficient s C(2) in tako naprej.

Pri DF testu, ki je reducirana oblika ADF testa, gre za oceno in preverjanje parametra ρ v avtoregresijski enačbi $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$, kjer je e_t normalno porazdeljena slučajna napaka. ρ ima lahko vrednosti od -1 do 1 . Če je ρ po absolutni vrednosti enak 1 , potem velja, da je preučevana časovna vrsta nestacionarna.

Če od obeh strani odštejemo Y_{t-1} , dobimo enačbo $Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t$, iz tega pa sledi enačba $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$, kjer je $\delta = (\rho - 1)$ in Δ operator prve difference. V praksi tako testiramo $H_0: \delta = 0$, kar pomeni, da je $\rho = 1$ in imamo opraviti z nestacionarno časovno vrsto (Gujarati, 2003, str. 815). Če je treba, časovno vrsto testiramo na tri načine, in sicer brez konstantnega člena, s konstantnim členom ter s konstantnim členom in vključeno komponento trenda.

V analizi, kot rečeno, uporabljam ADF, ki je uporaben test, če so e_t med seboj povezani.

Ocenjeval sem enačbo oblike $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + e_t$, kjer Y predstavlja ostanke ocenjene dolgoročne regresijske enačbe. Enačbo sem ocenil s konstanto in brez nje, trenda pa nisem nikoli vključil vanjo. Dobil sem te rezultate:

Null Hypothesis: OSTANKILGOTR has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.036493	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.604746	
5% level	-1.946447	
10% level	-1.613238	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: OSTANKILGOTR has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.983613	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Z obeh izpiskov rezultatov testiranja je razvidno, da sta vrednosti t -statistik bolj negativni od kritičnih vrednosti pri enoodstotni stopnji tveganja. To pomeni, da lahko ničelno hipotezo, da časovne vrste niso kointegrirane, na podlagi vzorčnih podatkov zavrnem in sklenem, da so. Ostanke dolgoročne enačbe tako lahko vključim v enačbo kratkoročnega povpraševanja po gotovini.

7.1.2. *Kratkoročna enačba povpraševanja po gotovini*

Dolgoročno enačbo povpraševanja, kot rečeno, vključimo v enačbo kratkoročnega povpraševanja prek ostankov dolgoročne enačbe. V danem primeru pomeni kointegracija, da so ostanki dolgoročne enačbe integrirani nultega reda. Zagotoviti pa je treba, da so tudi vse preostale spremenljivke, vključene v enačbo kratkoročnega povpraševanja, integrirane nultega reda. To zagotovim z diferenciacijo časovnih vrst (Vasle, 1998, str. 39).

V kratkoročno enačbo povpraševanja po gotovini v obdobju t najprej vključim ostanke iz dolgoročne enačbe iz predhodnega obdobja $t-1$, ki mi pojasnjujejo, kako se mora gibati količina gotovine, da bomo v opazovanem obdobju t dosegli želeno uravnoteženo stanje. Ob tem poskusim vključiti tudi difference vseh spremenljivk, ki sem jih vključil v dolgoročno enačbo. Te spremenljivke so lahko tudi odložene, število odlogov pa se določi empirično na podlagi F in t testov, dokler ne dobim enačbe, ki zadovolji klasične diagnostične teste, uporabljene že pri testiranju dolgoročne enačbe povpraševanja. Difference spremenljivk, uporabljenih v dolgoročni enačbi, ki niso statistično značilne, izpustimo (Vasle, 1998, str. 40).

Difference spremenljivk, razen spremenljivke $STBR$, ki predstavlja logaritmirano stopnjo registrirane brezposelnosti, sem izključil iz modela, ker so bili pred njimi stoječi regresijski koeficienti statistično neznačilni. Prav tako niso bili uspešni vsi poskusi vključitve odloženih spremenljivk v model. Kratkoročna enačba je tako takšna:

$\Delta\Delta_{12} \ln GOTR = 0,79\Delta \ln STBR - 0,84[\ln GOTR - 7,39 - 0,29\ln EVR + 0,06\ln DNOC - 0,32\ln STBR - 0,07D]_{(-1)}$							
t	(2,999)	(-3,941)	/	(10,231)	(5,686)	(-5,393)	(3,429) (3,177)
p	(0,004)	(0,003)	/	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001) (0,002)
$n = 47$				$R^2 = 0,294$		$\bar{R}^2 = 0,278$	
$s_e = 0,039$							

Ker je spremenljivka $GOTR$ v ravneh nestacionarna, je $\Delta\Delta_{12}GOTR$ z enkratnim sezonskim diferenciranjem in dodatnim enkratnim navadnim diferenciranjem desezonirana in stacionarizirana različica te spremenljivke, $\Delta STBR$ pa je diferencirana le enkrat, ker sezone komponente pri njej ni bilo.

Koeficient odloženih rezidualov dolgoročne enačbe je negativen, kar pomeni, da se mora, če je bila količina gotovine $GOTR$ pod uravnoteženo²¹ v predhodnem obdobju $t-1$, ta v zdajšnjem t povečati²², da bo doseženo uravnoteženo stanje. Vrednost tega koeficienta pa je -0,8449 in tudi pove, da je 84,49% razlike oziroma neskladnosti med dolgoročnim stanjem in kratkoročnim stanjem popravljene v tekočem obdobju. Torej gre za zelo hitro vzpostavljanje dolgoročno uravnoteženega stanja.

Koeficient pred $\Delta STBR$ pove, da povečanje spremembe stopnje brezposelnosti v zdajšnjem obdobju vpliva na povečanje spremembe količine gotovine v obtoku. Povedano drugače, povečanje spremembe stopnje brezposelnosti za 1% v povprečju povzroči povečanje spremembe realne količine gotovine v obtoku za 0,799%.

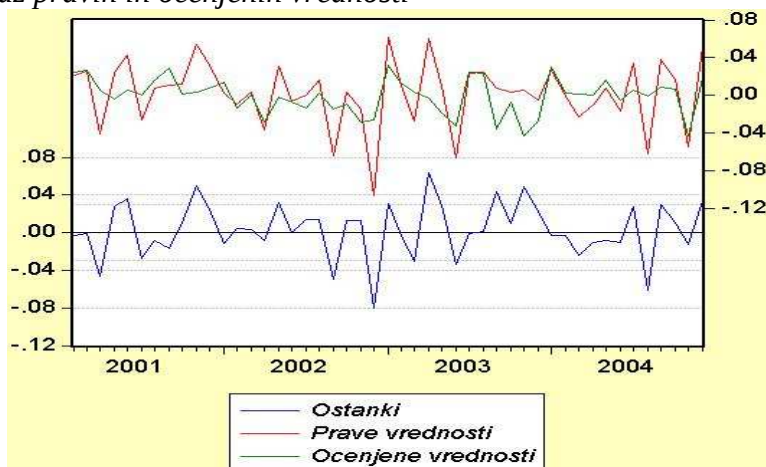
Vsi diagnostični in specifikacijski testi ter testi stabilnosti za kratkoročno enačbo so prikazani v Prilogi 3.

²¹ Vrednost odloženih rezidualov je bila negativna.

²² Vrednost odloženih rezidualov se mora povečati.

Napovedna moč modela je prikazana na Sliki 12, kjer so prikazane prave in s predlagano enačbo ocenjene vrednosti za spremenljivko realna vrednost gotovine v obtoku.

Slika 12: Prikaz pravih in ocenjenih vrednosti



Vir: Lastni izračun.

Predlagana enačba povpraševanja po gotovini pojasnjuje dolgoročno povpraševanje po realni vrednosti količine gotovine v obtoku v odvisnosti od realne vrednosti evidentiranih prejemkov prebivalstva, obrestne mere za depozite čez noč in stopnje registrirane brezposelnosti. V kratkem obdobju pa na povpraševanje po gotovini vpliva samo stopnja registrirane brezposelnosti. Vpliva drugih predlaganih spremenljivk z uporabljenim modelom ni bilo moč dokazati.

Vrednost determinacijskega koeficienta, ki pri dolgoročni enačbi znaša 0,606, je zadovoljiva, sprejemljivi rezultati diagnostičnih testov (moti le navzočnost avtokorelacije 4. reda v kratkoročni specifikaciji modela) in izkazana stabilnost parametrov pa potrjujejo trditev, da je z modelom učenja na napakah mogoče predlagati enačbo povpraševanja po gotovini, ki jo lahko uporabimo pri vodenju denarne politike. Uporabljeni model tako zadovoljivo rešuje problem trendnih gibanj uporabljenih spremenljivk ter upošteva dinamiko povpraševanja po gotovini.

7.1.3. Ocenjevanje funkcij povpraševanja po bankovcih

Poskusi modeliranja funkcij povpraševanja po bankovcih različnih vrednosti so predstavljeni v tabelah 3 (na strani 32), 4 (na strani 33) in 5 (na strani 34).

Tabela 3: Prikaz ocenjenih regresijskih modelov za spremenljivko *B10R*

Spremenljivke	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)**
Konstanta	3,06 (1,73)	7,82 (3,82)	4,35 (2,45)	5,62 (6,52)	0,18 (0,11)	5,16 (3,46)	-0,65 (-0,34)	3,27 (1,54)	-1,71 (-0,86)	2,89 (1,32)	0,36 (0,23)	5,58 (3,75)	-
<i>EVR</i>	0,31 (5,52)	-	0,33 (5,42)	0,33 (5,36)	0,28 (4,75)	-	0,28 (4,62)	-	0,28 (4,86)	-	0,30 (5,08)	-	0,37 (8,68)
<i>IPR</i>	-	-0,03 (-0,54)	-	-	-	0,0004 (0,006)	-	0,01 (0,21)	-	0,02 (0,35)	-	-0,01 (-0,17)	-
<i>DNOC</i>	-0,06 (-2,63)	-0,05 (-1,55)	-0,06 (-3,13)	-0,08 (-5,93)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>D30</i>	-	-	-	-	0,02 (0,65)	0,03 (0,94)	-	-	-	-	-	-	-
<i>D90</i>	-	-	-	-	-	-	0,03 (0,88)	0,06 (1,44)	-	-	-	-	-
<i>D90C</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>N1L</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	0,05 (1,59)	0,07 (1,56)	-	-	-
<i>STBR</i>	0,68 (4,41)	0,33 (1,77)	0,74 (5,56)	0,68 (6,04)	0,59 (3,37)	0,25 (1,22)	0,58 (3,31)	0,22 (1,53)	0,54 (3,22)	0,21 (1,05)	0,59 (3,58)	0,29 (1,48)	0,88 (11,96)
<i>DSBI</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,001 (1,27)	0,0002 (0,19)	-
<i>VINF</i>	0,26 (5,02)	0,30 (4,31)	-	-	0,29 (5,31)	0,33 (4,74)	0,26 (4,09)	0,27 (3,38)	0,22 (3,11)	0,24 (2,68)	0,29 (5,45)	0,33 (4,72)	-
<i>PK</i>	0,06 (0,84)	0,01 (0,14)	-	-	0,06 (0,87)	0,02 (0,19)	0,07 (1,04)	0,04 (0,48)	0,07 (1,06)	0,03 (0,38)	0,05 (0,62)	0,17 (0,18)	-
<i>E</i>	0,43 (1,69)	0,45 (1,32)	0,18 (0,91)	-	1,02 (5,79)	0,92 (3,81)	1,18 (4,17)	1,24 (3,51)	1,38 (4,63)	1,31 (3,51)	0,96 (6,25)	0,84 (4,83)	0,81 (10,96)
<i>Neprava spr.</i>	0,09 (3,59)	0,14 (4,05)	0,08 (2,76)	0,08 (2,71)	0,12 (4,58)	0,16 (4,89)	0,12 (4,58)	0,16 (5,13)	0,12 (6,68)	0,16 (5,14)	0,12 (4,59)	0,16 (4,83)	0,09 (3,00)
R^2	0,79	0,64	0,59	0,59	0,76	0,62	0,76	0,63	0,77	0,64	0,76	0,62	0,51**
$\bar{R}^2$	0,76	0,57	0,56	0,56	0,72	0,56	0,71	0,57	0,73	0,57	0,73	0,54	0,48
s_e	0,02	0,03	0,04	0,04	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,04	0,05
<i>S.E. regresije</i>	0,02	0,03	0,03	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03	0,03
<i>DW</i>	0,92	1,45	0,58	0,57*	0,95	1,41	0,97	1,46	1,02	1,45	1,00	1,41	0,51

Opombe:

Statistično neznačilno pri 5% stopnji tveganja

V nasprotju s teoretičnimi domnevami

*Vrednost DW statistike je nižja od determinacijskega koeficienta, kar kaže na to, da je regresija nepristna oziroma nepravna in tako neuporabna.

**Ker v regresiji ni konstante, determinacijski koeficient ni primerljiv z modeli, kjer je ta navzoča.

***Ocenjeni model ni preстал diagnostičnih in specifikacijskih testov.

Vir: Lastni izračuni.

Gornja tabela prikazuje različne regresijske modele, kjer odvisno spremenljivko predstavlja spremenljivka *B10R*²³. Gre za realno vrednost bankovcev vrednosti 10.000 tolarjev v obtoku. Kot je razvidno s Tabele 3, sta se kot primerna, z vidika statistične značilnosti ocenjenih parametrov in zadovoljitve teoretičnih domnev, izkazala le modela 4 in 13. Pri četrtem modelu se problem kaže v zelo nizki vrednosti DW statistike, ki je nižja od determinacijskega koeficienta in nakazuje na nepristnost regresije. Ostanki ocenjenega modela tako ne morejo vstopiti v dinamični kratkoročni model. Pri trinajstem modelu pa je poleg nizke vrednosti DW statistike, ki nakazuje na navzočnost pozitivne avtokorelacije v modelu, treba izpostaviti dejstvo, da ocenjeni model ni preстал diagnostičnih testov in testov stabilnosti.

²³ Spremenljivka je izražena v logaritmih. Isto velja tudi za vse preostale spremenljivke razen za spremenljivke *VINF*, *DSBI* in *E* in seveda za nepravno spremenljivko.

Tabela 4: Prikaz ocenjenih regresijskih modelov za spremenljivko B5R

Spremenljivke	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
Konstanta	-2,29 (-1,00)	5,61 (1,89)	-	-	-	-6,00 (-3,10)	1,61 (0,77)	-4,64 (-1,92)	2,05 (0,67)	-6,04 (-2,34)	1,55 (0,48)	-5,81 (-3,06)	1,98 (0,95)
EVR	0,45 (6,75)	-	0,45 (6,67)	0,39 (6,27)	0,33 (9,02)	0,44 (6,18)	-	0,46 (6,37)	-	0,45 (6,26)	-	0,65 (6,39)	-
IPR	-	-0,04 (-0,58)	-	-	-	-	-0,01 (-0,13)	-	-0,02 (-0,31)	-	-0,02 (-0,23)	-	-0,02 (-0,33)
DNOC	-0,07 (-2,48)	-0,07 (-1,73)	-0,08 (-3,13)	-0,04 (-1,90)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
D30	-	-	-	-	-	0,02 (0,61)	0,05 (0,94)	-	-	-	-	-	-
D90	-	-	-	-	-	-	-	-0,03 (-0,78)	0,002 (0,03)	-	-	-	-
D90C	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
N1L	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,005 (0,13)	0,01 (0,23)	-	-
STBR	0,74 (3,90)	0,29 (1,15)	0,34 (2,14)	0,14 (1,14)	-	0,68 (3,17)	0,21 (0,74)	0,77 (3,67)	0,29 (1,04)	0,71 (3,37)	0,27 (0,96)	0,69 (3,42)	0,31 (1,13)
DSBI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,001 (0,96)	-0,0005 (-0,35)
VINF	-0,07 (-1,10)	-0,04 (-0,45)	-0,0003 (-0,005)	-	-	-0,05 (-0,73)	-0,02 (-0,19)	-0,01 (-0,15)	-0,02 (-0,16)	-0,06 (-0,61)	-0,04 (-0,28)	-0,05 (-0,69)	-0,02 (-0,17)
PK	0,37 (4,49)	0,34 (2,85)	-	-	-	0,40 (4,56)	0,37 (3,03)	0,39 (4,36)	0,38 (2,98)	0,41 (4,57)	0,38 (3,06)	0,39 (4,32)	0,39 (3,06)
E	0,73 (2,37)	0,54 (1,17)	0,83 (5,03)	1,05 (7,64)	1,25 (15,5)	1,41 (6,22)	1,23 (3,58)	1,11 (3,10)	1,13 (2,22)	1,39 (3,56)	1,22 (2,25)	1,34 (6,72)	1,13 (3,45)
R^2	0,84	0,66	0,75*	0,82*	80,1*	0,81	0,63	0,81	0,63	0,81	0,63	0,82	0,63
$\bar{R}^2$	0,81	0,61	0,73	0,81	80,5	0,78	0,58	0,78	0,58	0,78	0,58	0,79	0,58
s_e	0,03	0,07	0,05	0,07	0,08	0,04	0,07	0,04	0,07	0,04	0,07	0,04	0,07
S.E. regresije	0,03	0,04	0,03	0,04	0,04	0,04	0,04	0,03	0,04	0,03	0,04	0,03	0,04
DW	1,28	1,95	1,14	1,48	1,55	1,11	1,81	1,11	1,76	1,07	1,75	1,10	1,73

Opombe:

statistično neznačilno pri 5% stopnji tveganja
v nasprotju s teoretičnimi domnevami.

*Ker v regresiji ni konstante, determinacijski koeficient ni primerljiv z modeli, kjer je ta navzoča.

Vir: Lastni izračuni.

V Tabeli 4 so prikazani ocenjeni regresijski modeli, kjer je odvisna spremenljivka realna vrednost bankovcev vrednosti 5000 tolarjev v obtoku. Spremenljivke so izražene enako kot pri regresijah z odvisno spremenljivko B10R. Rezultati pa napeljujejo na sklep, da je le 5. ocenjeni regresijski model v skladu s teoretičnimi domnevami in ima regresijske koeficiente, ki so statistično značilno različni od nič. V modelu ni konstante in zato determinacijski koeficient ni primerljiv s tistim, ki je izračunan po metodi najmanjših kvadratov odklonov od povprečja. Kakor koli že, ko sem iz modela izločil spremenljivko E, je vrednost determinacijskega koeficienta padla z 80,1 na 0,015, kar napeljuje na sklep, da je ta spremenljivka irelevantna. Testiranje hipotez v modelu, kjer je irelevantna spremenljivka navzoča, je tako negotovo, s tem pa tudi rezultati ocenjenega modela.

Tabela 5: Prikaz ocenjenih regresijskih modelov za spremenljivko *B1R*

Spremenljivke	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Konstanta	12,2 (10,02)	16,09 (11,14)	13,68 (13,53)	17,40 (16,25)	13,77 (10,86)	16,99 (10,99)	13,18 (9,85)	16,88 (10,47)	13,67 (14,09)	17,01 (17,11)
<i>EVR</i>	0,22 (6,12)	-	0,22 (5,86)	-	0,22 (5,85)	-	0,22 (5,87)	-	0,21 (5,55)	-
<i>IPR</i>	-	-0,009 (-0,25)	-	-0,01 (-0,35)	-	-0,01 (-0,32)	-	-0,01 (-0,26)	-	-0,01 (-0,46)
<i>DNOC</i>	0,03 (1,91)	0,03 (1,37)	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>D30</i>	-	-	-0,001 (-0,07)	0,01 (0,39)	-	-	-	-	-	-
<i>D90</i>	-	-	-	-	-0,003 (-0,13)	0,01 (0,45)	-	-	-	-
<i>D90C</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>N1L</i>	-	-	-	-	-	-	0,01 (0,54)	0,02 (0,51)	-	-
<i>STBR</i>	0,29 (2,89)	0,08 (0,62)	0,30 (2,68)	0,07 (0,47)	0,30 (2,75)	0,07 (0,50)	0,28 (2,56)	0,06 (0,46)	0,32 (3,12)	0,15 (1,16)
<i>DSBI</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,001 (-1,57)	-0,001 (-2,19)
<i>VINF</i>	-0,001 (-0,03)	0,02 (0,31)	-0,01 (-0,29)	0,004 (0,07)	-0,007 (-0,18)	-0,01 (-0,18)	-0,03 (-0,59)	-0,02 (-0,28)	-0,01 (-0,32)	0,001 (0,03)
<i>PK</i>	0,15 (3,41)	0,14 (2,25)	0,14 (3,03)	0,13 (1,99)	0,14 (2,95)	0,13 (2,07)	0,14 (3,09)	0,13 (2,07)	0,15 (3,39)	0,16 (2,65)
<i>E</i>	-1,34 (-8,11)	-1,45 (-6,18)	-1,59 (-13,51)	-1,67 (-9,52)	-1,61 (-8,61)	-1,6 (-6,25)	-1,49 (-7,42)	-1,58 (-5,77)	-1,59 (-15,6)	-1,67 (-10,71)
R^2	0,95	0,91	0,95	0,91	0,95	0,91	0,94	0,91	0,95	0,91
$\bar{R}^2$	0,94	0,89	0,94	0,89	0,94	0,89	0,94	0,89	0,94	0,90
s_e	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01	0,02
<i>S.E. regresije</i>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
<i>DW</i>	1,95	2,46	1,78	2,39	1,79	2,37	1,75	2,36	2,01	2,50

Opombe:

statistično neznačilno pri 5% stopnji tveganja.

v nasprotju s teoretičnimi domnevami

Vir: Lastni izračuni.

Kot je razvidno s Tabele 5, nisem uspel oceniti niti enega regresijskega modela z odvisno spremenljivko *B1R*, ki bi zadostil teoriji in imel statistično značilne parametre.

Tako so se vsi poskusi modeliranja funkcij povpraševanja po bankovcih različnih vrednosti izjalovili. Nobena funkcija ni prestala diagnostičnih testov, prav tako pa sem, kot rečeno, v večini primerov dobil teoretično nepričakovane predznake. Ugotavljam, da je ekonometrično ocenjevanje funkcij povpraševanja po bankovcih na opisani način neuspešno in da tako to področje ostaja zanimiva tema za nadaljnje preučevanje.

SKLEP

V obdobju od začetka leta 2000 do konca leta 2004 je bilo opazno zniževanje deleža gotovine v denarnem agregatu M1 in s tem seveda tudi v drugih denarnih agregatih. To zniževanje deleža gotovine je intuitivno pojasnjeno s povečevanjem števila izdanih plačilnih kartic, ki so alternativa plačevanju z gotovino. Empirična analiza sicer ni pokazala povezanosti med tema dvema količinama. Ne glede na to pa je v preučevanem obdobju opazno nasprotno gibanje omenjenih količin.

Primerjava uporabe plačilnih kartic v Sloveniji in drugod po Evropi je pokazala, da Slovenci za zdaj s tega vidika še capljamo za primerjanimi državami. Vendar je spodbudno dejstvo, da se uporaba sodobnih plačilnih instrumentov tudi v Sloveniji povečuje.

Inflacija v 90. letih minulega stoletja je zelo znižala kupno moč slovenskih bankovcev. Podobno velja tudi za Grčijo in Portugalsko. Ne glede na to pa imamo v Sloveniji še vedno bankovec vrednosti 10.000 tolarjev, ki se v evropskem merilu lahko kvalificira za velikega.

Osnovni namen naloge, ekonometrično oceniti funkcije povpraševanja po bankovcih različnih vrednosti, ni dosežen. Tako modeliranje funkcij povpraševanja po bankovcih še naprej ostaja nedokončano področje in predmet nadaljnjih raziskav. Moj poskus takšnega modeliranja sem sklenil z ugotovitvijo, da za Slovenijo po postopku, ki sem ga zasledoval, ni moč skonstruirati stabilne funkcije. Kot rečeno, niti ena funkcija povpraševanja po bankovcih katere koli vrednosti ni prestala diagnostičnih testov oziroma so imeli parcialni regresijski koeficienti nepravilne predznake.

Po drugi strani pa sem uspel oceniti tako dolgoročno kot tudi kratkoročno funkcijo povpraševanja po gotovini, ki sta zadostili vsem diagnostičnim testom in katerih regresijski koeficienti so imeli teoretično pričakovane predznake. Spremenljivke, ki zadovoljivo pojasnjujejo variabilnost realne vrednosti gotovine v obtoku, so tako evidentirani prejemki prebivalstva, registrirana stopnja brezposelnosti in obrestna mera za depozite čez noč.

LITERATURA

1. Attanasio P. Orasio, Guiso Luigi, Jappelli Tullio: The Demand for Money, Financial Innovation, and the Welfare Cost of Inflation: An Analysis with Households` Data. Working Paper 6593. Cambridge : NBER. 46 str.
[URL: <http://www.nber.org/papers/W6593>], 1998.
2. Bredin Don, Cuthbertson Keith: Liquidity Effects and Precautionary Saving in The Czech Republic. Technical Paper. Dublin : Central Bank of Ireland. 18 str.
[URL: <http://www.centralbank.ie/data/TechPaperFiles/4RT01.pdf>], 2001.
3. Babić Ante: The Monthly Transaction Money Demand in Croatia. Working Paper. Zagreb : The Croatian National Bank. 52 str.
[URL: <http://www.hnb.hr/publikac/istrazivanje/w-005.pdf>], 2000.
4. Brissimis N. Sophocles et al.: Empirical Modelling of Money Demand in Periods of Structural Change: The Case of Greece. Working Paper. Athens : The Bank of Greece, 2003. 33 str.
5. Beguna Alina et al.: Money Demand in Latvia. EuroFaculty Working Paper in Economics, No. 15. Riga : EuroFaculty. 48 str.
[URL: <http://www.eurofaculty.lv/papers/DownloadsEconomics/Money%20Demand%20in%20Latvia.pdf>], 2002.
6. Charemza W. W, Deadman D. F.: New Directions in Econometric Practice. 2nd Edition. Cheltenham : Edward Elgar Publishing Ltd., 1997. 344 str.
7. Caporale Guglielmo Maria, Gil-Alana A. Luis: Fractional Cointegration and Aggregate Money Demand Functions. Public Policy Discussion Papers. London : Brunel University. 24 str.
[URL: <http://www.brunel.ac.uk/329/efwps/05-01.pdf>], 2005.
8. Cuche A. Nicolas, Hess K. Martin: Estimating monthly GDP in a general Kalman filter framework: Evidence from Switzerland. Gerzensee : Studienzentrum Gersensee. 37 str.
[URL: <http://www.szgerzensee.ch/download/wp-9902.pdf>], 1999.
9. Calza Alessandro et al.: Euro Area Money Demand: Measuring the Opportunity Costs Appropriately. IMF Working Paper. Washington DC : IMF. 38 str.
[URL: http://www.ecomod.net/conferences/ecomod2001/papers_web/Calza_Own%20rate%20background_27042001.pdf], 2001.

10. Čermelj Lucijan: Spreminjanje velikosti denarnih agregatov M1, M2 in M3 ter spreminjanje sestave denarnega agregata M3 v Sloveniji. Diplomsko delo. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 1999. 50 str.
11. Fischer Bjorn et al.: The Demand for Euro Area Currencies: Past, Present and Future. ECB Working Paper No. 330. Frankfurt : ECB. 93 str.
[URL: <http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp330.pdf>], 2004.
12. Greene H. William: Econometric Analysis. Fifth Edition. New Jersey : Prentice Hall, 2003. 1026 str.
13. Gujarati Damodar N.: Basic Econometrics. International Edition. New York : McGraw-Hill Companies, 2003. 1002 str.
14. Hall S. G. et al.: The Long-Run Determination of UK Monetary Aggregates. Economic Modelling at the Bank of England. London : Chapman & Hall, 1989, str. 127-166.
15. Janssen Norbert: The Demand for M0 in the United Kingdom Reconsidered: Some Specification Issues. London : Bank of England. 57 str.
[URL: <http://www.bankofengland.co.uk/publications/workingpapers/wp83.pdf>], 1998.
16. Kabelac Gabriele: Cyber money as a medium of exchange. Discussion Paper. Frankfurt : The Deutsche Bundesbank. 41 str.
[URL: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=220193], 1999.
17. Khamis May, Leone M. Alfredo: Can Currency Demand be Stable Under a Financial Crisis? The Case of Mexico. IMF Staff Papers, Vol. 48, No. 2. Washington DC : IMF. 23 str.
[URL: <http://www.imf.org/External/Pubs/FT/staffp/2001/02/pdf/khamis.pdf>], 2001.
18. Košak Tomaž: Denar v obtoku in drugi denarni agregati. Diplomsko delo. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 1995. 60 str.
19. Kwiatkowski Denis et al.: Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. Journal of Econometrics, Amsterdam, 1992, 54, str. 159-178.
20. Laflèche Thérèse: The Demand for Currency and the Underground Economy. Bank of Canada Review. Ottawa : Bank of Canada. 20 str.
[URL: <http://www.bankofcanada.ca/en/review/1994/r944b.pdf>], 1994.
21. Nenovsky N., Hristov K.: Currency Circulation after Currency Board Introduction in Bulgaria. Discussion Paper 13. Sofija : Bulgarian National Bank. 40 str.

- [URL: <http://www.csd.bg/news/bert/nenovski.pdf>], 2000.
22. Podbevšek Miha: Denarni agregati M1, M2 in M3 v Sloveniji, v obdobju od leta 1991 do leta 1998. Diplomsko delo. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 1999. 57 str.
 23. Planas Christophe: Applied Time Series Analysis: Modelling, Forecasting, Unobserved Components Analysis and the Wiener-Kolmogorov Filter. Eurostat Working Paper.
[URL: <http://europa.eu.int/comm/eurostat/research/index.htm?http://europa.eu.int/en/comm/eurostat/research/noris4/&1>], 15.10.1997.
 24. Revoltella Debora, Mucci Fabio: Household Wealth in New Europe: Towards the EU. Milano : Unicredito Italiano. 16 str.
[URL: <http://www.dauphine.fr/eurisco/HouseholdRevoltella-mucci.pdf>], 2003.
 25. Ribnikar Ivan: Denar v obtoku in denar kot zakonito plačilno sredstvo. Bančni vestnik, Ljubljana, 54(2005), 1/2, str. 74-76.
 26. Ribnikar Ivan: Gotovina in knjižni denar. Bančni vestnik, Ljubljana, 49(2000), 6, str. 46-48.
 27. Rogoff Keneth: Blessing or curse? Foreign and underground demand for euro notes. Economic Policy, London, 1998, 26, str. 263-303.
 28. Seater J. John: The Demand for Currency Substitution. Working Paper. Raleigh : North Carolina State University. 38 str.
[URL: <http://www4.ncsu.edu/~jjseater/PDF/WorkingPapers/CurrencySubstitution.pdf>], 2002.
 29. Seitz Franz: The Demand for Euro Cash: A Theoretical Model and Monetary Policy Implications. Discussion Paper. Sofija : Bulgarian National Bank. 24 str.
[URL: [http://www.bnb.bg/bnb/home.nsf/vPages/Discussion_200337/\\$FILE/37e-paper.pdf](http://www.bnb.bg/bnb/home.nsf/vPages/Discussion_200337/$FILE/37e-paper.pdf)], 2003.
 30. Shima Isilda: The shadow economy in Norway: Demand for Currency Approach. University of Oslo. Oslo : University of Oslo. 23 str.
[URL: <http://www.oekonomi.uio.no/memo/memopdf/memo1004.pdf>], 2004.
 31. Soto Raimundo, Tapia Matias: Seasonal cointegration and the stability of the demand for money. Working Paper, No. 103. Santiago : Central Bank of Chile. 42 str.
[URL: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc/pdf/dtbc103.pdf>], 2001.

32. Vasle Boštjan: Ocena povpraševanja po denarju: Model korekcije napak. Prikazi in analize, Ljubljana, 1998, 4, str. 34-45.
33. Wooldridge Jeffrey M.: Introductory Econometrics. A Modern Approach. Cincinnati : South-Western College Publishing, 2002. 641 str.

VIRI

1. Eviews 5 User`s Guide. Irvine : Quantitative Micro Software. 2004. 978 str.
2. Bilten Banke Slovenije. Ljubljana : Banka Slovenije, obd. 2000-2004.
3. Letno poročilo Banke Slovenije 2000. Ljubljana : Banka Slovenije, 2001. 96 str.
4. Letno poročilo Banke Slovenije 2001. Ljubljana : Banka Slovenije, 2002. 105 str.
5. Letno poročilo Banke Slovenije 2002. Ljubljana : Banka Slovenije, 2003. 104 str.
6. Letno poročilo Banke Slovenije 2003. Ljubljana : Banka Slovenije, 2004. 109 str.
7. Letno poročilo Banke Slovenije 2004. Ljubljana : Banka Slovenije, 2005. 118 str.

PRILOGE

Priloga 1: V analizi uporabljene spremenljivke.

<i>GOTR</i>	Realna vrednost gotovine v obtoku v mio SIT (izražena v logaritmih), deflacionirana z indeksom cen življenjskih potrebščin
<i>B10R</i>	Realna vrednost bankovcev vrednosti 10.000 SIT v obtoku v mio SIT (izražena v logaritmih), deflacionirana z ICŽP
<i>B5R</i>	Realna vrednost bankovcev vrednosti 5000 SIT v obtoku v mio SIT (izražena v logaritmih), deflacionirana z ICŽP
<i>B1R</i>	Realna vrednost bankovcev vrednosti 1000 SIT v obtoku v mio SIT (izražena v logaritmih), deflacionirana z ICŽP
<i>EVR</i>	Realna vrednost evidentiranih prejemkov prebivalstva v mio SIT, (izražena v logaritmih), deflacionirana z ICŽP
<i>DNOC</i>	Logaritemsko izražena obrestna mera BS za depozite čez noč
<i>D30</i>	Logaritemsko izražena pasivna obrestna mera za vezane vloge do 30 dni (nominalno) na letni ravni
<i>D90</i>	Logaritemsko izražena pasivna obrestna mera za vezane vloge do 90 dni (nominalno) na letni ravni
<i>D90C</i>	Kumulativa Ld90
<i>N1L</i>	Logaritemsko izražena pasivna obrestna mera za vezane vloge nad 1 leta (nominalno) na letni ravni
<i>STBR</i>	Mesečna stopnja registrirane brezposelnosti (izražena v logaritmih)
<i>DSBI</i>	Donos na slovenski borzni indeks
<i>VINF</i>	Variabilnost inflacije, izračunana kot standardni odklon indeksa cen življenjskih potrebščin skozi drseči interval 12 mesecev
<i>IPR</i>	Indeks industrijske proizvodnje (v logaritmih), 2000=100
<i>PK</i>	Vrednost plačil s plačilnimi karticami v mio SIT, (v logaritmih)
<i>E</i>	Nominalni devizni tečaj SIT/EUR

Priloga 2: Izračun povprečne četrletne stopnje rasti skupne realne vrednosti opravljenih transakcij s plačilnimi karticami v obdobju od konca marca 2000 do konca decembra 2004.

$$y_t = y_0 (1+r)^t e^{u_t} \rightarrow \ln y_t = \ln y_0 + \ln(1+r)t + u_t \rightarrow \ln y_t = b_1 + b_2 t + u_t, \text{ kjer je } b_1 = \ln y_0, \\ b_2 = \ln(1+r), \ln y_t = \ln RSKVRED$$

Rezultat regresijske enačbe je ta:

$$\ln RSKVRED = 11,618 + 0,01514t$$

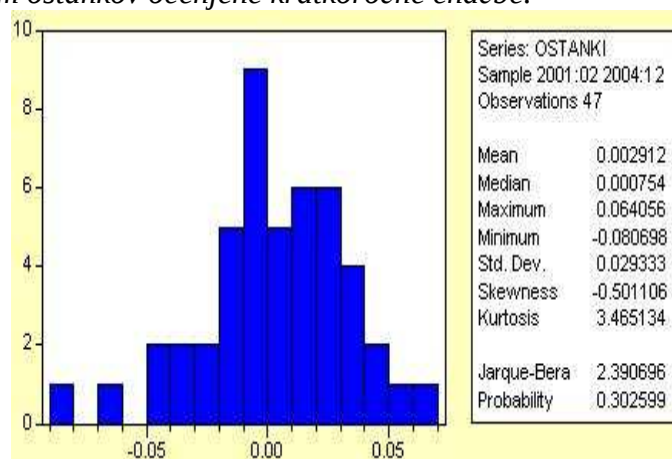
$$b_2 = \ln(1+r) \rightarrow 1+r = e^{b_2} \rightarrow r = e^{b_2} - 1 = e^{0,01514} - 1 = 0,01526$$

Povprečna stopnja rasti se izračuna po formuli:

$$\bar{S} = 100 * r = 100 * 0,01526 = 1,526\%$$

Priloga 3: Diagnostični in specifikacijski testi ter testi stabilnosti kratkoročne enačbe

Slika 1: Histogram ostankov ocenjene kratkoročne enačbe.



Vir: Lastni izračun.

Na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrniti ničelne domneve, da se ostanki porazdeljujejo normalno, *JB* statistika namreč ni statistično značilna. Ob tem, da se ostanki – kot kaže – porazdeljujejo normalno, tudi ADF test pokaže, da so ostanki stacionarni (glej spodaj).

Null Hypothesis: OSTANKI has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.936117	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.616203	
5% level	-1.948140	
10% level	-1.612320	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: OSTANKI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.941745	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.581152	
5% level	-2.926622	
10% level	-2.601424	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Pri diagnostičnih testih sem sledil postopku, ki je opisan pri ocenjevanju dolgoročne enačbe povpraševanja po gotovini.

Najprej sem tako preverjal navzočnost avtokorelacije v modelu. Število odlogov sem vnovič preverjal z informacijskima meriloma AIC in SC, ki sta morala biti čim manjša. V Fischer et al. (2003) avtorji pravijo, da je merilo SC teoretično boljše, vendar da se zdi, da merilo AIC izbere model na bolj splošni podlagi. Kakor koli že, merilo SC pravi, naj preverjam avtokorelacijo samo do prvega reda, merilo AIC pa predlaga preverjanje avtokorelacije do 4. reda. Odločil sem se, da bom avtokorelacijo preverjal do 4. reda.

Breusch – Godfreyev LM test avtokorelacije:

$p = 1$	$nR^2 = 1,306$	$p = 0,253$
$p = 2$	$nR^2 = 3,280$	$p = 0,194$
$p = 3$	$nR^2 = 6,644$	$p = 0,084$
$p = 4$	$nR^2 = 11,596$	$p = 0,021$

Izkazalo se je, da pri prvih treh odlogih v modelu, na podlagi LM testa, ni moč sklepati o navzočnosti avtokorelacije, pri četrtem pa to domnevo lahko zavrnem in sklenem, da je navzoča. Če bi se odločil preverjati avtokorelacijo v modelu samo do prvega odloga, kar predlaga informacijsko merilo SC, ne bi mogel sklepati, da je navzoča v modelu, tako pa seveda puščam odprto možnost, da je, in sicer četrtega reda.

Potem sem preverjal, ali je v modelu navzoč učinek ARCH, in dobil te rezultate:

ARCH test:

$q = 1$	$nR^2 = 0,120$	$p = 0,728$
$q = 2$	$nR^2 = 1,796$	$p = 0,407$
$q = 3$	$nR^2 = 1,502$	$p = 0,682$
$q = 4$	$nR^2 = 2,264$	$p = 0,687$

Na podlagi testiranja o navzočnosti učinka ARCH v modelu lahko sklenem, da ne morem zavrniti ničelne hipoteze, da ga v modelu ni. Prav tako v modelu ni heteroskedastične porazdelitve ostankov (spodaj).

Whiteov test heteroskedastičnosti:

Brez multiplikativnih členov	$nR^2 = 6,322$	$p = 0,176$
Z multiplikativnimi členi	$nR^2 = 6,578$	$p = 0,254$

Specifikacija modela je, kot je moč sklepati na podlagi RESET testa, ustrezna. Rezultati testiranja (spodaj) so pokazali, da ničelne hipoteze pravilne specifikacije modela ni bilo moč zavrniti.

Ramseyev RESET test:

$$F = 0,446 \qquad p = 0,508$$

Priloga 4: Prikaz ocenjenih regresijskih modelov

- Odvisna spremenljivka je realna vrednost gotovine v obtoku (GOTR), ki je izražena v logaritmih.

Tabela 1: Prikaz ocenjenih regresijskih modelov za spremenljivko GOTR

Spremenljivke	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Konstanta	5,63 (3,47)	9,91 (5,32)	7,39 (10,23)	3,13 (2,17)	7,73 (5,67)	3,37 (1,91)	7,03 (3,59)	3,04 (1,63)	7,26 (3,55)	3,18 (2,32)	5,53 (4,05)
<i>EVR</i>	0,27 (5,42)	- (-)	0,29 (5,68)	0,26 (4,69)	- (-)	0,26 (4,67)	- (-)	0,26 (4,72)	- (-)	0,27 (5,19)	0,27 (4,59)
<i>IPR</i>	- (-)	-0,01 (-0,14)	- (-)	- (-)	0,01 (0,30)	- (-)	0,02 (0,35)	- (-)	0,02 (0,32)	- (-)	- (-)
<i>DNOC</i>	-0,05 (-2,61)	-0,04 (-1,46)	-0,06 (-5,39)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
<i>D30</i>	- (-)	- (-)	- (-)	0,004 (0,14)	0,02 (0,60)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
<i>D90</i>	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	-0,007 (-0,21)	0,03 (0,63)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
<i>D90C</i>	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
<i>N1L</i>	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	0,003 (0,09)	0,02 (0,43)	- (-)	- (-)
<i>STBR</i>	0,39 (2,76)	0,07 (0,43)	0,32 (3,43)	0,33 (2,06)	0,01 (0,08)	0,35 (2,18)	0,02 (0,09)	0,34 (2,09)	0,02 (0,13)	0,29 (2,00)	0,27 (2,13)
<i>DSBI</i>	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)	0,001 (1,79)	- (-)
<i>VINF</i>	0,09 (1,89)	0,13 (2,06)	- (-)	0,11 (2,34)	0,15 (2,45)	0,13 (2,11)	0,13 (1,77)	0,11 (1,72)	0,13 (1,59)	0,12 (2,47)	- (-)
<i>PK</i>	0,11 (1,90)	0,07 (0,95)	- (-)	0,12 (1,87)	0,08 (1,00)	0,12 (1,83)	0,09 (1,13)	0,13 (1,88)	0,09 (1,06)	0,09 (1,52)	- (-)
<i>E</i>	0,21 (0,90)	0,20 (0,66)	- (-)	0,71 (4,38)	0,59 (2,67)	0,65 (2,52)	0,70 (2,16)	0,72 (2,59)	0,66 (1,91)	0,69 (5,01)	0,40 (3,24)
<i>Neprava spr.</i>	0,08 (3,51)	0,13 (4,09)	0,07 (3,18)	0,11 (4,37)	0,14 (4,89)	0,11 (4,29)	0,15 (4,92)	0,11 (4,37)	0,14 (4,89)	0,11 (4,62)	0,09 (3,53)
R^2	0,67	0,39	0,60	0,71	0,55	0,70	0,55	0,71	0,54	0,73	0,49
$\bar{R}^2$	0,62	0,29	0,58	0,66	0,47	0,66	0,47	0,66	0,47	0,68	0,45
s_e	0,02	0,04	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,04
<i>S.E. regresije</i>	0,02	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03
<i>DW</i>	1,87	2,08	1,56	1,55	1,94	1,55	1,95	1,55	1,93	1,61	1,18

Vir: Lastni izračuni.

statistično neznačilno pri 5% stopnji tveganja
v nasprotju s teoretičnimi domnevami

Priloga 5: Slovar tujih izrazov, uporabljenih v diplomskem delu

<i>Error correction model</i>	Model učenja na napakah
<i>Portfolio model</i>	Model portfelja
<i>Money in the utility function model</i>	Model denarja v funkciji koristnosti
<i>Financial wealth</i>	Finančno bogastvo
<i>Financial innovation</i>	Napredek v plačilni tehnologiji
<i>Cash-saving technology</i>	Denarno varčna tehnologija
<i>Currency approach</i>	Denarni pristop
<i>»Shredder«</i>	Naprava za uničevanje gotovine
<i>Additive seasonal effect</i>	Aditivni vpliv sezone
<i>Spurious regression</i>	Neprava oziroma nepristna regresija
<i>Over-differenced time series</i>	Prevečkrat diferencirana časovna vrsta
<i>Data mining</i>	Podatkovno rudarjenje
<i>General to specific modelling</i>	Modeliranje, ki poteka od splošnega k specifičnemu modelu
<i>Autoregressive conditional heteroscedasticity</i>	Heteroskedastičnost, ki je posledica avtokorelacije
<i>Outlier</i>	Osamelec