

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

**KREDITNA AKTIVNOST SLOVENSКИH BANK IN
NJENO FINANCIRANJE**

Ljubljana, maj 2007

TATJANA ŠULER

IZJAVA

Študentka Tatjana Šuler izjavljam, da sem avtorica tega magistrskega dela, ki sem ga napisala pod mentorstvom dr. Marka Košaka, in skladno s 1. odstavkom 21. člena Zakona o avtorskih in sorodnih pravicah dovolim objavo magistrskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne_____

Podpis: _____

KAZALO

1.	UVOD	1
2.	KREDITNA AKTIVNOST IN NJENO FINANCIRANJE	3
2.1	V državah Evropske unije	3
2.2	V Sloveniji	6
3.	STACIONARNOST, KOINTEGRACIJA IN ECM MODELI	15
3.1	Stacionarnost	15
3.1.1	Testi enotnega korena	17
3.1.2	Umetna regresija	18
3.2	Kointegracija	19
3.3	ECM modeli	20
3.3.1	Engle Granger metoda	21
3.3.2	Johansnova metoda	22
4.	PREGLED LITERATURE	25
4.1	Povpraševanje po denarju	25
4.2	Povpraševanje po posojilih	32
5.	MODEL ZA SLOVENIJO	40
5.1	Podatki	41
5.2	Spremenljivke v enačbah posojil	42
5.3	Spremenljivke v enačbah vlog	43
5.4	Model	44
5.4.1	Posojila nebančnemu sektorju	44
5.4.2	Posojila prebivalstvu	48
5.4.3	Vloge nebančnega sektorja	51
5.4.4	Vloge prebivalstva	53
5.5	Stabilnost enačb	55
6.	TESTIRANJE MODELA	58
6.1	EX-POST simulacija	60
6.2	EX-POST/EX-ANTE simulacija	62
7.	NAPOVEDI PRIHODNJIH GIBANJ	66
7.1	Razširitev modela	66
7.2	Napovedi eksogenih spremenljivk	69
7.2.1	Makroekonomske spremenljivke	69
7.2.2	Bilančne postavke	71
7.3	Napovedi spremenljivk modela	72
8.	STRES TESTI	76
9.	SKLEP	81
10.	VIRI IN LITERATURA	83
11.	PRILOGE	89

1. UVOD

Slovenija se od sredine leta 2004 dalje sooča z zelo visokimi stopnjami rasti posojil. Hitro rast posojil so spodbujale predvsem ugodne makroekonomske razmere, visoka gospodarska rast, zgodovinsko nizke obrestne mere in stabilen devizni tečaj ter tudi nizka zadolženost nebančnega sektorja. Pri tem je rast vlog nebančnega sektorja skozi celotno obdobje zadnjih treh let močno zaostajala za rastjo posojil, s čimer se je povečevala odvisnost bank od zadolževanja pri bankah v tujini. Z rastjo obveznosti do tujih bank se povečuje občutljivost bank na razmere na tujih finančnih trgih, zmanjšuje njihov vpliv na stroške financiranja ter povečuje volatilnost njihovih dobičkov. Visoka rast posojil lahko bankam povzroči težave ne le na strani financiranja, ampak lahko pripelje tudi do povečanja kreditnega tveganja. Če banke namenjajo premalo pozornosti kvaliteti posojilojemalcev in znižujejo kriterije pri odobravanju novih posojil, lahko to v manj ugodnih gospodarskih razmerah vodi do povečanja deleža slabih posojil in izgub iz danih kreditov.

V magistrskem delu želim zato odgovoriti na naslednja vprašanja:

- Ali lahko v prihodnje še pričakujemo razmeroma visoke rasti posojil ali je bolj verjeten obrat v kreditnem ciklu?
- Ker so se banke v zadnjih dveh letih močno usmerile na segment prebivalstva, je naslednje vprašanje, ali še lahko pričakujemo razlike med rastjo obsega poslovanja s prebivalstvom in s celotnim nebančnim sektorjem?
- Vprašanje je tudi, ali se bo nadaljevalo zaostajanje rasti vlog za rastjo posojil? V tem primeru bodo banke tudi v prihodnje prisiljene potrebne vire pridobiti z zadolževanjem v tujini.
- Kot zadnje se postavlja vprašanje občutljivosti bank na znižanje gospodarske rasti in na dvig obrestnih mer. To sta najbolj verjetna dejavnika, ki bi lahko povzročila obrat v kreditnem ciklu.

Pri iskanju odgovorov na zastavljena vprašanja bodo v pomoč štiri ekonometrične enačbe za posojila in vloge nebančnega sektorja in prebivalstva. Vse enačbe so v obliki modela popravljanja napak (ECM model). Poleg tega je upoštevana še predpostavka, da v primeru, če rast vlog zaostaja za rastjo posojil, banke potrebne vire pridobijo z zadolževanjem v tujini.

Za testiranje enačb so uporabljeni različni statistični testi. Poleg tega je kvaliteta enačb oziroma njihova sposobnost, da napovejo prihodnje gibanje odvisnih spremenljivk, preverjena tudi s simulacijami. Izvedena sta dva tipa simulacij: ex-post in ex-post/ex-ante simulacije. Pri prvih je napoved narejena znotraj vzorca obstoječih podatkov in v okviru obdobja, za katerega so ocenjene enačbe. Pri ex-post/ex-ante simulacijah je napoved narejena za obdobje po koncu obdobja ocenjevanja enačb, vendar še vedno znotraj vzorca obstoječih podatkov.

Na podlagi enačb so nato narejene napovedi za posojila nebančnemu sektorju in prebivalstvu za tekoče in prihodnji dve leti. Z eksogeno napovedjo ostalih postavk aktivne strani bilance stanja je opredeljena napoved celotne bilance stanja. To na drugi strani omogoči, ob upoštevanju z enačbami napovedane rasti vlog nebančnega sektorja, napoved obsega obveznosti do tujih bank, ki zapirajo bilančno vsoto.

Sledi še predstavitev stres testov, s katerimi je ocenjen učinek šokov na bilančno vsoto in njene postavke. Šoki so določeni kot malo verjetni, vendar možni dogodki ob upoštevanju zgodovinskih podatkov. Poudarek je dan predvsem odzivu bilančnih kategorij na šok obrestnih mer in šok dohodkovnih kategorij.

V strokovni literaturi se ponavadi ocenjuje bodisi obseg posojil bodisi povpraševanje po denarju, redkeje pa se istočasno obravnava posojila in vloge nebančnega sektorja na podlagi ekonometričnega modela in prepletenost napovedi teh kategorij z napovedjo obsega obveznosti do tujih bank. V primerjavi z večino drugih modelov za Slovenijo je prednost tukaj predstavljenega modela tudi v tem, da analizira celoten obseg poslovanja z nebančnim sektorjem in ne le tisti del, ki je vezan na domačo valuto.

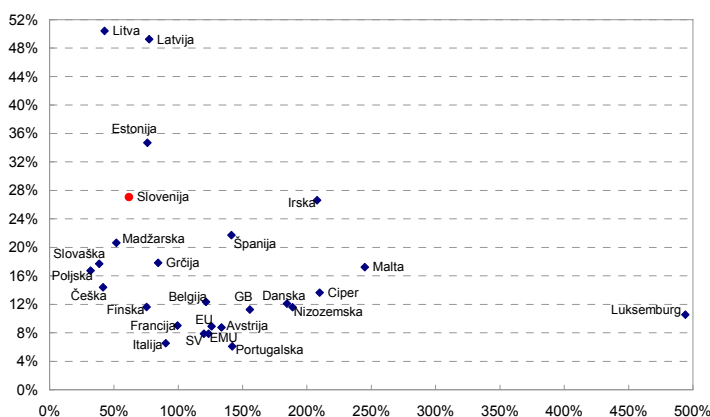
V nadaljevanju sledita najprej dve uvodni poglavji, ki predstavljata izhodišče za tematiko, obravnavano v magistrskem delu. V drugem poglavju so predstavljene trenutne razmere na področju kreditne aktivnosti bank v državah Evropske unije in v Sloveniji ter nekatera pričakovanja glede prihodnjih gibanj v Sloveniji. V tretjem poglavju je opisano teoretično ozadje ECM modelov. Nato sledijo bolj vsebinska poglavja vezana na sam model. V četrtem poglavju je predstavljen pregled strokovne literature na temo ocenjevanja enačb za posojila in vloge nebančnega sektorja. V petem poglavju so predstavljene ocene štirih enačb za Slovenijo, in sicer enačbe za posojila in vloge nebančnega sektorja in prebivalstva. Šesto poglavje je namenjeno ex-post in ex-post/ex-ante simulacijam modela, s katerimi je ocenjena sposobnost enačb za napovedovanje prihodnjih gibanj. Sledita še dve poglavji, ki predstavljata rezultate modela. Najprej so v sedmem poglavju predstavljene napovedi za tekoče in prihodnji dve leti dobljene na podlagi modela, nato v osmem poglavju še stres testi. Magistrsko delo zaključujejo sklepne ugotovitve.

2. KREDITNA AKTIVNOST IN NJENO FINANCIRANJE

2.1 V državah Evropske unije

Večina držav, ki so istočasno kot Slovenija, to je maja 2004, vstopile v Evropsko unijo, se v obdobju po vstopu v EU sooča z zelo visokimi rastmi posojil nebančnemu sektorju. Na podlagi podatkov Evropske centralne banke (ECB 2006a) najbolj izstopajo baltske države, še posebej Litva in Latvija, ki sta v povprečju dveh let (2004 in 2005) dosegli okrog 50% medletno rast posojil nebančnemu sektorju. Sledijo Estonija, Slovenija ter ostale srednjeevropske države.

Slika 1: Rast posojil nebančnemu sektorju in delež posojil v BDP, v odstotkih



Opomba: x-os; delež posojil nebančnemu sektorju v %BDP v letu 2005, y-os; rast posojil nebančnemu sektorju v povprečju dveh let 2004 in 2005 v %. Za Slovaško so upoštevani podatki Slovaške centralne banke, za ostale države podatki ECB.

Vir: EU Banking Structure (ECB 2006a), Slovaška centralna banka

K visoki rasti posojil v teh državah so prispevale ugodne makroekonomske razmere, zniževanje obrestnih mer in inflacije, visoka gospodarska rast, stabilnost deviznega tečaja ali njegova apreciacija. Skozi nekoliko daljše obdobje so imele pomembno vlogo tudi strukturne reforme, privatizacija bank in liberalizacija. Vstop tujih bank in odprava kapitalskih omejitev sta izboljšala dostop do tujih virov, povečala se je konkurenca in učinkovitost bank. Subvencije posojilojemalcem in ugodna davčna politika sta prav tako spodbudili rast posojil. Tudi sam vstop v EU je imel pomembno vlogo, ker je prispeval k zniževanju deželnega tveganja (Tamirisa, Igan 2006, str. 39). Večina srednje in vzhodnoevropskih držav novih članic EU se je v obdobju tranzicije soočila z zelo visokimi deleži slabih posojil, ki so bila v več državah v času sanacije bank nadomeščena z državnimi papirji in tako umaknjena iz bančnih bilanc. Na ta račun se je na primer na Češkem delež posojil v % BDP zmanjšal z okrog 70% v devetdesetih na okrog 30% do leta 2002, podobno tudi na Slovaškem (Egert, Backe, Zumer, 2006, str. 10-11). Nižji delež posojil v BDP in proces dohitevanja bolj razvitih držav je tako tudi eden od razlogov za hitro rast posojil v večini novih držav članic EU.

Malta in Ciper, ki sta tudi vstopila v EU v letu 2004, sta po svojih značilnostih bližje starim državam članicam, njun delež posojil nebančnemu sektorju v % BDP je v letu 2005 že presegel 200%, rasti posojil pa so se v letih 2004 in 2005 gibale okrog ravni 15%.

Večina starih držav članic EU predstavlja relativno homogeno skupino držav z deležem posojil v BDP malo pod 140% in s povprečno stopnjo rasti posojil v letih 2004 in 2005 na ravni okrog 10%. Izstopa Luksemburg z zelo visokim deležem posojil v BDP, medtem ko glede na rast posojil odstopajo Irska, Španija in Grčija. V slednjih je globina bančnega posredništva manjša, stopnje rasti posojil nebančnemu sektorju pa so bile v povprečju za leti 2004 in 2005 med 18% in 27%.

Poleg Irske, Španije in Grčije lahko v isto skupino uvrstimo še Portugalsko. Gre za skupino držav, ki so bile ob vstopanju v EU manj razvite od povprečja in so, z izjemo Irske, v EU vstopile šele po letu 1980. Vse štiri države so se soočale z visokimi rastmi posojil zlasti v obdobju pred vstopom v EMU. Kreditna ekspanzija se je na Portugalskem začela v obdobju 1995-1996, ko je delež posojil zasebnemu sektorju v BDP znašal okrog 65%, kar je primerljivo z današnjo ravno deleža posojil nebančnemu sektorju v BDP v Sloveniji. Vrh je kreditna ekspanzija na Portugalskem dosegla v tretjem četrtletju leta 1999, torej v letu uvedbe evra, ko je znašala realna rast posojil 28,6%, nato se je pričela rast hitro zmanjševati in se do leta 2002 spustila pod raven 5%. Tudi Irska je doživela kreditni bum v času uvajanja evra, ko je realna rast posojil nefinančnemu sektorju v letih 1998 in 1999 presegala 30%. Grčija je v EMU vstopila kasneje, v letu 2001. Kreditna rast je najvišjo točko dosegla v drugem četrtletju tega leta, ko je realna rast znašala 22%. Kreditni bum v Grčiji se je zgodil zlasti na segmentu stanovanjskih posojil, kjer so realne stopnje rasti v letih 2000/2001 presegale 30%. V vseh treh državah se je v osmih letih, od leta 1995 do 2003, delež posojil v % BDP podvojil, na Portugalskem in Irskem na raven okrog 130% in v Grčiji na 66%. Več dejavnikov je prispevalo k hitri rasti posojil v teh državah, vendar se kot najpomembnejši opredeljuje zniževanje obrestnih mer (Brzoza-Brzezina, 2005, str. 11-16).

V primeru Portugalske so bili ostali pomembni dejavniki, ki so prispevali k visoki rasti posojil, še finančna liberalizacija (glede depozitnih obrestnih mer, kreditnih limitov, kapitalskih tokov in vstopnih omejitev za nove banke in podružnice), privatizacija bank, subvencije gospodinjstvom pri stanovanjskih posojilih, močno povpraševanje podjetij po posojilih zaradi neposrednih naložb v tujino in gradnje cestne infrastrukture. Na strani ponudbe pa sposobnost bank, da financirajo večje povpraševanje po posojilih zaradi velikega obsega akumulirane likvidnosti v obliki državnih vrednostnih papirjev in zadolževanja pri bankah v tujini. Pomemben dejavnik so bili tudi konkurenčni pritiski, ki so se kazali v zniževanju obrestnih razmikov in večji prilagodljivosti ponudb, podaljševanju ročnosti stanovanjskih posojil in druge prilagoditve kreditnih pogodb, predvsem glede načina odplačila. Pomemben je bil tudi učinek finančnih inovacij, zlasti listninjenja, in izboljšanje sistemov upravljanja s tveganji (Ribeiro 2005).

V primeru Grčije so poleg zniževanja obrestnih mer k rasti posojil prispevali še nizek nivo zadolženosti, finančna liberalizacija (glede potrošniških in stanovanjskih posojil), ugodne gospodarske razmere (gospodarska rast je od leta 1997 dalje presegala 3%). Na strani ponudbe pa znižanje odstotka obveznih rezerv z 12% na 2% v letu 2001, zaradi česar se je v dveh letih, med julijem 2000 in julijem 2002, sprostito 13,5 mrd € sredstev. Drugi pomemben dejavnik na strani ponudbe je bilo zniževanje donosa državnih vrednostnih papirjev, kar je banke prisililo v iskanje bolj donosnih naložb in zaradi česar je prišlo do substitucije med financiranjem države in kreditiranjem privatnega sektorja (Kamberoglou, Stavrianou, 2005).

V nobeni od treh držav Irski, Grčiji in Portugalski, ki so v času priprav in same uvedbe evra dosegale zelo visoke rasti posojil, ni bilo opaziti težav v bančnem sektorju (Brzoza-Brzezina, 2005, str. 13-16). Portugalska je sicer doživela močno zmanjšanje gospodarske rasti v letu 2002 in leto kasneje celo recesijo (0,8% rast BDP v 2002, -1,2% v letu 2003), vendar bančni sektor ni bil soočen s povečevanjem kreditnega tveganja, delež slabih posojil je ostal stabilen, prav tako tudi kazalci likvidnosti. Donosnost se je sicer nekoliko zmanjšala, vendar ostala relativno ugodna na ravni okrog 14% (BdP 2005, str. 17-19). Tudi na Irskem in v Grčiji ni prišlo do težav v bančnem sektorju. Zmanjšala se je donosnost, kapitalska ustreznost je ostala stabilna, kvaliteta posojil pa se je izboljšala (Brzoza-Brzezina, 2005, str. 13-16).

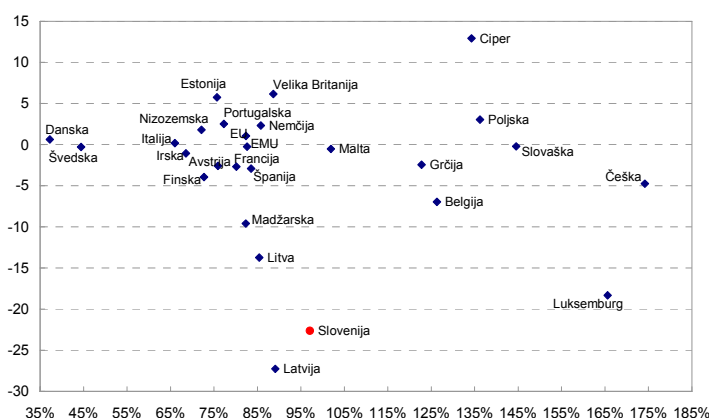
Tudi v novih državah članicah EU ni pričakovati težav v bančnem sektorju (Brzoza-Brzezina, 2005, str. 29). Zaradi velikega zaostanka teh držav v deležu posojil v BDP se visoka rast posojil v teh državah ocenjuje kot proces dohitevanja razvitih držav. Poleg tega je nominalna konvergenca obrestnih mer dosežena v precej večji meri, kot je bila pred prevzemom evra na Irskem, Portugalskem in v Grčiji, zato je presežna rast posojil manj verjetna.

Bolj problematično je v novih državah članicah EU financiranje kreditne rasti. Glede na podatke Evropske centralne banke (ECB 2006a) v večini novih držav članic EU (z izjemo Cipra, Estonije in Poljske), na podlagi podatkov za leto 2005 rast vlog nebančnega sektorja ne dosega rasti posojil in je zadolževanje pri bankah v tujini vse bolj pomemben način financiranja kreditne rasti.

V večini novih držav članic EU se je pokritost posojil z vlogami v letu 2005 glede na leto prej zmanjšala, bolj kot v Sloveniji le še v Latviji. Tako je bil v letu 2005 v vseh treh baltških državah, na Madžarskem in v Sloveniji, to je v petih od desetih novih držav članic EU, obseg vlog nebančnega sektorja že manjši od obsega posojil nebančnemu sektorju.

Z zmanjševanjem pokritosti posojil z vlogami nebančnega sektorja se povečuje ne le občutljivost nebančnega sektorja temveč tudi občutljivost bank na dvig obrestnih mer. Višje obrestne mere, še posebej če gre za istočasno zaostrovanje gospodarskih razmer, lahko pri nebančnem sektorju povzročijo težave pri servisiranju dolga, pri bankah pa se povečajo stroški financiranja.

Slika 2: Pokritost posojil nebančnemu sektorju z vlogami nebančnega sektorja v letu 2005 v odstotkih in sprememba pokritosti glede na leto 2004 v odstotnih točkah po posameznih državah Evropske unije



Opomba: x-os; pokritost posojil z vlogami v letu 2005 v odstotkih, y-os; sprememba v pokritosti posojil z vlogami v letu 2005 glede na leto 2004 v odstotnih točkah. Upoštevana so posojila in vloge nebančnega sektorja. Za Slovaško so upoštevani podatki Slovaške centralne banke, za ostale države podatki ECB.

Vir: EU Banking Structure (ECB 2006a), Slovaška centralna banka

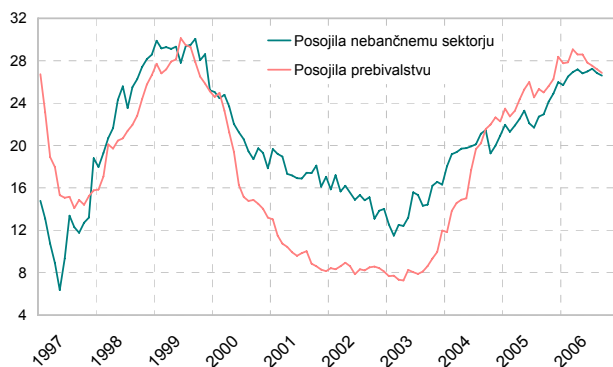
Občutljivost bank na strani virov se torej v Sloveniji podobno kot še v nekaterih drugih novih državah članicah EU povečuje. Vse večja je odgovornost bank tudi na strani kreditne rasti in upravljanja s tveganji, saj se centralnim bankam oziroma nadzornikom bank vse bolj zožuje prostor za ukrepanje. Ne le, da s prevzemom evra centralna banka ne more več neodvisno sprejemati monetarnih ukrepov in ji ostajajo predvsem bonitetni ukrepi, ampak se tudi slednjim zmanjšuje vpliv, saj je vse več bank del večjih finančnih skupin, preko katerih lahko izvajajo arbitražo regulative (Hilbers et al. 2005, str. 29, 31), kar pomeni, da bi v primeru zaostrovanja pogojev pri odobravanju posojil, določenih s strani nadzornika, banke posojila lahko odobravale preko družb v skupini, ki so manj regulirane (npr. preko leasing podjetij).

2.2 V Sloveniji

Slovenija se v zadnjih dveh letih sooča z zelo visokimi rastmi posojil. V nasprotju z obdobjem v letih 1998 in 1999, ko je bila rast posojil pogojena z večjo potrošnjo v pričakovanju podražitev zaradi uvedbe davka na dodano vrednost, gre v sedanjem obdobju za manj jasno opredeljen motiv povpraševanja po posojilih. Hitro rast posojil spodbujajo predvsem ugodne makroekonomske razmere, zgodovinsko nizke obrestne mere, stabilen devizni tečaj in visoka gospodarska rast. Bistvena razlika med obema obdobjema je tudi v pomenu obveznosti do tujih bank kot vira financiranja kreditne rasti. Medtem ko je bil pomen slednjih konec devetdesetih zanemarljiv, so danes banke vse bolj odvisne od virov, najetih v tujini. V letu 2006 je obseg vlog že manjši kot obseg posojil nebančnemu sektorju, medtem ko je obseg obveznosti do tujih bank dosegel že približno polovico obsega posojil nebančnemu sektorju.

V septembru 2006 je medletna rast posojil nebančnemu sektorju znašala 26,6% in se izenačila z rastjo posojil prebivalstvu (26,8%), medtem ko je slednja vse od zadnjega četrletja 2004 dalje prehitela rast posojil celotnemu nebančnemu sektorju za 1 do 2 odstotni točki. Stopnje rasti posojil so tako le malo pod ravno rasti posojil v obdobju uvajanja DDV, ko so medletne stopnje rasti za kratko obdobje dosegle tudi raven 30% (posojila prebivalstvu v juniju 1999, posojila nebančnemu sektorju v septembru istega leta).

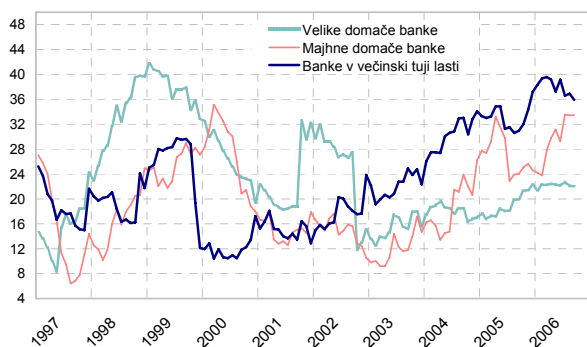
Slika 3: Medletna rast posojil nebančnemu sektorju in prebivalstvu, v odstotkih



Vir: Banka Slovenije

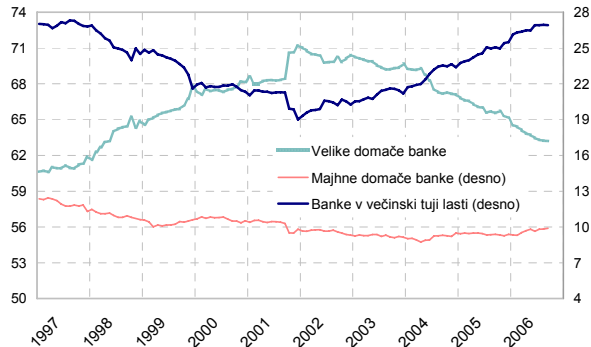
Pomemben dejavnik, ki vpliva na hitro rast obsega posojil, je poleg večje makroekonomske stabilnosti tudi močna konkurenca v bančnem sektorju, še posebej tujih bank.

Slika 4: Medletne stopnje rasti posojil nebančnemu sektorju po skupinah bank, v %



Vir: Banka Slovenije

Slika 5: Tržni deleži po skupinah bank na segmentu posojil nebančnemu sektorju, v %



Vir: Banka Slovenije

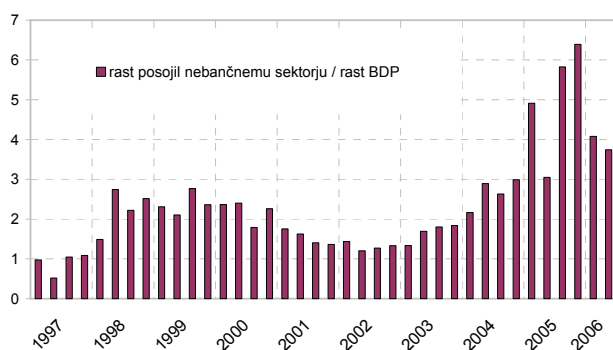
Kot ugotavljata Tamirisa in Igan (2006, str. 33, 35), imajo banke v tuji lasti prednost pred ostalimi bankami zaradi njihove večje učinkovitosti in boljše likvidnosti oziroma dostopa do likvidnosti. Ugotavljata, da so banke v tuji lasti pripravljene prevzeti večje kreditno tveganje kot banke v domači lasti, čeprav se to kompenzira z močjo bank mater.

V Sloveniji so banke v večinski tuji lasti po podatkih Banke Slovenije (BS 2006d) v nekaj manj kot petih letih, od konca leta 2001 do septembra leta 2006, svoj tržni delež na segmentu posojil nebančnemu sektorju povečale za 8 odstotnih točk, v celoti na račun velikih domačih

bank, medtem ko je ostal delež majhnih bank v domači lasti bolj ali manj nespremenjen¹. Banke v večinski tuji lasti dosegajo izredno visoke rasti posojil nebančnemu sektorju, ki jim sledijo le majhne banke, medtem ko velike domače banke precej zaostajajo. V devetih mesecih leta 2006 dosegajo banke v tuji lasti v povprečju 38% medletno rast, medtem ko velike domače banke 22%.

Da so za visoko rast posojil v zadnjem obdobju poleg dejavnikov povpraševanja pomembni tudi dejavniki ponudbe, priča dejstvo, da nominalna rast posojil v letu 2005 ni več sledila rasti BDP. V obdobju osmih let, med leti 1997 in 2004, razmerje med nominalno rastjo posojil nebančnemu sektorju in rastjo nominalnega BDP nikoli ni preseglo vrednosti tri. V letu 2005 je z izjemo drugega četrtertja to razmerje doseglo vsaj vrednost pet, v zadnjem četrtertju celo 6,4. V prvih dveh četrtertjih leta 2006 se je razmerje ponovno umirilo, vendar je še vedno krepko nad dolgoročnim povprečjem, ki znaša 2,3.

Slika 6: Razmerje med nominalnimi rastmi posojil nebančnemu sektorju in BDP.



Vir: Banka Slovenije

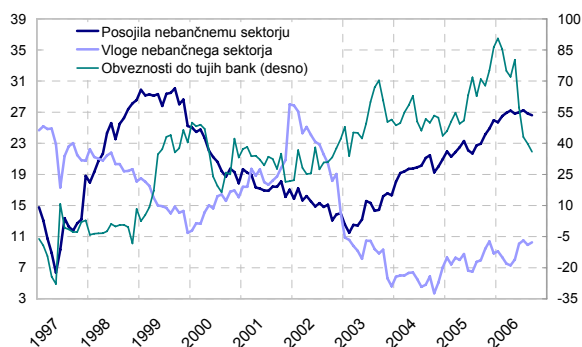
Na strani virov rast vlog nebančnega sektorja močno zaostaja za rastjo posojil. Po podatkih Banke Slovenije (BS 2006d) od začetka leta 2003 dalje, ko sta bili medletni stopnji rasti posojil in vlog nebančnega sektorja izravnani na ravni 11%, medletna rast vlog ni več presegla 11%, medtem ko se rast posojil nebančnemu sektorju vseskozi povečuje. Banke se zato vse bolj zadolžujejo pri bankah v tujini. Medletna rast obveznosti do tujih bank je v januarju leta 2006 dosegla kar 90%. Zaradi velikega obsega zatečenih obveznosti se rast slednjih sicer v zadnjih mesecih hitro upočasnjuje, vendar tudi v septembru obveznosti do tujih bank še dosegajo 36% medletno rast, kar je 10 odstotnih točk več kot rast posojil nebančnemu sektorju.

Pokritost posojil nebančnemu sektorju z obveznostmi do tujih bank se tako še naprej povečuje, medtem ko pokritost z vlogami nebančnega sektorja upada in to izredno hitro. Razmerje med obveznostmi do tujih bank in posojili je v septembru 2006 za 15 odstotnih točk

¹ Med velike domače banke so uvrščene: NLB, NKBM, Abanka, Banka Celje, Banka Koper in Gorenjska banka. Majhne domače banke so: Probanka, PBS, DBS, Banka Domžale, Factor banka, Koroška banka in Banka Zasavje. Banke v večinski tuji lasti so: SKB, Ba-Ca, Raiffeisen Krekova banka, Hypo Alpe Adria Bank, Kaertner Sparkasse, Volksbank – Ljudska banka, BKS, Bawag, Zveza bank.

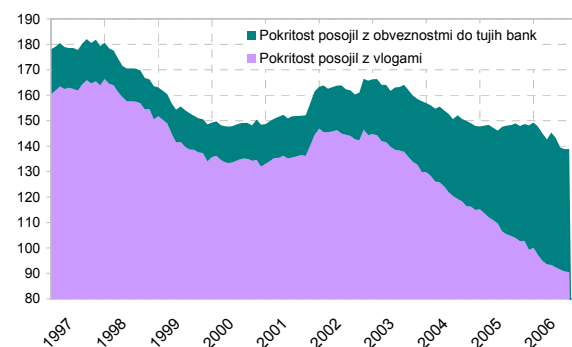
višje kot konec leta 2004 in znaša 48%, na drugi strani je pokritost posojil z vlogami nebančnega sektorja v istem obdobju upadla kar za 24 odstotnih točk in znaša le še 90,5%, medtem ko je bila najvišja v letu 1997 in na začetku leta 1998, ko je presegala 160%.

Slika 7: Medletne stopnje rasti posojil in vlog nebančnemu sektorju ter obveznosti do tujih bank, v %



Vir: Banka Slovenije

Slika 8: Pokritost posojil nebančnemu sektorju z vlogami nebančnega sektorja in obveznostmi do tujih bank, v%

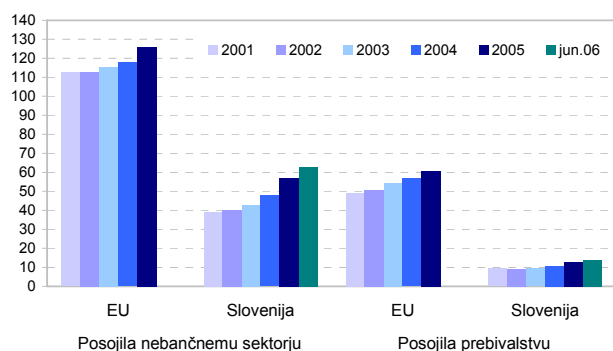


Vir: Banka Slovenije

Ali lahko v prihodnje pričakujemo nadaljevanje visokih rasti posojil ali je bolj verjeten obrat v kreditnem ciklu?

Večina empiričnih študij med dejavniki, ki opredeljujejo rast posojil nebančnemu sektorju, navaja gospodarsko aktivnost (Calza, Gartner, Sousa (2001), Calza, Manrique, Sousa (2003), Cottarelli et al. (2003), Bouvatier, Lepetit (2005), Brzoza-Brzezina (2005)). Zato so glavni argument, da bi lahko tudi v prihodnje še pričakovali visoko rast posojil, pričakovanja glede gospodarske rasti, ki naj bi se sicer nekoliko upočasnila, vendar kljub temu ostala nad ravno rasti dolgoročnega trenda, ki znaša nekaj manj kot 4% (BS 2006b, str. 36). Gospodarska rast je pri nas za približno odstotno točko višja kot v povprečju EU (ECB 2006a), kar spodbuja dohitevanje bolj razvitih držav tudi na bančnem področju.

Slika 9: Delež posojil nebančnemu sektorju in posojil prebivalstvu v BDP za Slovenijo in EU, v odstotkih

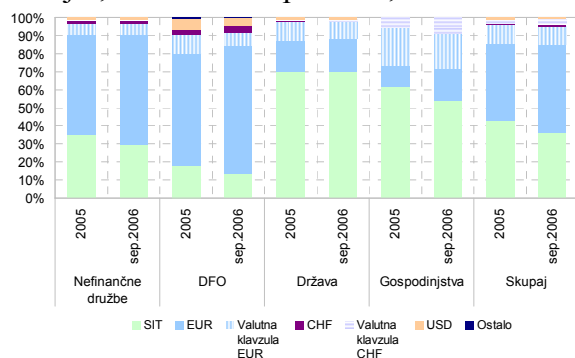


Vir: Banka Slovenije, EU Banking Structure (ECB 2006a)

Slovenija za drugimi državami EU močno zaostaja v deležu posojil v BDP. Razmerje med posojili nebančnemu sektorju in BDP je v EU v letu 2005 v povprečju znašalo 126% (ECB 2006a). V Sloveniji je to razmerje po podatkih Banke Slovenije za polovico nižje in je ob koncu drugega četrtletja leta 2006 znašalo 63%. Še večji je zaostanek na segmentu posojil prebivalstvu, kjer je delež posojil v BDP v EU 61% (ECB 2006a), pri nas pa skoraj petkrat manjši in znaša 13%. Slovenske banke so se v zadnjem obdobju močno usmerile na segment prebivalstva, kjer dosegajo tudi visoke rasti obsega poslovanja.

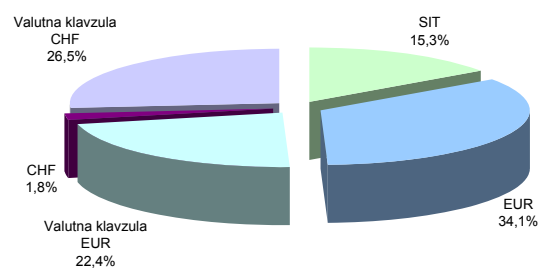
Uvedba evra je drugi pomemben dejavnik, ki lahko spodbudi nadaljnjo rast posojil, saj zmanjša tečajno tveganje in transakcijske stroške. Zaradi pričakovanj o hitri uvedbi evra, stabilnega deviznega tečaja, nižjih obrestnih mer na devizna posojila in močne aktivnosti tujih bank, se je po vstopu Slovenije v EU začel hitro povečevati delež deviznih posojil. V vseh posojilih nebančnemu sektorju je po podatkih Banke Slovenije (BS 2006d) za september 2006 le še 36% čistih tolarških posojil brez valutnih klavzul. Večina posojil je v evrih ali v tolarjih z valutno klavzulo na evro, skupaj 59%. Se pa v zadnjem letu hitro povečuje delež posojil vezanih na švicarski frank, še posebej pri prebivalstvu. Prebivalstvo najema v švicarskih frankih predvsem dolgoročna posojila za stanovanjske namene. V strukturi novih stanovanjskih posojil, najetih v prvih devetih mesecih leta 2006, je delež posojil v švicarskih frankih ali z valutno klavzulo na švicarski frank dosegel že 28%.

Slika 10: Valutna struktura posojil po sektorjih, za 2005 in sept. 2006, v %



Vir: Banka Slovenije

Slika 11: Valutna struktura novo odobrenih stanovanjskih posojil (jan. - sept. 2006), v %



Vir: Banka Slovenije

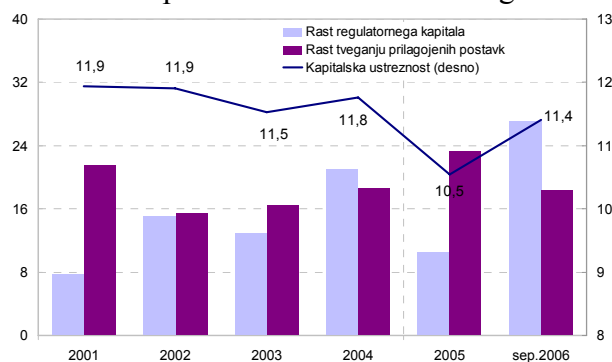
Dokončna odprava tečajnega tveganja pri posojilih v evrih lahko spodbudi nadaljnjo rast posojil. Z uvedbo evra se bo delež posojil nebančnemu sektorju v domači valuti povečal s 36% na 95%, tako bo le še okrog 5% posojil izpostavljenih tečajnemu tveganju. Ker je določen del posojilojemalcev pripravljen prevzeti večje tveganje na račun nižjih stroškov, uvedba evra odpira potencial za rast posojil v drugih valutah, trenutno so to zlasti posojila v švicarskih frankih. Odpira pa tudi potencial za prenos tržnih tveganj na nebančni sektor, takšen produkt so posojila, vezana na investicijske produkte (BS 2006a, str. 64 - 65).

Zadolževanje podjetij v tujini je bilo dolgo časa pomemben alternativen vir zadolževanju pri domačih bankah. Z zniževanjem obrestnih mer in stabilnim deviznim tečajem prihaja do substitucije med zadolževanjem doma in v tujini, kar je tudi eden od razlogov za visoke rasti posojil v slovenskem bančnem sektorju.

Kot je bilo že omenjeno, imajo pomemben vpliv na rast posojil tudi dejavniki ponudbe. Med slednjimi Hulsewig, Winker, Worms (2001) in Bouvatier, Lepetit (2005) omenjajo zlasti obveznosti do virov sredstev in kapital bank. Rast obveznosti do tujih bank ostaja kljub upočasnitvi (tudi zaradi baznega učinka velikega obsega teh obveznosti) še naprej zelo visoka, kar kaže na to, da se pričakovanja bank o nadaljnji rasti posojil še ne umirjajo in da verjamejo, da lahko obseg danih posojil še povečajo.

Dodaten potencial za kreditno rast slovenskih bank se odpira tudi na podlagi gibanja kapitalske ustreznosti. Slednja je bila v letu 2006 pod močnim vplivom institucionalnih dejavnikov, ki so pomembno spremenili izhodiščne pogoje poslovanja bank. Učinki uvedbe MSRP (mednarodnih standardov računovodskega poročanja) so se prenesli v povečanje kapitala bank, medtem ko so metodološke spremembe glede izračuna valutnim tveganjem prilagojenih postavk, sprejete zaradi uvedbe evra, upočasnile rast obsega tveganjem prilagojenih postavk (BS 2006a, str. 99). Oba dejavnika sta prispevala k povečanju kapitalske ustreznosti bančnega sektorja, ki je konec septembra za odstotno točko višja kot konec leta 2005. Učinki niso bili skoncentrirani na manjše število bank, ampak se je proti višjim vrednostim kapitalske ustreznosti pomaknila celotna distribucija kapitalske ustreznosti bank.

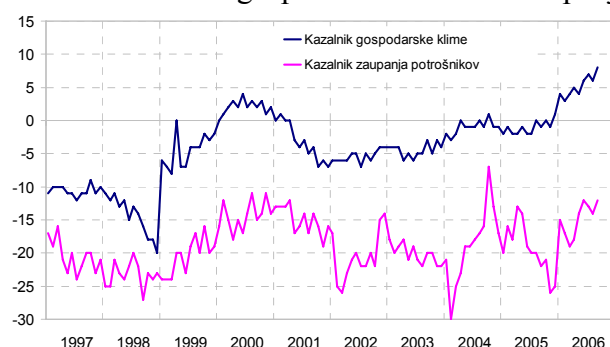
Slika 12: Kapitalska ustreznost bančnega sistema in medletne stopnje rasti njenih postavk v %



Vir: Banka Slovenije

Nenazadnje so pomembni tudi bolj mehki indikatorji, eden takih je kazalec gospodarske klime, ki je po podatkih SI-STAT (SURs) na zgodovinsko najvišjih ravneh in odraža zelo ugodna pričakovanja. Tudi kazalec zaupanja potrošnikov se je v letu 2006 okrepil.

Slika 13: Kazalca gospodarske klime in zaupanja potrošnikov



Vir: SI-STAT

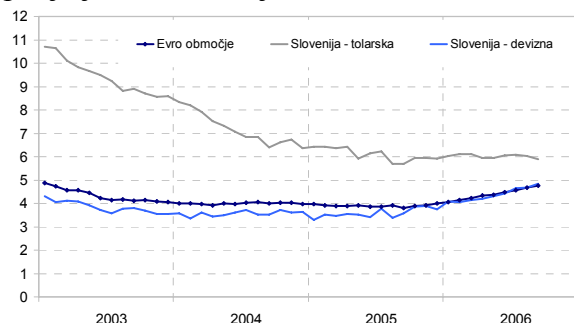
Na podlagi zgoraj naštetih dejavnikov bi lahko tudi v prihodnje še pričakovali visoke rasti posojil, vendar je prisotnih tudi nekaj indikatorjev, ki kažejo v nasprotno smer. Zelo visoke rasti posojil, ki smo jim bili priča v zadnjih letih, so močno povečale celoten obseg posojil nebančnemu sektorju, zato je zaradi baznega učinka pretekle visoke rasti vse težje ponoviti. Nenazadnje rast posojil, ki daljše obdobje prehiteva rast gospodarske aktivnosti in rast prihodkov, povečuje zadolženost nebančnega sektorja. Zviševanje obrestnih mer z istočasno upočasnitvijo gospodarske aktivnosti in prihodkov problem naraščajoče zadolženosti še poveča.

Na podlagi ekonomske teorije in empiričnih študij (Calza, Gartner, Sousa (2001), Calza, Manrique, Sousa (2003), Cottarelli et al. (2003), Bouvatier, Lepetit (2005), Brzoza-Brzezina (2005)) so obrestne mere poleg gospodarske aktivnosti najpomembnejši dejavnik, ki opredeljuje rast posojil. Glede pričakovanj o prihodnjem gibanju kreditne rasti v Sloveniji je najbolj negotov ravno učinek obrestnih mer. Od decembra 2005 dalje ECB postopno zvišuje svojo ključno obrestno mero, ki jo je do konca leta 2006 povečala za 1,5 odstotne točke na 3,5% (BS 2006b, str. 32 in ECB). Temu gibanju je sledila Banka Slovenije in z določenim zamikom tudi poslovne banke. Kljub zviševanju so obrestne mere še vedno zgodovinsko nizke in prispevajo k dodatnemu povpraševanju po posojilih.

Tudi manj razvite države EMU (Grčija, Portugalska, Irska) so v času priprav na uvedbo evra in tudi po uvedbi beležile zelo visoke rasti posojil, predvsem zaradi zniževanja obrestnih mer in dohitevanja bolj razvitih držav (Brzoza-Brzezina, 2005, str. 11-15). Vendar ravno gibanje obrestnih mer pomembno razlikuje države, kot so Grčija, Portugalska in Irska ter njihovo vstopanje v EMU, v primerjavi s Slovenijo. Ne le, da je bila pri prej omenjenih državah dosežena veliko manjša konvergenca obrestnih mer, ampak so te države vstopale v evro območje v času zniževanja obrestnih mer v EMU (Brzoza-Brzezina, 2005, str. 22-23). Na drugi strani so obrestne mere v Sloveniji na nekaterih segmentih že na ravni evro območja (devizna posojila podjetjem), na nekaterih segmentih (potrošniška posojila) pa celo nižje kot v evro območju. Poleg tega Slovenija uvaja evro v obdobju, ko so se obrestne mere začele zviševati in to bi lahko bil pomemben dejavnik, ki bi preprečil nadaljnjo rast posojil v Sloveniji, še posebej, če bi obrestne mere rasle hitreje, kot kažejo trenutna pričakovanja. Dvig

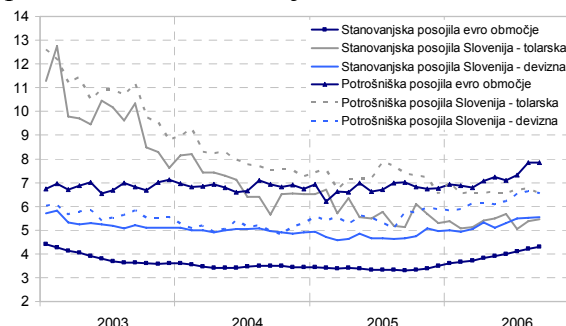
obrestnih mer ne le zavre povpraševanje po posojilih, poveča tudi stroške najetih obveznosti bank in bankam oži prostor za zadolževanje v tujini.

Slika 14: Obrestne mere za nova posojila podjetjem v Sloveniji in v EMU, v %



Vir: Banka Slovenije

Slika 15: Obrestne mere za nova posojila prebivalstvu v Sloveniji in v EMU, v %



Vir: Banka Slovenije

Signali glede prihodnje rasti posojil nebančnemu sektorju so torej mešani, obrestne mere in naraščajoča zadolženost kažejo, da bi se kreditna aktivnost bank lahko umirila, na drugi strani so pričakovanja glede gospodarske aktivnosti ugodna, optimizem, merjen s kazalcem gospodarske klime, je zgodovinsko visok in potencial za rast posojil je v primerjavi z EU, kjer je delež posojil v % BDP približno dvakrat večji kot v Sloveniji, še velik.

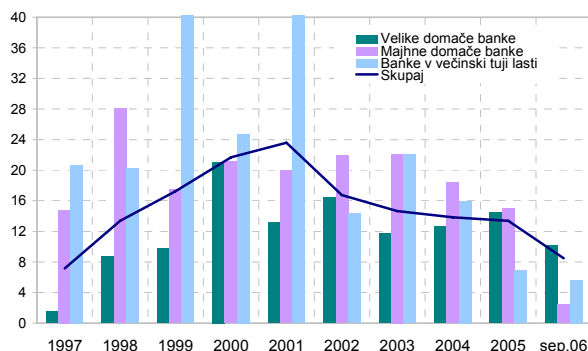
Pozornost v obdobjih visoke rasti posojil je pomembna predvsem zato, ker je več empiričnih študij pokazalo močno povezavo med prehitro rastočim obsegom posojil in bančno krizo (Eichengreen, Arteta 2000, več študij omenja tudi Brzoza-Brzezina, str. 8-9). Eichengreen in Arteta (2000, str. 29) opozarjata, da je stabilnost bank ogrožena predvsem v obdobjih, ko makroekonomske in finančne razmere ter odločitve v povezavi s finančno deregulacijo povzročijo presežno rast posojil, ki ni dolgoročno vzdržna. Zaradi hitre rasti posojil se spremljava posojil in posojilojemalcev poslabša, s čimer se poslabšuje tudi kvaliteta posojil. Poleg tega se v takšnih obdobjih zelo hitro povečuje obseg obveznosti bank, še posebej če gre za istočasno liberalizacijo na področju kapitalskih tokov, ki omogoči velike pritoke iz tujine. Tamirisa in Igan (2006, str. 32) dodajata, da je lahko presežna kreditna rast povezana s presežnim povpraševanjem, ki se lahko odrazi v primanjkljaju tekočega dela plačilne bilance. Presežna kreditna rast je lahko povezana tudi s pregrevanjem gospodarstva in napihovanjem cen na kapitalskem in nepremičninskem trgu.

Tudi če je visoka rast posojil dolgoročno vzdržna, oziroma gre za proces dohitevanja bolj razvitih držav, kot se ocenjuje za visoko rast posojil v večini novih držav članic EU (Cottarelli et al. 2003, Brzoza-Brzezina 2005), lahko hitra rast posojil poveča ranljivost bančnega sektorja. Če se bo obdobje visokih rasti posojil in nizke rasti vlog nebančnega sektorja v Sloveniji še nadaljevalo, se bo, zaradi vse večjega pomena obveznosti do tujih bank kot vira financiranja kreditne aktivnosti bank, še dodatno povečala občutljivost bank na razmere na tujih trgih. Poleg tega slaba posojila večinoma nastajajo v obdobjih ugodnih gospodarskih

razmer in visokih rasti posojil, ko so banke bolj optimistične pri ocenjevanju kvalitete komitentov in zaradi močne konkurence tudi bolj pripravljene znižati kreditne pogoje in zahteve pri odobravanju novih posojil. Da v Sloveniji prihaja do zniževanja kreditnih standardov, opozarja tudi Banka Slovenije v svojih poročilih (BS 2006a, str. 63, Kavčič et al. 2005, str. 168).

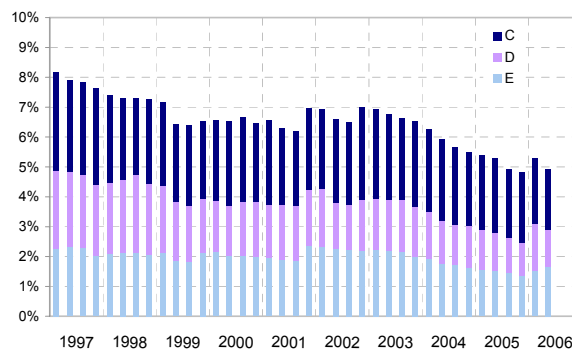
Če pride do obrata kreditnega cikla, se kot eno ključnih postavlja vprašanje zadostnosti rezervacij in oslabitev, še posebej glede na pričakovano povečevanje deleža slabih posojil v takem primeru. Delež stroškov neto rezervacij in oslabitev v bruto dohodku bank se je od leta 2001 dalje vseskozi zniževal, še posebej v letu 2006, ko so banke zaradi uvedbe MSRP močno zmanjšale stroške neto oslabitev. Slednje velja zlasti za majhne banke, medtem ko so banke v večinski tuji lasti že prej oblikovale manj oslabitev.

Slika 16: Delež stroškov neto rezervacij in oslabitev v bruto dohodku bank, v%



Vir: Banka Slovenije

Slika 17: Delež slabih posojil v kreditnem portfelju bank, v %²



Vir: Banka Slovenije

Pri tem se je potrebno zavedati, da tudi v primeru, ko gre za relativno mehak obrat kreditnega cikla, ki ne pomeni nujno težav pri odplačilih obstoječih posojil, se bonitetna struktura posojil poslabša in delež slabih posojil poveča že samo z manjšim pritokom novih posojil, ki so večinoma uvrščena v najvišje bonitetne razrede in banke zanje oblikujejo najnižje odstotke rezervacij. Po podatkih za junij 2006 znaša pokritost terjatev bank z oslabitvami in rezervacijami 4,1% in je glede na konec leta 2005 manjša za 0,5 odstotne točke in glede na konec leta 2004 za 1,1 odstotne točke. Delež slabih posojil je v juniju 2006 znašal 4,9%, medtem ko konec leta 2005 4,8% in konec leta 2004 5,5%.

² Slaba posojila so posojila razvrščena v bonitetne skupine C do E, to so posojila do dolžnikov, ki poplačujejo z zamudo 90 dni ali več, za katere se ocenjuje, da dospele obveznosti ne bodo redno poravnane (skupina C), da delno ne bodo poplačane (skupina D), da sploh ne bodo poplačane (skupina E), kjer so dolžniki izrazito podkapitalizirani (skupina C), oziroma so nesolventni, v postopku sanacije, prisilne poravnave ali stečaja (skupina D). Vir: Sklep BS o ocenjevanju izgub iz kreditnega tveganja bank in hranilnic (tč. 11).

Obrat kreditnega cikla lahko zaradi procikličnega obnašanja bank prizadene celotno gospodarstvo. V obdobjih konjunktore, ko je zaradi ugodnih gospodarskih razmer, optimizma in dobre likvidnosti, kreditno tveganje za banke manjše ali podcenjeno, oblikujejo banke manj oslabitev in rezervacij, zato dosegajo višje dobičke, kar jih še dodatno spodbudi k večji kreditni aktivnosti, ki je že tako visoka zaradi večjega povpraševanja in bolj sproščenih pogojev kreditiranja. Ko se nato gospodarske razmere obrnejo, se za večino gospodarskih subjektov poslabšajo pogoji poslovanja, posledično se zmanjša njihova plačilna sposobnost, pri bankah pa se poveča kreditno tveganje. Zaradi naraščanja deleža slabih posojil banke povečajo obseg rezervacij, ta je še toliko večji zaradi velikega obsega posojil, ki so jih banke odobrile v obdobju gospodarskega vzpona. Povečan obseg rezervacij v obdobju recesije zmanjša dobiček bank, kar banke spodbudi k zmanjšanju ponudbe posojil. Posamezni banki se zdi optimalno, da ob znižanju gospodarske aktivnosti zaostri posojilne pogoje in zmanjša svojo kreditno aktivnost, pri tem pa ne upošteva, da enako ravnanje drugih bank na makro ravni privede do resnega zmanjšanja kreditne ponudbe in to ravno v času, ko mnoga podjetja za izhod iz krize potrebujejo dodatna finančna sredstva. Na ta način banke z omejeno kreditno ekspanzijo dejansko kriznost razmer samo še poglobijo (Košak, Košak 2004, str. 72-73).

3. STACIONARNOST, KOINTEGRACIJA IN ECM MODELI

Glede na to, da časovne vrste običajno niso stacionarne in so zato v enačbe ponavadi vključene v obliki diferenc, medtem ko ekonomska teorija ponavadi opredeljuje relacije v nivojih, so v praksi zelo uporabni tako imenovani modeli popravljanja napak (ECM modeli). Ti modeli povezujejo spremenljivke v nivojih in njihove difference, tako povezujejo dolgoročne relacije med spremenljivkami z njihovo kratkoročno dinamiko. Bistveno za opredelitev ECM modela je obstoj kointegracije, da torej obstaja stacionarna relacija med spremenljivkami, ki vsaka zase niso stacionarne. Testi kointegracije so običajno posplošitve testov enotnega korena. Medtem ko testi enotnega korena preverjajo stacionarnost posamezne spremenljivke, testi kointegracije preverjajo stacionarnost relacije med spremenljivkami.

3.1 Stacionarnost

Časovna vrsta je *stacionarna*, če sta njena povprečna vrednost in varianca skozi čas konstantni in je kovarianca odvisna zgolj od razmika med časovnima obdobjema in ne od časa t , v katerem je računana.

$$E(Y_t) = \mu \quad (= E(Y_{t+m})) \quad (3.1)$$

$$Var(Y_t) = E[(Y_t - \mu)^2] = \sigma^2 \quad (= Var(Y_{t+m})) \quad (3.2)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t+k}) = \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (= Cov(Y_{t+m}, Y_{t+m+k})) \quad (3.3)$$

(Gujarati 1995, str. 713)

To je sicer najpogostejša opredelitev stacionarnosti, gre pa v bistvu za definicijo šibke stacionarnosti. O strogi stacionarnosti govorimo, kadar zahtevamo, da so vse lastnosti posamezne spremenljivke (ne samo prva dva momenta – povprečje in varianca) od časa neodvisne (Kennedy 2003, str. 341).

Značilnosti stacionarne časovne vrste so, da niha okrog konstantne dolgoročne povprečne vrednosti, s konstantno varianco, ki ni odvisna od časa, avtokorelacija kot funkcija odloga gre hitro proti 0. Šoki na stacionarno časovno vrsto so kratkotrajni, saj se skozi čas učinek šoka zmanjšuje, časovna vrsta pa se vrne k svojemu dolgoročnemu povprečju. Nasprotno se nestacionarne časovne vrste ne vračajo k nekemu dolgoročnemu povprečju. Varianca se s časom spreminja in učinki šokov na nestacionarne časovne vrste so permanentni (Kennedy 2003, str. 334).

Poglejmo primer avtoregresijskega modela reda 1 AR(1) (Escudero 2000, str. 2-3):

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

z ničelnim povprečjem, kjer je ε_t beli šum (*angl. white noise*³), to je:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (3.5)$$

$$\text{Var}[\varepsilon_t^2] = \sigma^2 \quad (3.6)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, \text{ za } t \neq s \quad (3.7)$$

ε_t so neodvisni in normalno porazdeljeni.

Potem velja, da bo u_t stacionaren natanko takrat, ko je $|\rho| < 1$.

Ker je

$$u_t = \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \varepsilon_{t-i} \quad (3.8)$$

$$E(u_t) = \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E(\varepsilon_{t-i}) = 0 \quad (3.9)$$

$$\text{Var}(u_t) = \sum_{i=0}^{\infty} (\rho^i)^2 \text{Var}(\varepsilon_{t-i}) = \sum_{i=0}^{\infty} (\rho^i)^2 \sigma^2 = \sigma^2 \sum_{i=0}^{\infty} (\rho^2)^i = \frac{\sigma^2}{1-\rho^2}, \quad (3.10)$$

vsota neskončne geometrijske vrste obstaja, če je $\rho^2 < 1$, kar velja, če je $|\rho| < 1$.

$$\begin{aligned} \text{Cov}(u_t, u_{t-1}) &= \rho * \text{Cov}(u_{t-1}, u_{t-1}) + \text{Cov}(\varepsilon_t, u_{t-1}) = \rho * \text{Var}(u_{t-1}) + \text{Cov}(\varepsilon_t, \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \varepsilon_{t-1-i}) = \\ &= \rho * \frac{\sigma^2}{1-\rho^2} + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1-i}) = \rho * \frac{\sigma^2}{1-\rho^2}, \end{aligned} \quad (3.11)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, t \neq s$$

torej

$$\text{Cov}(u_t, u_{t-1}) = \rho * \text{Cov}(u_{t-1}, u_{t-1}) = \rho * \frac{\sigma^2}{1-\rho^2}, \quad (3.12)$$

oziroma v splošnem

$$\text{Cov}(u_t, u_{t-k}) = \rho * \text{Cov}(u_{t-1}, u_{t-k}) = \rho^2 * \text{Cov}(u_{t-2}, u_{t-k}) = \dots = \rho^k * \text{Cov}(u_{t-k}, u_{t-k}) = \rho^k * \text{Var}(u_{t-k}) = \rho^k \frac{\sigma^2}{1-\rho^2} \quad (3.13)$$

³ Statistični terminološki slovar

Za AR(1) smo dobili, če je $|\rho| < 1$, potem zanj velja, da je

$$E(u_t) = 0 \quad (3.14)$$

$$\text{Var}(u_t) = \sigma^2 / (1 - \rho^2) \quad (3.15)$$

$$\text{Cov}(u_t, u_{t-k}) = \rho^k \sigma^2 / (1 - \rho^2) \quad (3.16)$$

in je proces stacionaren. Oziroma velja tudi obratno, če je AR(1) stacionaren, potem so v zgornjih treh enačbah vrednosti konstante, kar pa pomeni, da mora biti $|\rho| < 1$.

Če je $\rho = 1$, rečemo, da ima u_t enotni koren.

3.1.1 Testi enotnega korena

Stacionarnost časovnih vrst preverjamo s testi enotnega korena, ki izhajajo iz zgornjega prikaza potrebnega pogoja za stacionarnost pri AR(1) procesu. Za časovno vrsto, za katero nas zanima ali ima enotni koren, ocenimo pomožno regresijo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (3.17)$$

kjer ima u_t povprečno vrednost 0, konstanto varianco σ^2 in ni avtokoreliran. Testiramo ničelno hipotezo, da je ρ enak 1.

$$H_0: \rho = 1 \quad (3.18)$$

Če ničelne hipoteze ne zavrnemo, ima časovna vrsta enotni koren in ni stacionarna.

Enačbo (3.17) lahko nekoliko preoblikujemo in dobimo

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t \quad (3.19)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3.20)$$

$$\text{in } H_0: \delta = 0, \quad (3.21)$$

Če je $\delta = 0$, ima Y_t enotni koren in ni stacionarna. V tem primeru je $\Delta Y_t = u_t$, kar pomeni, da je ΔY_t stacionarna časovna vrsta.

Če je prva diferenca časovne vrste ΔY_t stacionarna, rečemo, da je Y_t integrirana reda 1. Oziroma bolj splošno, spremenljivka je integrirana reda d , oziroma je $I(d)$, če jo je potrebno d -krat diferencirati, da postane stacionarna. $I(d)$ pomeni, da ima časovna vrsta d enotnih korenov. Običajno so časovne vrste integrirane reda 1, $I(1)$, in le redko višjega reda kot 2.

Najbolj pogosto uporabljen test enotnega korena je *Dickey Fuller (DF) test*. Temelji na klasičnem t-testu,

$$t_T = \frac{(\hat{\rho}_T - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_T}} \quad (3.22)$$

s prilagojenimi kritičnimi vrednostmi, ki sta jih tabelirala Dickey in Fuller, po katerih se test tudi imenuje. Poleg osnovne oblike se v Dickey-Fuller test lahko vključi še konstanto oziroma konstanto in trend

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3.23)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3.24)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3.25)$$

V primeru, ko je prisotna avtokorelacija, je Dickey-Fuller test prilagojen tako, da so dodani odlogi diferenc odvisne spremenljivke, to je *ADF (Augmented Dickey Fuller)* test.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

(Gujarati 1995, str. 718-720).

Obstajajo še drugi testi enotnega korena, med pogostejše uporabljenimi sta *Phillips Perron (PP) test* in *KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin) test*. PP test je posplošitev Dickey-Fuller testa in je prilagojen tako, da upošteva avtokorelacijo in možno heteroskedastičnost v residualih (Hamilton 1994, str. 506-516 in Phillips, Perron 1998). KPSS test je zanimiv, ker za razliko od velike večine drugih testov postavlja stacionarnost kot ničelno hipotezo (Kennedy 2003, str. 351-352 in Kwiatkowski et al. 1992).

Kennedy (2003, str. 351) opozarja, da je problem vseh testov enotnega korena, da izgubljajo svojo moč bližje, kot je ρ vrednosti 1, oziroma δ vrednosti 0. Vsi statistični testi imajo problem pri opredeljevanju v bližini alternative, vendar je pri testih enotnega korena to toliko bolj problematično, ker ni zveznega prehoda med ničelno hipotezo in alternativo. Zato navaja študijo Maddala in Kim, ki priporočata, da se pri testih enotnega korena uporablja višje mejne vrednosti stopnje statistične značilnosti, in sicer 25% namesto običajnih 5%.

3.1.2 Umetna regresija

Pri vključevanju časovnih vrst v regresijske enačbe, zlasti pri enačbah v nivojih, je potrebno biti posebno previden, ker ponavadi časovne vrste niso stacionarne, kar lahko hitro privede do umetne regresije (*angl. spurious regression*⁴), ki ne odraža pravih relacij med spremenljivkami. Močna avtokorelacija residualov je znak za napačno specifikacijo modela. R^2 večji kot Durbin-Watsonov d je dober pogoj za hitro preverjanje ali gre za umetno regresijo (Gujarati 1995, str. 724-725).

Granger in Newbold (1974), katerih študijo povzema tudi Greene (1997, str. 844 - 846) ugotavljata, da je večina makroekonomskih serij integriranih in da so pri regresijah teh spremenljivk v nivojih standardni testi statistične značilnosti običajno zavajajoči. Da tudi v primeru, ko med spremenljivkami ni povezave, običajna t- in F-test pogosto zavrneta ničelno hipotezo o neobstoju povezave med spremenljivkami. Ugotavljata, da bo regresija enega slučajnega sprehoda na drug slučajni sprehod (*angl. random walk*⁵) skoraj zagotovo podala statistično značilno povezavo med spremenljivkami, četudi vemo, da sta obe spremenljivki neodvisni. Granger in Newbold zato predlagata, da se pri uporabi t-testa za regresijo spremenljivk v nivojih namesto klasične kritične vrednosti 1,96 pri 5% stopnji značilnosti

⁴ Statistični terminološki slovar

⁵ Statistični terminološki slovar

uporabi kritična vrednost 11,2 (Granger, Newbold 1974, str. 115). Kasneje je analizo dopolnil še Phillips, ki je predlagal, da se namesto klasične t_β uporabi $t_\beta/\sqrt{T}$. Za 50 enot v vzorcu bi bila kritična vrednost namesto 11, kot sta jo podala Granger in Newbold, bližje vrednosti 15 (Greene 1997, str. 846).

Problemom, ki so povezani z umetno regresijo, se je možno pogosto izogniti na enega od treh načinov: z vključitvijo odlogov odvisne in neodvisnih spremenljivk v regresijsko enačbo, z diferenciranjem vseh spremenljivk, preden so vključene v regresijo, oziroma z oceno enačbe v nivojih, s prilagoditvijo za avtokorelacijo prvega reda v residualih (Hamilton 1994, str. 561 – 562).

Pogosto je dano priporočilo, da se vse spremenljivke, ki so videti nestacionarne, diferencira, preden se jih vključi v regresijo. Vendar če so spremenljivke v resnici stacionarne, bi vključevanje njihovih diferenc v regresijo vodilo do napačne specifikacije modela. Drugič, čeprav so spremenljivke nestacionarne, lahko obstaja linearna kombinacija teh spremenljivk, ki je stacionarna. To so tako imenovane kointegrirane spremenljivke. Z diferenciranjem spremenljivk bi v tem primeru izgubili pomembne informacije o dolgoročnih povezavah med spremenljivkami (Hamilton 1994, str. 562).

3.2 Kointegracija

Bistvena ideja kointegracije je, da časovne vrste ponavadi niso stacionarne, se pa pogosto gibajo sinhrono, kar pomeni, da včasih obstaja linearna kombinacija nestacionarnih časovnih vrst, ki je stacionarna. Za takšno skupino časovnih vrst rečemo, da so kointegrirane. Če so časovne vrste kointegrirane, njihova vključitev v regresijsko enačbo v nivojih ne bo vodila do umetne regresije (Gujarati 1995, str. 725 – 726).

Bolj splošno definicijo kointegriranih časovnih vrst podaja Enders (1995, str. 358). Recimo, da imamo n časovnih vrst x_{1t} do x_{nt} . Komponente vektorja $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})^T$ so *kointegrirane reda d , b* , oziroma z oznako $x_t \sim CI(d, b)$, če so vse komponente (časovne vrste) vektorja x_t integrirane reda d (vse komponente morajo biti integrirane istega reda) in obstaja vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tak, da je linearna kombinacija $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ integrirana reda $(d-b)$, kjer je $b > 0$. β imenujemo *kointegracijski vektor*. Kointegracijski vektor ni enolično določen, če je β kointegracijski vektor, je kointegracijski vektor tudi $\lambda\beta$. Zato se kointegracijski vektor običajno normira (*angl. normalize*), tako da se izbere en koeficient, ki je enak 1. Dolgoročno ravnotežje je $\beta x_t = 0$. Odmik od tega ravnotežja e_t ($\beta x_t = e_t$) se imenuje *napaka ravnotežja* (*angl. equilibrium error*). Če je ravnotežje smiselno, mora biti ta napaka ravnotežja stacionarna in so torej odmiki od ravnotežja zgolj kratkotrajni.

V primeru večjega števila spremenljivk lahko obstaja tudi več kointegracijskih vektorjev. Kointegracijski vektorji tudi v tem primeru niso enolično določeni, ampak je opredeljen samo

prostor, *kointegracijski prostor*, ki ga ti vektorji napenjajo. Kointegracijski vektorji v takem primeru sestavljajo *kointegracijsko matriko*. Število kointegracijskih vektorjev je enako rang kointegracijske matrike, ki se zato imenuje *rang kointegracije*.

Če je $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})^T$ n-dimenzionalen vektor spremenljivk, ki so vse I(1), je rang kointegracijske matrike manjši ali enak n-1. Če bi imela kointegracijska matrika poln rang, bi to pomenilo, da obstaja n kointegracijskih vektorjev (n stacionarnih linearnih kombinacij), ki napenjajo celoten prostor, kar pomeni, da je vsak element vektorja x_t linearna kombinacija teh I(0) vektorjev in torej sam I(0), kar je v nasprotju s predpostavko, da so vse spremenljivke elementi vektorja x_t I(1) (Verbeek 2004, str. 325).

Test kointegracije ima ponavadi isto osnovo kot test enotnega korena, razlika je v tem, da test enotnega korena preverja stacionarnost posamezne časovne vrste, test kointegracije pa stacionarnost relacij med časovnimi vrstami, ki same zase niso stacionarne (Dickey, Jansen, Thornton 1991, str. 59). Večina testov za obstoj kointegracije so testi enotnega korena za residue kointegracijske enačbe (obstoj enotnega korena zavrne obstoj kointegracije) s prilagojenimi kritičnimi vrednostmi (Kennedy 2003, str. 336).

3.3 ECM modeli

Večina časovnih vrst v osnovi ni stacionarnih, vendar če v enačbo vključimo njihove difference, ki so stacionarne, izgubimo dragocene informacije, ki jih imajo spremenljivke v nivojih. Prav tako zanemarimo izhodišča ekonomske teorije, ki opredeljuje dolgoročne ravnotežne relacije med spremenljivkami. Model popravljanja napak (ECM model) omogoča, da so v model poleg diferenc vključene tudi spremenljivke v nivojih. Da lahko to naredimo, morajo biti spremenljivke kointegrirane (Kennedy 2003, str. 326-327).

Izhajamo iz enačbe v nivojih (Kennedy 2003, str. 347):

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} + \gamma_3 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

$$y_t - y_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 x_t + \gamma_2 x_{t-1} + (\gamma_3 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.28)$$

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 (x_t - x_{t-1}) + (\gamma_2 + \gamma_1)x_{t-1} + (\gamma_3 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.29)$$

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta x_t + (\gamma_3 - 1)[y_{t-1} + [(\gamma_2 + \gamma_1)/(\gamma_3 - 1)]x_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (3.30)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \alpha[y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1}] + \beta_2 \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (3.31)$$

ob pogoju, da je vsota koeficientov $\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 = 1$, dobimo iz

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_t + \gamma_2^* x_{t-1} + \gamma_3^* y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.32)$$

ECM model

$$\Delta y_t = \beta_0 + \alpha[y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1}] + \beta_2 \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (3.33)$$

kjer je $(1, -\beta_1)^T$ kointegracijski vektor.

ECM model ima dva dela; dolgoročni in kratkoročni del. Dolgoročni del je izražen v nivojih in kaže trenutno odstopanje od dolgoročnega ravnotežja, oziroma dolgoročni del enačbe

popravlja napake in usmerja proces proti ravnotežju. Če bo y_t rasel zelo hitro glede na x_t , se bo ta člen (dolgoročni del enačbe) povečeval in ker je njegov koeficient negativen ($\alpha = \gamma_3 - 1$ in $\gamma_3 < 1$ je pogoj za stacionarnost modela) se bo Δy_t zmanjšal in y_t približal ravnotežju (Kennedy 2003, str. 324). Dolgoročni del enačbe se imenuje člen popravljanja napak (*angl. error correction term*). Od tod tudi ime modela - model popravljanja napak (*angl. error correction model - ECM*). Koeficient α je koeficient prilagajanja (*angl. speed of adjustment parameter*) in kaže kolikšen delež razmika med trenutnim stanjem in dolgoročnim ravnotežjem se odpravi v enem časovnem obdobju (Enders 1995, str. 367). Večji kot je ta koeficient, hitrejši je proces prilagajanja proti ravnotežju. Del enačbe izražen v diferencialih kaže kratkoročno dinamiko modela. Kratkoročni del je nekakšen "servo-mehanizem", kot ga opredeljujeta Campbell in Perron (1991, str. 27), ki ga avtor modelira po lastni presoji. ECM model torej opisuje, kako se y_t in x_t obnašata na kratek rok, konsistentno z dolgoročno kointegracijsko enačbo in pomikanjem proti ravnotežju (Verbeek 2004, str. 318).

Da takšna oblika modela res obstaja, pove Grangerjev reprezentacijski izrek (*angl. Granger representation theorem*), ki pravi, da če obstaja skupina kointegriranih spremenljivk, potem obstaja tudi ECM predstavitev teh spremenljivk. Velja tudi obratno. (Verbeek 2004, str. 318-319). Oziroma povedano drugače, za skupino $I(1)$ spremenljivk sta model popravljanja napak in kointegracija ekvivalentni prezentaciji (Enders 1995, str. 371).

Pri ocenjevanju ECM modela se je potrebno odločiti glede vključitve konstante in trenda v model. Kennedy (2003, str. 339-340) ob tem navaja, da v primeru, ko spremenljivke izražene v nivojih vključujejo trend (če bi torej spremenljivke rasle tudi, kadar je sistem v ravnotežju), je v ECM model potrebno vključiti konstanto v kratkoročni del enačbe. Trend v kointegracijski enačbi bi lahko bil smiseln, če bi ravnotežno razmerje med spremenljivkami sledilo trendu, vendar v kointegraciji ne bi bilo nobene trendne spremenljivke, ki bi lahko izničila trend. Trend v kratkoročnem, diferenčnem delu enačbe je težje pojasniti. Avtor tudi navaja, da imajo časovne vrste, ki se ponavadi pojavljajo v ekonomiji, običajno trend, zato je specifikacija ECM modela v takem primeru naslednja. Konstanta je vključena v kratkoročni del enačbe, trend pa je vključen kvečjemu v kointegracijski del modela, če to določa vsebina.

Uporabljata se dva glavna pristopa za konstrukcijo ECM modela: dvostopenjska Engle-Granger metoda in Johansnova metoda maksimalnega verjetja (Enders 1995, str. 373).

3.3.1 Engle Granger metoda

Metoda se imenuje po avtorjih (Engle, Granger 1987) in poteka v dveh stopnjah. Najprej je potrebno preveriti, da so vse spremenljivke integrirane istega reda, ponavadi je mišljeno prvega reda $I(1)$ (stacionarne spremenljivke se lahko v regresijske enačbe vključi v nivojih). Če časovne vrste niso integrirane istega reda, kointegracija ne obstaja (Enders 1995, str. 374).

Nato se oceni dolgoročno relacijo med spremenljivkami v nivojih z metodo najmanjših kvadratov.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t, \quad (3.34)$$

V večini primerov bi bila takšna enačba v nivojih umetna regresija, če pa so spremenljivke kointegrirane sta Engle in Granger (1987) pokazala, da daje metoda najmanjših kvadratov konsistentne ocene parametrov.

Engle-Granger kointegracijski test je v bistvu Dickey-Fuller oziroma Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena s prilagojenimi kritičnimi vrednostmi za residual zgornje enačbe (Kennedy 2003, str. 336). Bistvo kointegracije je, da je residual stacionaren, po teoriji naj ne bi imel trenda, zato v test enotnega korena trend ni vključen (Hamilton, str. 585).

Če je obstoj kointegracije med spremenljivkami potrjen, potem se v drugem koraku metode oceni celoten ECM model z metodo najmanjših kvadratov, s tem da se kot člen popravljanja napak upošteva odlog residuala prej ocenjene dolgoročne enačbe.

Monte-Carlo študije so pokazale, da so kointegracijske regresije precej pristrane za majhne vzorce, čeprav so odlične za velike vzorce, zato je bolj priporočljivo, da se namesto ločenega ocenjevanja dolgoročne enačbe, celoten ECM model oceni hkrati (Kennedy 2003, str. 328).

V primeru več spremenljivk je pomanjkljivost Engle-Granger testa kointegracije, da je test občutljiv na izbiro pojasnjevalne spremenljivke. Poleg tega, če obstaja več kointegracijskih vektorjev, metoda ponavadi ocenjuje njihovo linearno kombinacijo. Na srečo pa je tak test, ker je ničelna hipoteza, da ni kointegracije, še vedno ustrezen (Verbeek 2004, str. 328-329).

Kadar obstaja več kointegracijskih vektorjev, se lahko uporabi Johansnovo metodo, medtem ko je v primeru, ko se lahko predpostavi, da obstaja en sam kointegracijski vektor, še vedno bolje uporabiti Engle-Grangerjevo dvostopenjsko metodo. Slednja je v primerjavi z Johansnovo metodo bolj robustna na nepravo specifikacijo determinističnih komponent, na prisotnost $I(2)$ spremenljivk ter spremenljivk z ulomljenim ("fractional") ali stohastičnim enotnim korenom (Kennedy 2003, str. 340).

3.3.2 Johansnova metoda

Johansnova metoda (Johansen, Juselius 1990 in Johansen 1991) je metoda maksimalnega verjetja (*angl. maximum likelihood estimate – MLE*). Bistvo metode pokaže primer enačbe z eno spremenljivko (Kennedy 2003, str. 354-357, podobno tudi Verbeek 2004, str. 354-357):

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2^* y_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (3.35)$$

Če na obeh straneh odštejemo y_{t-1} , dobimo enačbo za ADF test enotnega korena

$$\Delta y_t = (\alpha_1 + \alpha_2 - 1) y_{t-1} - \alpha_2^* \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3.36)$$

Regresijo Δy na y lahko v zgornjem primeru naredimo, če je

$$1) (\alpha_1 + \alpha_2 - 1) = 0 \text{ ali pa je} \quad (3.37a)$$

$$2) (\alpha_1 + \alpha_2 - 1) \neq 0 \text{ y stacionarna spremenljivka.} \quad (3.37b)$$

Enak pristop ponovimo na matričnem zapisu za več spremenljivk. Z naj bo vektor N spremenljivk in imamo vektorsko enačbo:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (3.38)$$

A_1 in A_2 sta $N \times N$ matriki koeficientov. Enačba (3.38) je vektorski avtoregresijski model z dvema odlogoma. Enako kot prej na obeh straneh enačbe odštejemo Z_{t-1} .

$$\Delta Z_t = (A_1 + A_2 - I) Z_{t-1} - A_2 \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_t = \Pi Z_{t-1} - \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.39)$$

Dobimo enačbo z več spremenljivkami za test enotnega korena. Lahko rečemo, da je za vsak element ΔZ_t zgornja regresija smiselna, če je pripadajoča vrstica matrike $\Pi = (A_1 + A_2 - I)$ sestavljena iz samih ničel. Druga možnost je, da produkt pripadajoče vrstice Π in Z_{t-1} predstavlja linearno kombinacijo elementov Z_{t-1} , ki je stacionarna. Število takih vrstic predstavlja število kointegracijskih vektorjev. Test za število kointegracijskih vektorjev je test za rang matrike $\Pi = (A_1 + A_2 - I)$.

Če je rang matrike Π , ki je $N \times N$ matrika, enak N , potem je katerakoli kombinacija spremenljivk vektorja Z stacionarna, torej so stacionarne tudi vse spremenljivke, ki so elementi Z . Če je rang matrike Π enak 0, ne obstaja linearna kombinacija spremenljivk, ki so elementi Z , ki bi bila stacionarna, torej ni kointegracije.

Če je rang matrike Π enak r in $1 \leq r \leq N-1$, potem obstaja r linearnih kombinacij $I(1)$ spremenljivk, ki so stacionarne, torej obstaja r kointegracijskih vektorjev. Potem je možno matriko Π zapisati kot produkt dveh $(N \times r)$ matrik $\Pi = \alpha \beta^T$, kjer matrika α vsebuje koeficiente prilagajanja, stolpci matrike β pa parametre kointegracijskih vektorjev. Zaradi enoličnosti kointegracijske vektorje normiramo, tako da je v vsakem kointegracijskem vektorju en element enak 1.

Rang matrike je enak številu od nič različnih lastnih vrednosti. Pri numerični oceni matrike Π , bo le ta praktično vedno imela poln rang (N), zato je test kointegracije test, ali so lastne vrednosti statistično značilno različne od 0. Test kointegracije je v bistvu multivariantna analogija Dickey Fuller testa (Dickey, Jansen, Thornton 1991, str. 62). Če spremenljivke niso kointegrirane, bo rang matrike enak 0 in nobena lastna vrednost ne bo statistično značilno različna od 0. Če je rang matrike enak r , bo $N-r$ lastnih vrednosti enakih 0, oziroma bo r največjih lastnih vrednosti statistično značilno različnih od 0.

Johansnov kointegracijski test testira hipotezo glede ranga matrike Π , oziroma števila kointegracij. Poznamo dve obliki testa: test sledi (*angl. trace test*) in test maksimalne lastne vrednosti (*angl. maximum λ test*). Skupno obema testoma je, da se lastne vrednosti matrike Π najprej uredi po velikosti

$$\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_N. \quad (3.40)$$

Če obstaja r kointegracijskih relacij, potem mora biti

$$\log(1 - \lambda_j) = 0, \quad (3.41)$$

za $N - r$ najmanjših lastnih vrednosti.

Test sledi

Test preveri ničelno hipotezo, da je število kointegracijskih vektorjev manjše ali enako r_0 , glede na alternativo, da je število kointegracijskih vektorjev strogo večje od r_0 . Oziroma povedano drugače, test preveri ali je $N - r_0$ najmanjših lastnih vrednosti statistično značilno različnih od 0.

$$H_0: r \leq r_0, \quad H_1: r_0 < r \leq N \quad (3.42)$$

$$\lambda_{\text{trace}}(r_0) = -T \sum_{j=r_0+1}^N \log(1 - \hat{\lambda}_j) \quad (3.43)$$

Test maksimalne lastne vrednosti

Test maksimalne lastne vrednosti testira ničelno hipotezo, da obstaja r_0 kointegracijskih vektorjev proti alternativni, da je število kointegracijskih vektorjev enako $r_0 + 1$

$$H_0: r \leq r_0, \quad H_1: r = r_0 + 1 \quad (3.44)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r_0) = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}) \quad (3.45)$$

V bistvu poiščemo največjo lastno vrednost λ_{max} , kjer $\log(1 - \lambda_{\text{max}})$ ni statistično značilno različen od nič (torej $\log(1 - \lambda_{\text{max}})$ je 0). Število lastnih vrednosti, ki so večje od λ_{max} , je število kointegracijskih vektorjev. Ne testira vsote, ampak samo največjo $(r_0 + 1)$ -to lastno vrednost ali je statistično značilno različna od nič.

Ugotovitve na podlagi obeh testov si lahko nasprotujejo, vendar ima test maksimalne lastne vrednosti bolj ostro opredeljeno alternativo, zato ima običajno prednost pri opredelitvi števila kointegracijskih vektorjev (Enders 1995, str. 393).

Problem Johansnove metode je velikost vzorca. Kennedy (2003, str. 338) navaja študijo Cheung in Ali, da je za zanesljivo oceno potreben vzorec z vsaj 100 opazovanji, sam avtor navaja celo 300 opazovanj, potrebnih za zanesljivost obeh testov (Kennedy 2003, str. 355). Veliko študij je pokazalo, da se lastnosti test statistike v majhnih vzorcih precej razlikujejo od asimptotičnih. Zato se uporablja korekcija za majhne vzorce. Test statistiko se pomnoži z vrednostjo $(T - p * N) / T$, kjer je T velikost vzorca, p število odlogov in N število spremenljivk v vektorju Z (Verbeek 2004, str. 330).

Johansnova metoda ima nekaj prednosti: vse spremenljivke se obravnavajo kot endogene in vsaka spremenljivka je izražena kot linearna funkcija odloženih spremenljivk v nivojih in diferencah. Normiranje ni potrebno, parametri se ocenjujejo simultano, kratkoročna dinamika se ocenjuje istočasno z ocenjevanjem dolgoročnih relacij. Parametri vsake posamezne enačbe se ocenjujejo ob upoštevanju ostalih enačb. Samo ocenjevanje vključuje predpostavko obstoja

več kointegracijskih vektorjev in lahko se testira število kointegracijskih vektorjev in restrikcije na kointegracijskih vektorjih (Kennedy 2003, str. 337-338).

4. PREGLED LITERATURE

Ker se Slovenija v zadnjih dveh letih sooča z zelo visokimi rastmi posojil nebančnemu sektorju in na drugi strani z zelo nizko rastjo vlog, ki jo nadomešča zadolževanje pri bankah v tujini, je namen tega dela z modelom popravljanja napak (ECM model) oceniti enačbe za posojila in vloge nebančnega sektorja in prebivalstva pri slovenskih bankah. Na podlagi ocenjenih enačb bodo nato narejene napovedi za prihodnje srednjeročno obdobje, kar bo dalo oceno o tem, ali lahko tudi v prihodnje še pričakujemo tako visoke rasti posojil in nizko rast vlog nebančnega sektorja. Visoka rast posojil je lahko problematična, ker lahko vodi do težav v bančnem sektorju, še posebej do poslabševanja kvalitete posojil (Eichengreen in Arteta 2000, str. 29). Na drugi strani zaostajanje rasti vlog za rastjo posojil in posledično visoka rast obveznosti do tujih bank povečuje občutljivost bank na razmere na tujih finančnih trgih.

V tem poglavju je prikazan kratek pregled literature, ocene modela za Slovenijo sledijo v naslednjem poglavju.

Vloge nebančnega sektorja so del širokega denarnega agregata M3, zato bo podobno kot pri drugih avtorjih modelov za Slovenijo (Cimperman 1996, Vasle 1998, Delakorda 2000) pri ocenjevanju obsega vlog nebančnega sektorja osnova teorija povpraševanja po denarju. V nadaljevanju je najprej predstavljen kratek opis teorije povpraševanja po denarju, nato sledijo še predstavitve nekaterih strokovnih člankov, ki ocenjujejo modele povpraševanja po denarju.

Zadolževanje je le druga stran varčevanja. Posameznik se pri razdelitvi dohodka odloča med trošenjem in varčevanjem. Če je razpoložljivi dohodek višji od potrošnje, potem varčuje, v nasprotnem primeru pa se zadolži oziroma najame posojilo (Delakorda 1998a, str. 3). Predstavitvi člankov na temo povpraševanja po denarju sledijo še članki, kjer avtorji ocenjujejo obseg posojil nebančnemu sektorju v posameznih državah ali skupinah držav. Med temi je posebna skupina člankov, ki se ukvarja z visoko rastjo posojil v srednje in vzhodnoevropskih državah in kjer avtorje bolj kot sam obseg posojil zanima, ali gre za presežno rast posojil ali zgolj za približevanje ravnotežnemu deležu posojil v % BDP. Ta tematika sicer presega zastavljeno vsebino, vendar je zanimiva iztočnica za nadaljnje delo. Sledijo še predstavitve člankov, ki se nanašajo eksplicitno na Slovenijo.

4.1 Povpraševanje po denarju

Mishkin (2001) izpostavlja tri razvojne smeri v proučevanju povpraševanja po denarju. Prva je kvantitativna teorija denarja, ki povpraševanje po denarju opredeljuje zgolj kot funkcijo dohodka. Po tej teoriji obrestne mere ne vplivajo na povpraševanje po denarju. V to skupino teorij spada tudi cambridgeski pristop, čeprav slednji dopušča tudi vpliv premoženja in obrestnih mer.

Izrazit preskok v smeri večjega pomena obrestnih mer pri opredelitvi funkcije povpraševanja po denarju je pomenila Keynesova teorija likvidnostnih preferenc. Ta opredeljuje tri motive povpraševanja po denarju - transakcijski, previdnostni in špekulativni. Pri prvih dveh motivih je povpraševanje po denarju podobno kot pri kvantitativni teoriji denarja odvisno od realnega dohodka. Pri špekulativnem motivu gre za vlogo denarja kot hranilca vrednosti. Posameznik ima glede na pričakovan donos svoje premoženje bodisi v obliki denarja bodisi v obveznicah. Pri denarju je pričakovani donos enak nič, pri obveznicah pa je sestavljen iz obrestnega prihodka in kapitalskega dobička in je lahko tudi negativen. Poleg pozitivne povezave med povpraševanjem po denarju in dohodki obstaja zaradi špekulativnega motiva tudi negativna povezava med povpraševanjem po denarju in obrestnimi merami. Dornbush (1998, str. 354) pri tem navaja, da pri transakcijskem in previdnostnem motivu, smatramo kot denar predvsem ožji denarni agregat $M1^6$, medtem ko deloma pri previdnostnem, predvsem pa pri špekulativnem motivu kot denar razumemo širše denarne agregate $M2$ in $M3$. Baumol in Tobin sta ta pristop še nekoliko razširila in ugotovila, da je tudi povpraševanje po denarju zaradi transakcijskega motiva negativno povezano z obrestnimi merami.

$$M^d/P = f(Y, i), \text{ kjer je} \quad (4.1)$$

+ -

M^d/P - povpraševanje po realni količini denarja (ni denarne iluzije)

Y - realni dohodek

i - obrestna mera

Dornbush (1998, str. 356) ob tem dodaja, da sta v enačbi povpraševanja po denarju obe elastičnosti, tako dohodkovna kot obrestna, manjši od ena, s tem da je dohodkovna bližje ena, obrestna pa bližje nič.

⁶ Od maja 2006 dalje Banka Slovenije objavlja harmonizirane denarne agregate ($HM1$, $HM2$ in $HM3$), ki so izračunani primerljivo z metodologijo ECB. Glavne značilnosti te opredelitve so: omejitev roka zapadlosti vključenih postavk na največ dve leti, enakovreden status obveznosti v tuji valuti, centralna vlada je obravnavana kot denarno nevtralni sektor, vključene so delnice in točke odprtih investicijskih skladov denarnega trga. $HM1$ vsebuje gotovino v obtoku in vpogledne vloge, $HM2$ poleg $HM1$ vključuje vloge z dogovorjeno zapadlostjo do 2 let in vloge na odpoklic do 3 mesecev, $HM3$ pa poleg $HM2$ vključuje repo ter dolžniške vrednostne papirje z zapadlostjo do 2 let. V vseh treh agregatih so postavke tako v tolarjih kot tudi v tuji valuti (BS 2006c, str. 3-IV). Po prej veljavni nacionalni metodologiji je $M1$ vključeval gotovino v obtoku in vpogledne tolarske vloge pri Banki Slovenije in pri bankah, $M2$ je poleg $M1$ vključeval tudi tolarske vezane vloge pri Banki Slovenije in pri bankah, $M3$ pa poleg $M2$ še vloge v tuji valuti. Ta metodologija je bila kasneje dopolnjena še z vključitvijo dolžniških vrednostnih papirjev v $M2$ v tolarjih in v $M3$ v tuji valuti. (BS 2003, str. 90, BS 2005a, str. 3-IV)

Tretji pristop je sodobna kvantitativna teorija denarja. Ta teorija se ne ukvarja z motivi, zaradi katerih posamezniki povprašujejo po denarju, ampak je njeno izhodišče, da povpraševanje po denarju opredeljujejo isti dejavniki kot povpraševanje po katerem koli finančnem sredstvu. Po teoriji povpraševanja po finančnih sredstvih (*angl. asset demand theory*) je povpraševanje po denarju funkcija permanentnega dohodka oziroma premoženja posameznika in pričakovanih donosov ostalih sredstev relativno glede na pričakovani donos denarja.

$$M^d/P = f(Y_p, r_b - r_m, r_e - r_m, \pi^e - r_m), \text{ kjer je} \quad (4.2)$$

(+) (-) (-) (-)

M^d/P - povpraševanje po realni količini denarja

Y_p - permanentni dohodek kot mera premoženja (diskontirana vrednost pričakovanih prihodnjih dohodkov)

r_m - pričakovani donos denarja

r_b - pričakovani donos obveznic

r_e - pričakovani donos delnic

π^e - pričakovana inflacijska stopnja (donos realnih imetij)

Pri ocenjevanju enačb povpraševanja po denarju se ponavadi kot denar smatra ožji denarni agregat M1, vendar Mishkin navaja več analiz FEDa, ki so pokazale, da je stabilnost enačbe povpraševanja po denarju boljša, če je kot denar upoštevan agregat M2 namesto M1.

Cimperman (1995) navaja še nekaj drugih teorij povpraševanja po denarju, med drugim model zaloga, model ciljnega praga, previdnostno povpraševanje po denarju in modele nenaklonjenosti tveganju.

Butter, Fase (1981) ocenita najprej povpraševanje po nominalni količini denarja. Vse pojasnjevalne spremenljivke so izražene kot pričakovane spremenljivke, in sicer realni dohodek, nivo cen, dolgoročna obrestna mera, inflacija in ciklična spremenljivka. Za spremenljivko cikla izbereta bodisi desezonirano spremenljivko poslovnega cikla bodisi stopnjo brezposelnosti. Poudarjata, da vključitev ciklične spremenljivke prispeva predvsem k večji stabilnosti enačbe povpraševanja. Enačbe ocenita za osem držav EEC. Ocenjene dohodkovne elastičnosti so v intervalu med 0,77 in 2,13, za večino držav je dohodkovna elastičnost večja od 1. Obrestne elastičnosti so negativne in so v intervalu med -0,13 in -0,44.

Avtorja nato ocenita še povpraševanje po realni količini denarja. V tem primeru so dohodkovne elastičnosti večje od 1 za vse države in se gibajo znotraj nekoliko ožjega intervala, med 1,09 in 1,89, medtem ko so obrestne elastičnosti med -0,12 in -0,31. Ob tem avtorja navajata tudi študijo povpraševanja po denarju za države OECD (Boghton), kjer so dohodkovne elastičnosti za vse države blizu ena, vendar enotno večje od ena.

Avtorja ocenita tudi stabilnost posameznih enačb in potrđita stabilnost za večino držav, edina večja izjema je enačba za Veliko Britanijo, kjer enačba ni stabilna za obdobje sedemdesetih let. Celoten model enačb sta testirala tudi z vključitvijo obrestne mere v nivojih namesto v logaritemski obliki in z vključitvijo spremenljivke apreciacije domače valute. Vendar te specifikacije modela niso izboljšale, nad čemer sta avtorja presenečena, predvsem ko gre za apreciacijo domače valute, vendar domnevata, da je efekt deviznega tečaja deloma že upoštevan z vključitvijo obrestne mere.

Wolters, Terasvirta, Lutkepohl (1996) uporabijo model popravljanja napak za oceno povpraševanja po realnem denarju M3 za 62 četrtletij med leti 1976 in 1994. Pojasnjevalne spremenljivke so bruto nacionalni produkt (BNP) in njegov deflator, kratkoročna in dolgoročna obrestna mera ter umetna spremenljivka za združitev obeh Nemčij, ki ima vrednost 1 od tretjega četrtletja 1990 dalje, sicer pa vrednost 0. Sledijo dvostopenjski Engle-Granger metodi in preizkusijo več oblik dolgoročne enačbe, natančneje devet. V vsaki izmed njih je konstanta in BNP, ki ima v vseh enačbah koeficient večji od ena. Poleg teh so v enačbah preizkušene še ostale spremenljivke, dolgoročna in kratkoročna obrestna mera, inflacija, umetna spremenljivka za združitev Nemčij in sezone umetne spremenljivke. Končna oblika enačbe vključuje BNP, inflacijo in umetno spremenljivko za združitev Nemčij. Residual dolgoročne enačbe je vključen v kratkoročni del, kjer njegov koeficient predstavlja koeficient prilagajanja. Ta znaša -0,0042, vendar ni statistično značilen, na podlagi česar avtorji zaključijo, da za celotno opazovano obdobje, ki vključuje tudi združitev Nemčij, nimajo stabilne funkcije povpraševanja po denarju. Le to dobijo z uporabo dinamičnega enostopenjskega pristopa, ko dolgoročni in kratkoročni del enačbe ocenijo istočasno, postavijo restrikcijo, da je dohodkovna elastičnost enaka ena, in v kratkoročni del enačbe poleg spremembe BNP in inflacije, obrestnega razmika, sezonskih umetnih spremenljivk in umetne spremenljivke za združitev Nemčij vključijo še dodatno umetno spremenljivko za osamelec (*angl. outlier*⁷) v podatkih BNP. Koeficient prilagajanja je v tem primeru statistično značilen in znaša 0,1.

Bank of England (1999) pojasnjuje le kratkoročno dinamiko povpraševanja po najširšem denarnem agregatu, in sicer s finančnim premoženjem ter z razliko med obrestno mero na vezane vloge in tržno obrestno mero. Vse količine (z izjemo obrestnih mer) so deflacionirane z BDP deflatorjem.

Choi, Oxley (2004) ocenita povpraševanje po denarju za primer Nove Zelandije na četrtletnih podatkih za obdobje med leti 1988 in 2000. Odvisna spremenljivka je denarni agregat M3, pojasnjevalne spremenljivke pa so realni BDP, donos na 90 dnevne bančne menice ter spremenljivka nivoja cen. Mesečne časovne vrste so transformirane v četrtletne in nobena ni desezonirana. Vse spremenljivke so v logaritmih. Dohodkovna elastičnost je večja od 1,

⁷ Statistični terminološki slovar

medtem ko obrestna manjša od -1. Koeficient prilagajanja znaša 0,1, kar pomeni, da je potrebno 2 leti in pol, da se po odmiku od ravnotežja zopet vzpostavi ravnotežje.

ECB (2005) pri ocenjevanju povpraševanja po denarju postavi v ospredje pomen negotovosti. Omenjeno je, da enačbe povpraševanja po denarju običajno transakcijsko povpraševanje po denarju pojasnjujejo z uvrščanjem določene oblike izdatkov, ponavadi izražene z nacionalnim prihodkom oziroma z BDP, med pojasnjevalne spremenljivke. Špekulativni motiv povpraševanja po denarju pojasnjujejo s spremenljivko oportunitetnih stroškov, običajno obrestnih mer. Nekatere študije vključujejo tudi devizni tečaj, tujo obrestno mero ali borzne indekse. Za pojasnjevanje previdnostnega motiva povpraševanja po denarju pa je poudarjen pomen negotovosti, ki jo je sicer težko meriti, ker ni na voljo eksplicitne mere negotovosti. Vendar večja kot je negotovost, večja bo težnja posameznikov po držanju gotovine, kot navaja tekst. Med merami, ki vsebujejo informacijo o negotovosti, sta v tekstu omenjena kazalec zaupanja potrošnikov in stopnja brezposelnosti, ker oba odražata negotovost glede prihodnjih dohodkov.

Brissimis et al. (2003) so ocenili povpraševanje po denarju za Grčijo za obdobje od prvega četrtletja 1976 do konca leta 2000, to je tik preden je Grčija vstopila v EMU. Ker se v podobni situaciji nahaja tudi Slovenija in sta državi primerljivi tudi glede na stopnjo razvitosti, je študija še posebej zanimiva tudi za model, ki bo za primer Slovenije predstavljen v nadaljevanju. Avtorji ugotavljajo, da so številne finančne inovacije v obdobju ocenjevanja modela, prehod iz močno reguliranega v precej bolj liberalen finančni sistem, proces zmanjševanja inflacije in sprostitev omejitev na kapitalne tokove zelo otežili ocenjevanje modela povpraševanja po denarju. V model so poleg realne količine denarja (M3) vključene še spremenljivke realnega BDP oziroma namesto te industrijska proizvodnja, indeks cen življenjskih potrebščin, lastna obrestna mera kot tehtano povprečje obrestnih mer komponent M3 in obrestna mera zakladnih menic kot spremenljivka oportunitetnih stroškov.

Dohodkovna elastičnost se odvisno od modela giba med 1,3 in 1,7 in je skozi čas precej nestabilna. Ob tem so avtorji ugotovili, da se dohodkovna elastičnost znižuje z večjo razvitostjo finančnega sistema, zaradi tehnoloških izboljšav v plačilnih sistemih in razvoja substitutov denarju ter s tem potrdili konsistentnost z drugimi študijami, da ima dohodkovna elastičnost tendenco, da se približuje vrednosti ena. Druga pomembna ugotovitev avtorjev je, da se z večjo razvitostjo finančnega sistema in finančno deregulacijo povečuje odzivnost povpraševanja po denarju na gibanje obrestnih mer. Koeficient se je tako pri lastni obrestni meri kot pri obrestnem razmiku glede na začetek in konec obdobja ocenjevanja povečal po absolutni vrednosti za približno trikrat.

Na tem mestu omenimo še podobno študijo **Coenen, Vega (1999)**, ki uporabita podobne spremenljivke kot prejšnja študija za Grčijo, s tem da povpraševanja po denarju ocenita za celotno evroobmočje. Tudi v tem primeru je dolgoročna dohodkovna elastičnost statistično

značilno večja od ena, kar avtorja pojasni z dejstvom, da je v enačbi namesto premoženja, ki bi bil najbolj relevantna spremenljivka, uporabljen dohodek.

Sriram (2001) predstavi pregled 39 študij za različne države, ki povpraševanje po denarju ocenijo z modelom popravljanja napak. Skoncentrirano predstavi uporabljene spremenljivke, transformacije na spremenljivkah, časovno obdobje ocenjevanja ter ocenjene elastičnosti. Ob tem poudarja, da modeli popravljanja napak (ECM) upoštevajo teoretična izhodišča in se dobro obnesejo pri empiričnih testih, zato se v pregledu osredotoči zgolj na študije, ki temeljijo na tovrstnih modelih. Večina študij ocenjuje povpraševanje po realni količini denarja. Med pojasnjevalne spremenljivke vključijo spremenljivko obsega kot mero transakcij v povezavi z gospodarsko aktivnostjo, to je spremenljivko dohodka, izdatkov ali premoženja. Večinoma je med pojasnjevalne spremenljivke vključena še lastna obrestna mera, ki ima v enačbi pozitiven predznak, in spremenljivka oportunitetnih stroškov z negativnim predznakom. Donos na realno premoženje je ponavadi aproksimiran z inflacijo. Donos na tujo aktivo pa z obrestno mero v tujini ali neko obliko deviznega tečaja. Med ostalimi spremenljivkami so v enačbe najpogostejše vključene umetne spremenljivke sezone. Razpon dohodkovnih elastičnosti je večji pri ocenjevanju povpraševanja po širokem denarnem agregatu, kjer sega od 0 do 3,5, povprečje pa znaša 1,22.

Veliko študij povpraševanja po denarju je bilo narejeno tudi eksplicitno za Slovenijo, zato jim je v nadaljevanju namenjena posebna pozornost, saj so zaradi istega ozadja najbolj relevantno izhodišče za model, predstavljen v nadaljevanju.

Cimperman (1996) pri ocenjevanju enačbe povpraševanja po denarju za Slovenijo izhaja iz sodobne kvantitativne teorije denarja in uporabi model delnega prilagajanja. Enačbe povpraševanja po denarju oceni za vse tri denarne agregate (M1, M2 in M3) na mesečnih podatkih. Kot spremenljivko dohodka uporabi prejemke gospodarstva, javnega sektorja in prebivalstva. Kot mero oportunitetnih stroškov, s pričakovanim negativnim predznakom, uporabi obrestne mere, inflacijo in tečaj. Kljub temu, da je zaradi slabših rezultatov tečaj izključen iz končne enačbe, avtor poudarja njegov pomen za funkcijo povpraševanja po denarju v Sloveniji. Prvič zato, ker ima nebančni sektor pomemben del svojega finančnega premoženja v tuji valuti (vloge in gotovina v tuji valuti, naložbe v tujini). Drugič, zato ker sprememba tečaja skupaj z razlikami v obrestnih merah doma in v tujini vpliva na pretok tujega kapitala, kar pa pomembno vpliva ne le na dejavnike ponudbe, temveč tudi na povpraševanje po denarju. Poleg tega poudarja še pomen razlik med indeksacijskimi klavzulami, ki vplivajo na odločitve posameznikov pri finančnih naložbah.

Ocenjene elastičnosti na prejemke so okrog 1 pri M1 in okrog 0,7 pri širših agregatih, kratkoročne elastičnosti so precej manjše. Avtor ob tem navaja, da empirične raziskave za druge države ugotavljajo, da je dohodkovna elastičnost ponavadi višja pri širših denarnih agregatih. Ocenjene semielastičnosti za obrestno mero so precej visoke, dolgoročne po

absolutni vrednosti na ravni 0,5 oziroma še višje za M2. Koeficient prilagajanja znaša 0,055, za model ocenjen za eno leto krajše obdobje pa 0,068.

Cimperman (1997) poudarja vse večji pomen substitucije med M3 in alternativnimi naložbami. Med slednjimi omenja predvsem naložbe v vzajemne sklade in zavarovalne produkte ter na drugi strani pomanjkanje ponudbe državnega dolga, ki bi bila za naložbe nebančnega sektorja manj tvegana. Pri analiziranju pomena alternativ avtor opozori na pomanjkanje podatkov, zato lahko spremlja le dve obliki alternativ, ki sta denarju sorodni naložbi, to sta vrednostni papirji bank in BS v posesti prebivalstva in imetja tuje gotovine. Med dejavniki, ki vplivajo na odločitve prebivalstva glede strukture njihovih finančnih oziroma ožje denarnih portfeljev, navaja raven razpoložljivega dohodka, premoženje, nagnjenost k potrošnji oziroma varčevanju, nagnjenost k tveganju in donosnost naložb.

V članku **Modic (1996)** avtorica predstavi pregled različnih modelov povpraševanja po denarju, ki so bili do takrat ocenjeni za Slovenijo. Poleg že omenjenega modela (Cimperman 1996), predstavi še enačbo, ki povpraševanje po realnem denarju pojasnjuje z realnim obsegom transakcij in s pričakovano inflacijo. Posebno pozornost nameni tudi misiji mednarodnega denarnega sklada (IMF) v letu 1995, v okviru katere je bil ocenjen ECM model povpraševanja po denarnem agregatu M1 za Slovenijo. Kot pojasnjevalne spremenljivke so v model vključeni realni dohodki gospodinjstev, realna obrestna mera, devizni tečaj, obtočna hitrost denarja kot razmerje med M1 in dohodki gospodinjstev, razmerje med ravno cen in tečajem, obseg transakcij in sezonska spremenljivka.

Tudi **Vasle (1998)** uporabi model popravljanja napak (ECM model) za pojasnjevanje povpraševanja po denarnem agregatu M1. Model je ocenjen na mesečnih podatkih od julija 1992 do marca 1998. Med pojasnjevalnimi spremenljivkami so v dolgoročno enačbo vključeni realni BDP, realna obrestna mera za tolarske vloge vezane od 1 – 3 mesecev, sezonska komponenta in trend. Dolgoročna dohodkovna elastičnost znaša 0,89, medtem ko obrestna elastičnost 0,44. Poskus vključitve deviznega tečaja ni dal statistično značilnih koeficientov, zato je bila ta spremenljivka iz enačbe izključena. V kratkoročnem delu enačbe je vključen realni BDP brez in z enim odlogom ter denarni agregat prav tako z enim odlogom. Tudi v kratkoročni del enačbe je vključena sezonska spremenljivka.

Delakorda (2000) predstavi makroekonomski model slovenskega gospodarstva, ki je sestavljen iz treh blokov; to so blok bruto domačega proizvoda, ponudbeni blok in denarni blok. V okviru slednjega je vključena tudi enačba povpraševanja po M3. Poleg realnega BDP in obrestne mere denarnega trga je med pojasnjevalne spremenljivke vključen tudi primarni denar. Spremenljivke so izražene v logaritmih in v nivojih z izjemo primarnega denarja, ki je v enačbo vključen tudi v diferencialih. Elastičnost na realni BDP znaša 1,75, obrestna elastičnost je negativna v višini -0,01.

V drugem delu avtor model uporabi za napoved rasti denarnega agregata M3, ki je bil v tem obdobju bližnji cilj denarne politike. V osnovnem modelu gre za sistem simultanih regresijskih enačb in M3 ni le odvisna spremenljivka, ampak nastopa tudi kot pojasnjevalna spremenljivka v enačbi obrestnih mer in enačbi domačega povpraševanja. Za napoved M3 (oziroma določitev višine bližnjega denarnega cilja) avtor M3 zapiše kot endogeno spremenljivko in iz modela izpelje enačbo, kjer mu kot eksogene spremenljivke preostanejo: primarni denar, obrestna mera denarnega trga, zaposlenost, uvozne cene, tuja gospodarska aktivnost in ciljna inflacija.

4.2 Povpraševanje po posojilih

Sledi še kratek pregled literature na temo povpraševanja po posojilih.

Calza et al. (2001, 2003). Večina študij na temo povpraševanja po posojilih navaja kot dva najpomembnejša dejavnika, ki opredeljujeta kreditno povpraševanje:

- ekonomsko aktivnost, npr. realni BDP, industrijska proizvodnja,
- in stroške financiranja, npr. tržna obrestna mera, obrestna mera za posojila.

V teoriji se sicer poudarja pozitivna povezava med realnim proizvodom in povpraševanjem po posojilih. Pozitivna povezava je opredeljena na podlagi relacije, da se v obdobjih visoke gospodarske aktivnosti povečajo potrebe podjetij po dodatnih finančnih virih, s katerimi financirajo višjo proizvodnjo in investicije. Gospodinjstva pa ob višjih prihodkih več sredstev namenijo za potrošnjo. Podjetja in gospodinjstva dosegajo v obdobjih konjunktore višje prihodke in dobičke, s čimer se izboljšuje kvaliteta njihovega poslovanja in plačilna sposobnost. Z rastjo prihodkov se zmanjšuje njihova zadolženost in odpre potencial za najetje novih posojil. Pomembno vlogo igrajo tudi pričakovanja. Zaradi pričakovanj o višji aktivnosti in višjih dobičkih se poveča število projektov, za katere se predvideva, da bodo zagotavljali potrebno donosnost, s čimer se tudi poveča povpraševanje po posojilih.

Empirične študije niso tako jasno opredeljene glede povezave med posojili in gospodarsko aktivnostjo. Avtorji navajajo nekatere študije na ameriških podatkih, ki postavljajo pod vprašaj stabilno povezavo med posojili in gospodarsko aktivnostjo. Izhajajo iz predpostavke, da se v obdobjih višje gospodarske rasti in višjih dobičkov podjetja bolj naslanjajo na interne vire financiranja in manj povprašujejo po posojilih. Podobno tudi gospodinjstva v obdobjih višje gospodarske rasti in rasti dohodkov potrošnjo v večji meri financirajo z lastnimi viri in prihranki ter posledično zmanjšujejo zadolženost. Medtem ko v recesiji, ko ima nebančni sektor manj lastnih virov, več povprašuje po posojilih bank.

Glede povezave med povpraševanjem po posojilih in obrestnimi merami so si empirične študije bolj enotne. Višje kot so obrestne mere, manjši je interes nebančnega sektorja za

najemanje posojil pri bankah. Hkrati višje obrestne mere zmanjšujejo kreditno sposobnost in sposobnost servisiranja obstoječega dolga.

Avtorji poleg tega navajajo še druge dejavnike, ki lahko natančneje opredeljujejo povpraševanje po posojilih. Če ločimo posojila glede na segment kreditojemalcev, imajo lahko pri posojilih gospodinjstvom večjo pojasnjevalno moč kot realni BDP, npr. potrošnja, investicije v stanovanja in stanovanjsko gradnjo ter razpoložljivi dohodek. Namesto tržne obrestne mere je bolje uporabiti obrestno mero za potrošniška oziroma stanovanjska posojila, pomembno vlogo lahko imajo tudi cene stanovanj, vrednostnih papirjev in drugih oblik premoženja in naložb. Pri posojilih podjetjem so lahko v enačbo vključene investicije ter obrestne mere, ki se nanašajo na različne vrste posojil podjetjem. Pomembno vlogo lahko imajo dejavniki, ki opredeljujejo kvaliteto podjetij, kot so npr. različne mere dobičkonosnosti, likvidnosti, obseg zalog. V posameznih primerih so lahko pomembne spremembe v zakonodaji, še posebno občutljive so spremembe v obdavčitvi. Poleg tega avtorji poudarjajo pomen aktivnosti na področju združitvev in prevzemov, kapitalskih naložb oziroma širše pomen kapitalskih tokov.

Enačba realnega obsega posojil nebančnemu sektorju je v prvem članku iz leta 2001 opredeljena kot funkcija realnega BDP ter kratkoročne in dolgoročne obrestne mere. Ker za evro območje še ni bilo na voljo zadosti dolgih časovnih vrst za obrestne mere posojil nebančnemu sektorju, so avtorji za kratkoročno obrestno mero izbrali tržno obrestno mero, 3 mesečni EURIBOR, za dolgoročno obrestno mero pa obrestno mero deset letnih obveznic.

V dopolnjenem modelu iz leta 2003 so avtorji uporabili le eno obrestno mero, in sicer sintetično nominalno obrestno mero za posojila nebančnemu sektorju (obrestne mere za posamezne države in posamezne segmente posojil so tehtane glede na obseg posojil, za nazaj, ko ti podatki še niso bili na voljo pa z BDP). Poleg realnega BDP je v enačbo vključena še inflacija.

V obeh modelih so vse elastičnosti, tako dohodkovne kot tudi obrestne, po absolutni vrednosti večje od 1. Koeficient prilagajanja je v obeh modelih približno enak, na ravni 0,07, kar opozarja na dolgotrajne odzive posojil na odmike od ravnotežja.

Hulsewig, Winker, Worms (2001) analizirajo posojila podjetjem in gospodinjstvom. V model so avtorji vključili tako dejavnike povpraševanja kot tudi ponudbe.

Glavni dejavnik ponudbe je kapital bank, ker je kreditna aktivnost bank omejena z razpoložljivostjo kapitala. Glede razpoložljivosti virov za financiranje kreditne aktivnosti lahko imajo pomembno vlogo tudi vloge nebančnega sektorja.

Med dejavniki povpraševanja so vključeni realni BDP, inflacija in posojilna obrestna mera. Zaradi omejene razpoložljivosti podatkov omenjajo več možnosti kot približek za posojilno

obrestno mero, npr. donosnost obveznic, obrestno mero komercialnih papirjev in obrestno mero za stanovanjska posojila.

Cilj centralne banke je opredeljen s 3 mesečno obrestno mero denarnega trga. Poleg tega model vključuje še umetne spremenljivke za sezono, za združitev Nemčije in metodološko spremembo glede klasifikacije sektorjev.

Bouvatier, Lepetit (2005) analizirata panel 41 evropskih bank v obdobju 1995 do 2001. Ločeno opredeljujeta dejavnike ponudbe posojil s strani bank in povpraševanja s strani nebančnega sektorja.

Ponudbo posojil opredeljujejo tri skupine dejavnikov. Ključni dejavniki ponudbe so posamezne komponente obveznosti do virov sredstev. Pomemben je zlasti obseg vlog, viri pridobljeni na medbančnem trgu in kapital. Kot drugo skupino dejavnikov navajata makroekonomske spremenljivke, ki opredeljujejo poslovanje bank, zlasti obrestno mero denarnega trga, obrestno mero za posojila in inflacijo. Pri tem obrestna mera denarnega trga predstavlja oportunitetne stroške, obrestna mera za posojila pa vir prihodkov, zato imata obrestni meri različne predznake. V zadnjo skupino dejavnikov uvrščata kapitalsko ustreznost, oziroma kolikšen je njen presežek nad predpisano mejo 8%. Poleg tega model upošteva tudi rezervacije za izgube iz kreditnega tveganja. Te deli na dve podskupini; diskrecijsko in nediskrecijsko komponento. Zadnja je vezana na slaba posojila in posebne rezervacije. Te rezervacije po pričakovanjih zavirajo ponudbo posojil s strani bank. Diskrecijska komponenta je vezana na splošne rezervacije in na različno obnašanje bank.

Povpraševanje nebančnega sektorja po posojilih temelji na makroekonomskih spremenljivkah. V model so kot pojasnjevalne spremenljivke vključene: realni BDP, obrestna mera denarnega trga, obrestna mera za posojila in inflacija.

Iz obeh enačb potem izpeljeta enačbo obsega posojil v bančnih bilancah, ki ga opredeljujejo tako dejavniki ponudbe kot tudi povpraševanja.

Berkelmans (2005) za primer Avstralije poudarja poleg spremenljivk za domače gospodarstvo še pomen spremenljivk zunanjega okolja. Tako sta v model vključena ameriški BDP in cene surovin. BDP tujine je pomembno gonilo tudi za domači BDP, namesto tujega BDP nekatere študije vključujejo tujo obrestno mero. Cene surovin so dodatna informacija glede poslovnega cikla v svetu, za Avstralijo so pomembne tudi zato, ker predstavljajo surovine pomemben del njenega izvoza. Avtor navaja še nekatere druge modele, kjer so namesto cen surovin vključene cene nafte ali pa pogoji menjave.

Od domačih dejavnikov so poleg realnega obsega posojil vključeni še domači realni BDP, inflacija, obrestna mera preko noči, kot ključna obrestna mera denarne politike, in realni

devizni tečaj. Oblika modela je strukturni VAR, za 20-letno obdobje četrtletnih podatkov in z upoštevanjem treh odlogov.

Nemška centralna banka (**BuBa 2005**) v svojem poročilu o finančni stabilnosti predstavlja model kreditne rasti, kjer so kot pojasnjevalne spremenljivke vključene BDP, ne tvegana obrestna mera in odlog kreditne rasti.

De Bandt, Oung (2004) predstavljata med drugim ECM model za povpraševanje po posojilih gospodinjstvom. V dolgoročni enačbi so posojila funkcija investicij in potrošnje gospodinjstev. V kratkoročnem delu je vključena realna obrestna mera za dolgoročne državne obveznice, inflacija, cene nepremičnin, investicije gospodinjstev in umetna spremenljivka za triletno obdobje deregulacije med leti 1985 in 1987.

Poleg zgoraj predstavljenih študij, ki se osredotočajo predvsem na razvite ekonomije, obstaja cel sklop literature, ki predstavlja nekakšen most med razvitimi in tranzicijskimi ekonomijami, če omenimo samo nekatere *Cottarelli et al. (2003)*, *Schadler, Murgasova, van Elken (2005)*, *Brzoza-Brzezina (2005)*, *Kiss, Nagy, Vonnak (2006)*, *ECB (2006b)*. Vsem tem strokovnim člankom je skupno, da z modelom popravljanja napak ocenjujejo delež posojil v BDP, ki ga naprej ocenijo za skupino bolj razvitih držav, kar služi za merilo (*angl. benchmark*), nato uporabijo te parametre za tranzicijske države ali pa model ponovno ocenijo tudi za tranzicijske države. Na podlagi primerjave nato sklepajo, ali prihaja v posameznih tranzicijskih državah do preseženega povpraševanja po posojilih (kreditnega buma), oziroma je to moč pričakovati v času prevzemanja evra.

Glede vključenih spremenljivk je **Cottarelli et al. (2003)** izhodišče tudi za ostale študije. Poleg klasičnih, kot so realni BDP, realna obrestna mera in inflacija, omenja ta študija še pomen nekaterih drugih dejavnikov za visoko rast posojil v tranzicijskih državah. Med slednjimi preusmeritev bank iz posojil državi na posojila privatnemu sektorju, predvsem podjetjem in gospodinjstvom (*angl. crowding-in*), zato je med pojasnjevalne spremenljivke vključen tudi obseg javnega dolga v deležu BDP. Velik poudarek je dan tudi kazalcem liberalizacije in deregulacije. Tako so v enačbe vključeni indeks liberalizacije, ki odraža tako liberalizacijo finančnega sistema kot tudi kapitalskega računa, indeks pravnega okvira, indeks računovodskih standardov in računovodske prakse ter indeks omejitve vstopa na bančni trg.

V tej študiji je med drugim opozorjeno, da v nasprotju s povpraševanjem po denarju, povpraševanje po posojilih ni v tolikšni meri teoretično obdelano, več je empiričnih raziskav. Pri tem avtorji poudarjajo, da za povpraševanje po posojilih ni nobene predpostavke, da bi morala biti dohodkovna elastičnost enaka ena in hitrost obračanja kreditov (*angl. credit velocity*) konstantna. Ravno nasprotno, v empiričnih študijah povpraševanja po posojilih je dohodkovna elastičnost pogosto krepko nad ena. V nadaljevanju študije so predstavljeni še nekateri ukrepi, ki jih je možno sprejeti za ublažitev kreditne rasti, vendar je pozornost usmerjena predvsem na bolj strožje ukrepe, kot so administrativni ukrepi ter ukrepi monetarne

in fiskalne politike. Širši spekter ukrepov, ki zajema tudi manj strožje ukrepe, kot so bonitetni ukrepi, ukrepi nadzora, uvajanje minimalnih standardov, komunikacija z javnostjo, razvoj trga, izobraževanje in podobno, je predstavljen v Hilbers et al. (2005).

Schadler et al. (2005) navajajo, da se je v državah, ki so zadnje vstopile v EU in so že prevzele evro, rast posojil nebančnemu sektorju pričela hitro povečevati približno pet let pred vstopom v evro območje in se nadaljevala tudi po uvedbi evra. Verjetnost, da bodo tudi nove države članice EU doživele presežno rast posojil v času uvajanja evra, je po mnenju avtorjev zelo velika, ni pa jasno v kolikšni meri. Nekateri dejavniki namreč zmanjšujejo tveganje. Nominalne in realne obrestne mere so v nekaterih državah že na ravni ali celo pod ravno obrestnih mer evro območja, predvsem pa pod ravno obrestnih mer, ki so jih države, ki so zadnje vstopile v evro območje dosegale pet do sedem let pred uvedbo evra. Po drugi strani je potencial za rast posojil v državah novih članicah EU še zelo velik, predvsem zaradi njihovega precejšnjega zaostajanja za državami evro območja v deležu posojil v BDP. Ob tem je poudarjeno, da so bile v bankah teh držav v preteklosti glavni vir financiranja kreditne rasti predvsem vloge nebančnega sektorja, medtem ko postajajo banke sedaj vse bolj odvisne od virov, najetih pri bankah v tujini.

Z oceno modela najprej za države evro območja in z uporabo istih parametrov, nato še za države srednje in vzhodne Evrope avtorji ugotavljajo, da je v slednjih delež posojil nebančnemu sektorju (brez upoštevanja posojil državi) v BDP v povprečju 41 odstotnih točk pod ravnotežjem. V prihodnjih letih zato pričakujejo hitro povečevanje deleža posojil v BDP, najvišja rast bi lahko dosegla med 35% in 40%.

Brzoza-Brzezina (2005) opozarja, da bo vstop v evro območje za države srednje in vzhodne Evrope pomenil precejšnjo strukturno spremembo in da je lahko sklepanje o prihodnjem gibanju posojil na podlagi preteklih gibanj zato zavajajoče. Po drugi strani pa je tvegano tudi predpostavljati, da bo dogajanje v teh državah ob uvajanju evra podobno kot v državah, ki so že vstopile v območje evra (EMU3 – Irska, Portugalska in Grčija). Sicer obstajajo določene podobnosti, vendar so prisotne tudi precejšnje razlike, predvsem na področju obrestnih mer, ki so eden glavnih dejavnikov povpraševanja po posojilih. V novih državah članicah EU je nominalna konvergenca obrestnih mer dosežena v precej večji meri, kot je bila pred prevzemom evra v EMU3. Poleg tega je bil v času, ko so v EMU vstopile omenjene tri države, v evro območju prisoten trend zniževanja obrestnih mer, medtem ko se v sedanjem obdobju trend obrestnih mer obrača in te rastejo, zato je presežna rast posojil manj verjetna. Po drugi strani nove države članice precej zaostajajo v deležu posojil v BDP, še posebej nerazvit je segment stanovanjskih posojil. To dopušča veliko prostora za finančno poglobljanje, kar pa pomeni, da visoka rast posojil v teh državah ne bi nujno pomenila presežno rast (kreditni bum) in zato ni nujno, da bi povzročila težave. Avtor oceni vektorski ECM model (VECM) za šest držav, za tri (EMU3), ki so že vstopile v evro območje, in tri (Madžarsko, Češko in Poljsko), ki še bodo vstopile. Oceni le enačbe za posojila v domači valuti. V enačbe vključi realni BDP in realno obrestno mero. Dolgoročne dohodkovne

elastičnosti so med 1,45 za Irsko in 3,39 za Madžarsko. Obrestne semielastičnosti so med -4,42 za Madžarsko in -10,81 za Portugalsko. Za nobeno od treh tranzicijskih držav napoved realne rasti posojil ne preseže 25%. Na podlagi rezultatov modela avtor ocenjuje, da lahko le Poljska in Madžarska pričakujeta visoko rast posojil nebančnemu sektorju v času priprav na uvedbo evra, medtem ko je na Češkem visoka rast posojil manj verjetna, zaradi že sedaj zelo nizkih obrestnih mer v tej državi. Avtor ob tem poudarja, da je negotovost povezana predvsem s posojili v tuji valuti, ker v model niso vključena, njihov delež v tranzicijskih državah pa ni zanemarljiv.

Podobno kot zgoraj omenjeni članki se tudi članek **Egert, Backe, Zumer (2006)** ukvarja z vprašanjem, ali je rast posojil v tranzicijskih državah presežna ali zgolj rast, ki vodi k ravnotežnemu deležu posojil v % BDP. Članek je zanimiv, ker išče skupne točke v pojasnjevanju ravnotežnega deleža posojil v BDP in opredelitvijo ravnotežnega deviznega tečaja. Do odmika od ravnotežja tako pride, če delež posojil v BDP ni mogoče pojasniti z ekonomskimi spremenljivkami in gre za tako imenovano podcenjenost (*angl. undershooting*) ali precenjenost (*angl. overshooting*). Za tranzicijske države je značilno, da so začele z zelo nizkimi deleži posojil v BDP, še posebej po umiku slabih posojil iz bančnih bilanc. Zato bi pri njih lahko govorili o začetni podcenjenosti (*angl. initial undershooting*), njihovo kreditno rast pa potem razdelili na ravnotežno rast in popravek za začetno podcenjenost. V primerih zelo visoke kreditne rasti je lahko porast deleža posojil v BDP celo večji, kot bi bil opravičljiv zaradi pomika proti ravnotežju, takrat lahko govorimo o precenjenosti. Če podcenjenost ali precenjenost traja daljše obdobje, je lahko ocenjevanje enačbe zgolj z upoštevanjem podatkov teh držav zelo pristrano, zato je v takšnem primeru priporočljivo uporabiti panele z vključitvijo držav, ki ne kažejo znakov začetne pod- ali precenjenosti.

Avtorji pojasnjujejo delež posojil zasebnemu sektorju v BDP z BDP per capita s pozitivnim predznakom, namesto tega pa tudi z realnim BDP ali industrijsko proizvodnjo. Druge pojasnjevalne spremenljivke so posojila državi v odstotkih BDP, kratkoročne in dolgoročne posojilne obrestne mere in inflacija, vse z negativnim predznakom, ter cene nepremičnin, stopnja finančne liberalizacije in prisotnost kreditnega registra, vse s pozitivnim predznakom. Glede na posamezne kombinacije teh spremenljivk avtorji definirajo 8 različnih enačb, ki jih v nadaljevanju testirajo.

Analizirajo podatke 43 držav, ki jih razdelijo v več skupin, in enačbe ocenjujejo za posamezne skupine. Za panel srednjeevropskih držav, kamor sodi tudi Slovenija, se koeficienti prilagajanja za testiranih osem enačb gibajo med -0,136 in -0,269. Vendar za nobeno od osmih enačb nimajo vsi koeficienti pravilen predznak, oziroma niso vsi statistično značilni. Zato avtorji uporabijo enačbo za majhne OECD države in predpostavijo, da bo obnašanje tranzicijskih držav v prihodnje podobno današnjemu obnašanju majhnih OECD držav. Ugotavljajo, da je Hrvaška edina država, ki je do leta 2004 z veliko verjetnostjo že dosegla ravnotežni nivo posojil v deležu BDP, medtem ko za ravnotežjem najbolj zaostajajo

Romunija, Litva, Poljska in Češka. Prav tako pa na podlagi ocen avtorjev v tranzicijskih državah ni prišlo do presežne rasti posojil.

Tamirisa, Igan (2006). Avtorja analizirata povezavo med kvaliteto bank in kreditno rastjo. Kreditno rast v novih državah članicah EU pojasnjujeta z BDP per capita, ki opredeljuje proces dohitevanja in ima zato negativen predznak, ostali dejavniki povpraševanja so še rast BDP s pozitivnim predznakom ter obrestna mera in deprecijacija tečaja, oboje z negativnim predznakom. Druga skupina spremenljivk so spremenljivke, ki se nanašajo na posamezne banke in tako opredeljujejo dejavnike ponudbe. Te spremenljivke so kvaliteta banke, merjena z DD kazalcem (*angl. Distance to Default*)⁸, neto obrestna marža, kazalec likvidnosti ter razmerje med stroški in prihodki. Boljša kot je donosnost, likvidnost in stroškovna učinkovitost banke, bolj zdrava je banka in bolj je sposobna povečevati obseg posojil. Dodana je še spremenljivka lastništva bank, ki predstavlja delež države v lastniški strukturi posamezne banke. Avtorja simultano ocenita dve enačbi, poleg enačbe kreditne rasti še enačbo kvalitete bank, merjene z DD kazalcem.

Upoštevani so podatki za 217 poslovnih bank novih držav članic EU v obdobju med leti 1995 in 2004. Ugotavljata, da ima realna rast BDP pozitiven, medtem ko realne obrestne mere in BDP per capita negativen vpliv na rast posojil, vsi trije koeficienti so statistično značilni. Prav tako ugotavljata, da dosegajo banke z večjim deležem državnega lastništva nižje rasti posojil in da sta po letu 2000 donosnost bank in apreciacija deviznega tečaja postali pomemben dejavnik rasti posojil. Pomembna ugotovitev avtorjev je, da za razliko od druge polovice devetdesetih po letu 2000 kreditna rast ni bila več odvisna od kvalitete banke in da so slabše banke dosegale prav tako visoke rasti posojil kot zdrave banke. To povečuje tveganje za stabilnost bančnega sistema, saj kaže na to, da lahko poskušajo slabše banke svoje izvirne težave ublažiti z naložbami v visoko donosne, vendar visoko tvegane aktivnosti, kar pa lahko, v primeru za banko neustreznega razvoja dogodkov, njene končne stroške le še poveča. To tveganje je večje v baltskih kot srednjeevropskih novih državah članicah EU. Ugotavljata tudi, da banke v tuji lasti prevzemajo večje tveganje, še posebej manj zdrave banke. Opozarjata, da je večje tveganje povezano zlasti z bankami, ki so agresivne na segmentu posojil prebivalstvu v tuji valuti.

Med članki, ki se nanašajo eksplicitno na Slovenijo, **Egoume-Bossogo, Oura (2005)** analizirata, zakaj ob visoki kreditni aktivnosti ni prišlo tudi do povečane potrošnje. Avtorja med drugim ugotavljata velik pomen tokov s tujino. Pri tem omenjata, da so sredstva, ki jih podjetja najemajo pri domačih bankah, namenjena deloma tudi kapitalskim investicijam v tujini, vse pomembnejše pa postajajo tudi portfeljske naložbe v tuje vzajemne in investicijske sklade.

⁸ Kazalec DD (*angl. Distance to Default*) kaže, vezano na donosnost, odmik od točke, ko postanejo sredstva banke manjša od njenih obveznosti (Tamirisa, Igan 2006, str. 46).

Avtorja opozarjata na velik pomen direktnega zadolževanja podjetij v tujini oziroma na substitucijo med tujimi in domačimi viri financiranja. V letu 2002 je prirast posojil podjetjem, najetih v tujini, predstavljal skoraj dve tretjini porasta vseh posojil, najetih s strani podjetij. Vstopanje v EU in posledična konvergenca obrestnih mer je ne le spodbudila povpraševanje po posojilih, istočasno je prihajalo do substitucije med tujimi in domačimi viri financiranja. V letu 2004 je tako prirast posojil, najetih v tujini, predstavljal le še 36% prirasta vseh posojil, ki so jih v tem letu najela podjetja.

Poudarjata tudi, da je visoka kreditna aktivnost v zadnjih letih v veliki meri posledica močne konkurence. Tuje banke so vodile agresivno politiko povečevanja tržnih deležev preko zniževanja obrestnih mer, ki so pri posameznih produktih že nižje kot v evro območju. Pripomogla je tudi odprava vseh omejitev glede deviznega poslovanja. Banke so izkoristile potencial na segmentu posojil gospodinjstvom, zlasti stanovanjskih posojil, glede na relativno nizko zadolženost gospodinjstev v Sloveniji v primerjavi z evro območjem.

Na konkurenčne pritiske kot močan dejavnik visoke kreditne rasti opozarja tudi ECB v svojih publikacijah (ECB 2006c, ECB 2006d). Močnejša konkurenca med bankami se kaže v zniževanju standardov pri odobravanju novih posojil, zniževanju marž in neobrestnih stroškov posojil, povečevanju ročnosti in višine posojil in v manjših zahtevah glede kvalitete zavarovanj. Vsi ti dejavniki povečujejo število komitentov, ki jim ponudba bank postane dostopnejša in spodbudijo povpraševanje po posojilih s strani nebančnega sektorja.

Podobno kot IMF tudi **Košak (2003)** poudarja velik pomen finančnih tokov s tujino, zlasti posojil iz tujine v transmisijem mehanizmu ter visoko stopnjo zamenljivosti med primerljivimi domačimi in tujimi finančnimi oblikami ob sicer enaki donosnosti.

Delakorda (1998a) analizira posojila nebančnemu sektorju v slovenskem bančnem sistemu, vendar se osredotoči le na tolarska posojila in posojila z valutno klavzulo. Glede na to, da obravnava obdobje med leti 1994 in 1998, pravih deviznih posojil banke nebančnemu sektorju niti niso odobravale. Gre za zgodnje obdobje tranzicije in to se odraža tudi v pojasnjevalnih spremenljivkah. Avtor sicer navaja, da je v teoriji povpraševanje po posojilih običajno določeno z obrestnimi merami posojil, s stroški alternativnih virov sredstev ter z gospodarsko aktivnostjo. Vendar hkrati ugotavlja, da so v takratnih razmerah imele v primeru Slovenije zelo pomemben vpliv še nekatere druge spremenljivke.

Ena takšnih je menjava tuje gotovine v menjalnicah kot alternativen vir financiranja nakupa trajnejših dobrin s strani prebivalstva, sicer gre v tem primeru za zmanjševanje varčevanja v tuji valuti (»varčevanja v nogavicah«), vendar obseg tovrstnega varčevanja ni bil statistično definiran. Natančnejša ocena obsega varčevanja v tuji valuti je bila znana šele v začetku leta 2002, ko je bila v državah evro območja uvedena evro gotovina in so morali imetniki prihranke, denominirane v valutah teh držav, zamenjati v evre.

Poleg tega avtor ugotavlja, da glede na pomanjkanje alternativnih možnosti financiranja pri prebivalstvu, obrestna mera ni igrala pomembne vloge pri odločitvah o zadolževanju prebivalstva. Na vprašanje, ali plače pomenijo komplementaren ali alternativen vir financiranja najetju posojila, avtor ugotavlja, da gre predvsem za substitucijo med plačami in najemanjem novih posojil. Oziroma, da prebivalstvo uporablja plače predvsem za tekočo porabo, za nakup trajnejših oziroma cenovno manj dostopnih dobrin pa uporablja posojila in prodaje tuje gotovine.

Plače imajo v tem modelu zelo pomembno vlogo, ne le pri prebivalstvu, temveč tudi pri povpraševanju podjetij po posojilih. So pomemben strošek podjetij in tudi razlog za najetje posojila. Posojila podjetjem pojasnjuje kot funkcijo industrijske proizvodnje, bruto plač in izvoza s pozitivnim predznakom, medtem ko na povpraševanje podjetij po posojilih negativno vpliva obrestna mera in tok posojil iz tujine kot alternativen vir financiranja.

Te kategorije opredeljujejo tudi povpraševanje po celotnih posojilih nebančnega sektorja, s tem da realno obrestno mero za dolgoročna posojila nadomesti z nominalno obrestno mero za kratkoročna posojila in vključi še količino primarnega denarja kot spremenljivko denarne politike.

Vse tri predstavljene enačbe opredeljujejo kratkoročno dinamiko in so izražene v diferencah, vključene so tako spremenljivke stanja kot tudi toka. Upoštevani so četrtni podatki za obdobje od prvega četrtnega leta 1994 do tretjega četrtnega leta 1998.

V istem obdobju je avtor objavil tudi model transmisijskega mehanizma za Slovenijo (**Delakorda 1998b**), v okviru katerega je ocenjenih 15 enačb za obdobje od prvega četrtnega leta 1992 do drugega četrtnega leta 1997. Med enačbami je tudi kreditna enačba za tolarska posojila nebančnemu sektorju, ocenjena v nivojih. Kot pojasnjevalne spremenljivke so vključene realna obrestna mera, masa plač, agregatno povpraševanje in kapitalski pritoki bankam, vse s pozitivnim predznakom z izjemo obrestne mere, ki ima negativen predznak.

5. MODEL ZA SLOVENIJO

Predstavljeni strokovni članki, še posebej tisti, ki se nanašajo na Slovenijo, so osnova tudi za model, predstavljen v nadaljevanju. Večina predstavljenih modelov za Slovenijo opredeljuje relacije med spremenljivkami v začetnem obdobju tranzicije, kar se odraža tudi na izboru spremenljivk. Enačbe, predstavljene v nadaljevanju se osredotočajo na kasnejše obdobje, od leta 1997 dalje, to je obdobje večje makroekonomske stabilnosti. Pri tem je mišljeno predvsem povrnitev gospodarske rasti proti dolgoročni trendni rasti ter zniževanje inflacije in obrestnih mer pod raven 10%. Obdobje je izbrano tako, da je v celoti zajet vsaj en poslovni in kreditni cikel.

Ocenjene so štiri enačbe za slovenski bančni sektor, in sicer enačbe za posojila in vloge nebančnega sektorja in prebivalstva. Enačbe so namenjene napovedovanju in izvajanju stres testov. Zato je poleg osnovnih izhodišč, da izhajajo iz ekonomske teorije in zadoščajo statističnim kriterijem, pomembno tudi, da je njihova pojasnjevalna moč dovolj velika.

Vse enačbe so v obliki ECM modelov. Ti modeli, kot je bilo že zapisano v tretjem poglavju, so sestavljeni iz dolgoročnega in kratkoročnega dela. Ocenjevati jih je možno v dveh delih, najprej dolgoročni del enačbe in nato še kratkoročni del, v katerega je vključen residual dolgoročne enačbe. Vendar Kennedy (2003, str. 328) bolj priporoča, da se oba dela enačbe, tako dolgoročni kot kratkoročni del, ocenita istočasno in na ta način so ocenjene tudi enačbe, predstavljene v nadaljevanju.

Vse spremenljivke z izjemo obrestnih mer in spremenljivk, ki odražajo tokove, so izražene v logaritmih. Odlogi posameznih spremenljivk so določeni na podlagi Akaike in Schwartzovega kriterija. Vse ocene enačb in statističnih testov kot tudi napovedi in stres testi spremenljivk so bili narejeni s programskim paketom Eviews 5.0.

5.1 Podatki

Pri ocenjevanju enačb so bile uporabljene časovne vrste Banke Slovenije. Za večino spremenljivk je osnovni vir podatkov Statistični urad Republike Slovenije (SURS), za spremenljivke, ki se nanašajo na bilance bank, so osnovni vir agregatni podatki Banke Slovenije. Natančnejši opis spremenljivk je podan v Prilogi 2.

Za ocenjevanje enačb so bili uporabljeni četrtni podatki za obdobje od prvega četrtnega leta 1997 do prvega četrtnega leta 2006. Če so bili osnovni podatki na mesečni ravni, so bili ti podatki pretvorjeni na četrtno raven, za spremenljivke stanja (npr. posojila) in censke kategorije (npr. inflacija, obrestne mere, devizni tečaj) kot povprečje in za spremenljivke toka (npr. plačilna bilanca) kot vsota treh mesečnih podatkov posameznega četrtnega leta. Četrtni podatki so bili uporabljeni predvsem zato, ker je kot navaja tudi Kennedy (2003, str. 353) pri tovrstnih podatkih pomen sezone komponente manjši, še vedno pa ohranjajo poslovni cikel.

Vse odvisne spremenljivke, to je posojila in vloge nebančnega sektorja in prebivalstva, so izražene kot realne kategorije. Kot deflator je tako pri odvisnih kot pri pojasnjevalnih spremenljivkah uporabljen indeks cen življenjskih potrebščin (CPI), z izjemo spremenljivke BDP, kjer že SURS objavlja serijo realnega BDP.

V nadaljevanju so prikazane opisne statistike v enačbah ocenjenih spremenljivk, karakteristike pojasnjevalnih spremenljivk so prikazane v Prilogi 2.

Tabela 1: Opisne statistike časovnih vrst posojil in vlog nebančnega sektorja in prebivalstva

Osnovna spremenljivka			Odvisna spremenljivka v enačbi					
v mrd SIT	Povprečje	Standardni odklon		Povprečje	Maksimum	Minimum	Standardni odklon	Število opazovanj
POSSKRM	2230	714	DLOG(POSSKRM)	0,0312	0,0672	-0,0177	0,0187	37
POS_PR_RM	539	128	DLOG(POS_PR_RM)	0,0248	0,0752	-0,0213	0,0257	37
DEP_SK_RM	2950	567	DLOG(DEP_SK_RM)	0,0184	0,0631	-0,0051	0,0146	37
DEP_PR_RM	1770	449	DLOG(DEP_PR_RM)	0,0229	0,0856	-0,0063	0,0195	37

Vir: Eviews 5.0, lastni prikaz

5.2 Spremenljivke v enačbah posojil

Pomembno izhodišče za enačbi posojil nebančnemu sektorju in prebivalstvu je model za Slovenijo iz leta 1998 (Delakorda 1998a). Omenjeni model je analiziral petletno obdobje med leti 1994 in 1998, upošteva le tolarska posojila in posojila z valutno klavzulo. Spremenljivke v enačbah so izražene v diferencah, kar pomeni, da je analizirana le kratkoročna dinamika posojil. V nadaljevanju predstavljene enačbe poleg kratkoročne dinamike vključujejo tudi dolgoročne relacije med spremenljivkami. Upoštevan je celoten obseg posojil tako v tolarjih kot tudi v tuji valuti. Pozornost pa je usmerjena na obdobje, ko tranzicijski dejavniki niso bili več tako močni in je bila dosežena že določena stopnja makroekonomske stabilnosti. Začetno obdobje tranzicije je izpuščeno, zato gre pričakovati, da je v primerjavi z modelom iz leta 1998 enačba povpraševanja po posojilih, v tem kasnejšem obdobju bližje opredelitvi iz ekonomske teorije, torej predvsem funkcija gospodarske aktivnosti in obrestnih mer.

Med spremenljivke, ki pojasnjujejo povpraševanje po posojilih, je vključen realni BDP, namesto BDP lahko tudi industrijska proizvodnja. Pri prebivalstvu, kot je bilo predlagano že v (Calza et al. 2001, 2003), je raje kot BDP uporabljena spremenljivka plač. Pričakujemo, da bo povezava med posojili in BDP oziroma plačami pozitivna.

Drugi pomemben dejavnik so obrestne mere. V enačbe so vključene obrestne mere za dolgoročna posojila, pri čemer pričakujemo, da bo povezava med obrestnimi merami in posojili imela negativen predznak. Tudi v literaturi je večji poudarek namenjen dolgoročni obrestni meri, kjer je povezava med posojili in obrestnimi merami bolj jasna. Glede kratkoročne obrestne mere je več dilem, tudi zato, ker pogosto ni na voljo podatkov o obrestnih merah za kratkoročna posojila in se zato uporabljajo druge obrestne mere, npr. medbančna ali obrestna mera centralne banke. Te obrestne mere imajo lahko v ekonomiji tudi drugačno vlogo, zato je povezava med njimi in posojili odvisna od vsebine in je lahko tudi pozitivna (npr. Bouvatier, Lepetit 2005). V literaturi se uporabljajo tako nominalne kot tudi realne obrestne mere (Calza et al. 2001 in 2003, Delakorda 1998a).

Vsi trije članki, ki se nanašajo na Slovenijo (Egoume-Bossogo, Oura 2005, Košak 2003, Delakorda 1998a) poudarjajo pomen direktnega zadolževanja v tujini kot substitucijo

zadolževanju doma, zato pričakujemo negativno povezavo med posojili, najetimi v tujini, in posojili, najetimi pri domačih bankah.

Za subjekte nebančnega sektorja, ki so najeli posojilo v tuji valuti in nimajo naravnega varovanja, torej nimajo prihodkov v valuti posojila, oziroma niso drugače zavarovani pred tečajnim tveganjem, pomeni deprecijacija domače valute povečanje obveznosti iz naslova posojil v tuji valuti, s čimer se poveča njihova zadolženost, zmanjša razpoložljivi dohodek in povpraševanje po posojilih. Pričakovati je torej negativno povezavo med deviznim tečajem in obsegom posojil.

Avtorji, ki ocenjujejo obseg posojil pri bankah, pogosto v enačbo vključijo tudi dejavnik ponudbe. Hulsewig, Winker in Worms (2001) v enačbo posojil nebančnemu sektorju vključijo kapital bank, medtem ko Bouvatier in Lepetit (2005) poleg kapitala tudi vloge in vire, pridobljene na medbančnem trgu. Pri naših bankah kapital ni toliko omejitveni dejavnik za kreditno aktivnost, ker ima večina bank relativno visoko kapitalsko ustreznost. Kapital bolj kot kreditno aktivnost omejuje kapitalske naložbe bank. V enačbo posojil nebančnemu sektorju je vključena spremenljivka virov sredstev, ki jih lahko banke uporabijo za financiranje kreditne aktivnosti, to je vsota vlog nebančnega sektorja in obveznosti do tujih bank. Viri sredstev, pridobljeni pri domačih bankah, so primarno namenjeni uravnavanju likvidnosti in zato niso vključeni. Vključitev spremenljivke virov sredstev v enačbo je smiselna tudi zato, ker je to eden redkih merljivih, četudi le posreden indikator kreditnih standardov. Velik obseg finančnih virov, ki jih banka lahko uporabi za povečevanje obsega posojil, banki omogoča, da ublaži kreditne standarde, da je npr. pripravljena financirati večji del investicije, da je večji tudi delež, ki je izplačan v gotovini oziroma, da postavi manjše zahteve glede zavarovanj. Spremenljivka virov sredstev bi morala v enačbi nastopati s pozitivnim predznakom.

5.3 Spremenljivke v enačbah vlog

Če bi ocenjevali občutljivost bank na spremembe makroekonomskih kategorij zgolj na podlagi ene strani balance ne bi dobili realne slike. V primeru višjih obrestnih mer, se sicer zmanjša obseg posojil, vendar se na drugi strani poveča obseg vlog in zato zmanjša potreba bank po dražjem zadolževanju pri tujih bankah, negativen učinek na neto obrestne prihodke je zato manjši, kot bi bil, če bi upoštevali zgolj učinek na posojila. Zaradi teh razlogov opredelimo v nadaljevanju še enačbi za vloge nebančnega sektorja in vloge prebivalstva.

Osnovno izhodišče je sodobna kvantitativna teorija denarja, tako da sta glavna dejavnika, ki opredeljujeta obseg vlog, prejemki in obrestne mere. Pri čemer je povezava med vlogami in obema pojasnjevalnima spremenljivkama pozitivna. V drugih modelih povpraševanja po denarju za Slovenijo so približno enako pogosto uporabljeni prejemki gospodinjestev in realni BDP. Ker večino vlog nebančnega sektorja predstavljajo vloge gospodinjestev, dajemo večji

poudarek prejemkom prebivalstva, enako vlogo ima tudi nekoliko ožja kategorija plač. Vključitev realnega BDP ima bolj kot pri prebivalstvu smisel pri vlogah celotnega nebančnega sektorja. Pomen te spremenljivke ni tako jasno opredeljen kot pomen prejemkov, ki so neposreden generator vlog. Realni BDP odraža ne le prejemke, ampak ima tudi vlogo kontrolne spremenljivke, ki kaže splošne gospodarske razmere.

Vlogo kontrolne spremenljivke za razmere v makroekonomskem okolju oziroma fazo poslovnega cikla ima tudi brezposelnost, ki jo podobno kot še nekaj drugih avtorjev (Butter, Fase 1981, ECB 2005) vključimo v enačbo. Brezposelnost je tudi spremenljivka negotovosti, ki je pomemben dejavnik povpraševanja po denarju. Večja kot je stopnja brezposelnosti, večja je verjetnost, da bo posameznik v prihodnosti doživel izgubo dohodka, kar znižuje nivo njegovega permanentnega dohodka, ki je po sodobni kvantitativni teoriji tisti dejavnik, ki opredeljuje povpraševanje po denarju (in ne trenutni dohodek). Na tem mestu lahko omenimo še članek Arak, Spiro (1971), ki permanentni dohodek opredeljuje kot funkcijo trenutnega dohodka s pozitivnim predznakom in brezposelnosti z negativnim predznakom. Pričakovana povezava med vlogami in brezposelnostjo je zato negativna.

Podobno kot omenja Cimperman (1997) so pri alternativnih naložbah še vedno glavni problem podatki (še posebej četrtletni), vendar so do sedaj vsaj vzajemni skladi že relativno dobro statistično pokriti, čeprav s kratkimi časovnimi vrstami. V enačbi vlog je tako vključen obseg sredstev oziroma tok sredstev v vzajemne sklade. Možno bi bilo uporabiti tudi slovenski borzni indeks SBI, kot mero donosnosti naložb v vzajemne sklade, vendar ta indeks ni najbolj reprezentativen, še posebej po letu 2004, ko skladi vse več sredstev nalagajo v tujini, oziroma so pri nas postali bolj aktivni tuji skladi.

5.4 Model

5.4.1 Posojila nebančnemu sektorju

Posojila nebančnemu sektorju so v dolgoročnem delu enačbe pojasnjena z gibanjem gospodarske aktivnosti, obrestnih mer in tečaja. V kratkoročni del so poleg obrestnih mer vključene še naslednje spremenljivke: industrijska proizvodnja, viri sredstev, razpoložljivi za financiranje kreditne aktivnosti bank, tok posojil, najetih pri bankah v tujini s strani podjetij ter odlog odvisne spremenljivke.

Vse spremenljivke dolgoročne enačbe so $I(1)$, potrjena je tudi kointegracija teh spremenljivk. Z izjemo toka posojil podjetjem iz tujine, ki je integrirana reda 0, so ostale spremenljivke kratkoročnega dela enačbe $I(1)$, ker so v kratkoročni del enačbe vključene v obliki diferenc, so slednje $I(0)$. Nekoliko poenostavljeno gre tudi pri tokovih za diferenco stanj, zato po pomenu ne odstopa od ostalih pojasnjevalnih spremenljivk.

Spodnja tabela prikazuje rezultate ocene povpraševanja po posojilih. Vsi koeficienti so visoko statistično značilni, visoka sta tudi R^2 in prilagojeni R^2 . Upoštevanje osnovne Durbin-Watson statistike ni primerno zaradi vključitve odložene odvisne spremenljivke med pojasnjevalne spremenljivke. Tabeli sledi slika, kjer so poleg dejanskih in ocenjenih vrednosti predstavljeni še residuali.

Ostali statistični testi so prikazani v Prilogi 3. Obstoj avtokorelacije je zavržen na podlagi korelograma in Breusch-Godfrey LM testa. Prav tako ni prisotna heteroskedastičnost in residuali so normalno porazdeljeni. Problem bi lahko bila le multikolinearnost, saj so korelacijski koeficienti med spremenljivkami v nivojih, ki nastopajo v dolgoročnem delu enačbe, zelo visoki in vsi presegajo vrednost 0,8, ki jo lahko smatramo kot približno pravilo za prisotnost multikolinearnosti (Studenmund 2006, str. 258). Vendar če upoštevamo dolgoročni del enačbe kot eno samo spremenljivko, kar bi dejansko tudi bila, če bi sledili dvostopenjski Engle-Granger metodi na način, da bi v končno enačbo vključili le residual dolgoročne enačbe, potem so vsi korelacijski koeficienti manjši od 0,32. Tudi vsi VIF (variančno inflacijski faktor) faktorji so precej pod vrednostjo 5 (nobeden ne preseže vrednosti 3), ki naj bi bila približno merilo za prisotnost multikolinearnosti (Studenmund 2006, str. 259).

Enačba za posojila nebančnemu sektorju ima naslednjo obliko:

$$\begin{aligned} \text{DLOG(POSSKRM)} = & \\ & C(1) + C(2) * (\text{LOG(POSSKRM}(-1)) - C(3) * \text{LOG(BDPR0QTC5}(-1)) - C(4) * \text{OMBADKRM}(-1) \\ & - (1 - C(3) - C(4)) * \text{LOG(EURPM}(-1))) + C(5) * \text{DLOG(INDSKMTC5)} + C(6) * \text{D(OMBADKRM)} \\ & + C(7) * \text{DLOG(VIRSREDRM)} + C(8) * (\text{POSTUJRM}(-3)) + C(9) * \text{DLOG(POSSKRM}(-1)) \end{aligned} \quad (5.1)$$

Tabela 2: Enačba povpraševanja po posojilih nebančnemu sektorju za obdobje od prvega četrtertletja 1997 do prvega četrtertletja 2006

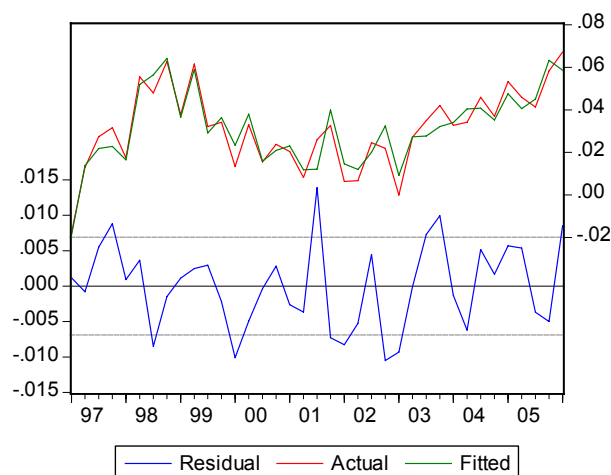
		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
konstanta	C(1)	-1.024914	0.590861	-1.734611	0.0938
koeficient prilagajanja	C(2)	-0.144728	0.017787	-8.136594	0.0000
LOG(BDPR0QTC5(-1))	C(3)	2.771533	0.525115	5.277955	0.0000
OMBADKRM(-1)	C(4)	-0.132622	0.007569	-17.522590	0.0000
DLOG(INDSKMTC5)	C(5)	0.381369	0.131790	2.893756	0.0073
D(OMBADKRM)	C(6)	-0.016097	0.003275	-4.915074	0.0000
DLOG(VIRSREDRM)	C(7)	0.631008	0.089387	7.059240	0.0000
(POSTUJRM(-3))	C(8)	-0.391930	0.094015	-4.168805	0.0003
DLOG(POSSKRM(-1))	C(9)	-0.502264	0.110556	-4.543093	0.0001
R-squared		0.895086	Mean dependent var		0.031218
Adjusted R-squared		0.865111	S.D. dependent var		0.018736
S.E. of regression		0.006881	Akaike info criterion		-6.912241
Sum squared resid		0.001326	Schwarz criterion		-6.520396
Log likelihood		136.8765	Durbin-Watson stat		1.744514

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

V enačbi uporabljene spremenljivke so: POSSKRM realen obseg posojil nebančnemu sektorju, BDPR0QTC5 desezoniran realni BDP, OMBADKRM realna obrestna mera za dolgoročna posojila podjetjem, EURPM povprečni tečaj Banke Slovenije za evro,

INDSKMTC5 desezoniran indeks industrijske proizvodnje, VIRSREDRM realen obseg virov sredstev in POSTUJRM realen tok posojil podjetjem iz tujine.

Slika 18: Posojila nebančnemu sektorju



Opomba: Dejanske (Actual) in ocenjene (Fitted) vrednosti na desni skali, residual na levi skali.

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Koeficient prilagajanja znaša 0,145, kar pomeni, da sta potrebni skoraj dve leti za povrnitev v ravnotežje. Ocenjen koeficient je znotraj intervala (med 0,136 in 0,269), ki so ga za srednjeevropske nove države članice EU ocenili Egert, Backe Zumer (2006). V primerjavi s študijami za evro območje (Calza et al. 2001, 2003), kjer je koeficient prilagajanja znašal okrog 0,07, je za Slovenijo nekoliko višji. To kaže na nekoliko hitrejšo prilagajanje nazaj k ravnotežju, kar lahko pripišemo majhnosti ekonomije in močni navezanosti na bančni sektor.

Na dolgi rok upoštevamo, da za katerokoli spremenljivko X_t velja, da je $X_t = X_{t-1}$, kar pomeni, da je $\Delta X_t = 0$. Zgornja enačba se ob tem spremeni v dolgoročno enačbo:

$$\text{LOG(POSSKRM)} = 2,771533 \cdot \text{LOG(BDPR0QTC5)} - 0,132622 \cdot \text{OMBADKRM} - 1,638911 \cdot \text{LOG(EURPM)} \quad (5.2)$$

V dolgoročni enačbi je v skladu s pričakovanji povezava med gospodarsko aktivnostjo in posojili nebančnemu sektorju pozitivna. Ker so spremenljivke izražene v logaritmih, koeficient odraža elastičnost. Na dolgi rok torej 1% sprememba BDP pomeni 2,8% spremembo posojil nebančnemu sektorju. Da elastičnost presega 1 ni presenetljivo in odraža poglobljanje finančnega sistema. V primerjavi s študijami, narejenimi za evro območje (Calza et al. 2001, 2003), je elastičnost za Slovenijo približno dvakrat večja. V našem primeru ima pomembno vlogo tudi dohitevanje držav evro območja, saj je v Sloveniji delež posojil v BDP več kot dvakrat manjši kot v evro območju.

Dolgoročna semielastičnost za realno obrestno mero znaša -0,13, kar pomeni, da je pri dvigu obrestne mere za 1 odstotno točko povpraševanje po posojilih nebančnega sektorja manjše za 13%. Odzivnost posojil na obrestne mere je tako pri nas precej manjša kot v evro območju,

kjer je ocenjena dolgoročna semielastičnost za obrestno mero manjša od -1 (Calza et al. 2001, 2003). Manjši vpliv obrestnih mer na obseg posojil pri nas ne preseneča, saj je naša ekonomija izrazito bančna ekonomija, kar pomeni, da nebančni sektor večino finančnih virov, ki jih potrebuje, pridobi pri bankah, preko izdaj vrednostnih papirjev, to je na kapitalskem trgu, pa le v zelo omejenem obsegu. Torej tudi v primeru dviga obrestnih mer nima veliko možnosti za zadolževanje drugje kot pri bankah.

Podjetja, predvsem velika, se sicer lahko zadolžujejo tudi pri bankah v tujini, medtem ko je omejenost gospodinjstev na zadolževanje pri domačih bankah še toliko bolj izrazita. V prejšnjem modelu za Slovenijo (Delakorda 1998a) zato obrestne mere sploh niso bile med pojasnjevalnimi spremenljivkami enačbe povpraševanja gospodinjstev po posojilih, pri posojilih podjetjem je bila vključena ista obrestna mera kot v zgornji enačbi, to je realna obrestna mera za dolgoročna posojila podjetjem, vendar je bila povezava s posojili podjetjem na meji statistične značilnosti.

Vstop Slovenije v EU in odločitev za čimprejšnji prevzem evra sta sprožila hiter proces nominalne konvergence obrestnih mer na nivo evro območja, ki je po dveh letih praktično zaključen. Poleg tega so banke prenehale odobravati posojila, vezana na TOM, ki je vezan na inflacijo. Delež tovrstnih posojil v obsegu obstoječih posojil se zato hitro zmanjšuje. Na ta račun se povečuje delež posojil, vezanih na variabilne obrestne mere, najpogostejše na referenčno obrestno mero EURIBOR. Zaradi teh dejavnikov postaja povezanost med obrestnimi merami in obsegom posojil vse bolj pomembna in njena statistična značilnost v zgornji enačbi ni presenetljiva. S prehajanjem v pravo tržno ekonomijo se povpraševanje po posojilih ravna bolj v skladu s teoretičnimi opredelitvami in ni več toliko posebnosti, ki so opredeljevale zgodnje tranzicijsko obdobje. V prihodnje pričakujemo, da se bo ta semielastičnost tudi v Sloveniji še povečala, ne le zaradi povečevanja deleža posojil, vezanih na variabilne obrestne mere, temveč tudi zaradi dejstva, da postaja, poleg neposrednega zadolževanja pri bankah v tujini, zadolževanje pri nebančnih finančnih posrednikih, zlasti pri leasing podjetjih, vse bolj pomembna alternativa zadolževanju pri domačih bankah.

Dolgoročna elastičnost posojil glede na tečaj znaša -1,63. Namesto deviznega tečaja je bila v dolgoročni enačbi uporabljena še kratkoročna obrestna mera za posojila podjetjem, obrestna mera za 60 dnevne tolarke blagajniške zapise in obrestna mera za posojila podjetjem, najeta v tujini. Predvsem bi pričakovali, da bo obstajala pozitivna povezava med posojili nebančnemu sektorju in obrestno mero za posojila, najeta v tujini, saj predstavljajo posojila, najeta v tujini, ob plitvem in slabo razvitem kapitalskem trgu, glavno alternativo posojilom, najetim pri domačih bankah. Obrestna mera za kratkoročna posojila podjetjem ima enako vlogo kot obrestna mera za dolgoročna posojila podjetjem, zato bi tudi pri tej obrestni meri pričakovali negativen predznak. Obrestna mera za 60 dnevne tolarke blagajniške zapise je glavna obrestna mera centralne banke, na podlagi katere banke oblikujejo svoje obrestne mere. Tudi tukaj bi pričakovali negativen predznak, precej verjetno tudi daljši odlog zaradi transmisije od obrestnih mer centralne banke do obrestnih mer poslovnih bank. Nobena od

treh obrestnih mer ni bila uporabljena v končni enačbi, bodisi zato, ker so bili koeficienti statistično neznačilni, imeli napačen predznak ali pa spremenljivke niso bile kointegrirane.

Od spremenljivk dolgoročne enačbe je v kratkoročnem delu enačbe vključena realna obrestna mera za dolgoročna posojila podjetjem. Zaradi statistične neznačilnosti realnega BDP je vključena industrijska proizvodnja. Slednja opredeljuje le del BDP, vendar so podatki o njej na voljo na mesečni ravni, medtem ko podatki o BDP le četrtletno, zato je industrijska proizvodnja pogosto prvi indikator za gibanje BDP in je zato njena vključitev v kratkoročni del enačbe smiselna. Povezava s posojili je pozitivna, koeficient pa znaša 0,38.

Od eksogenih spremenljivk sta v kratkoročni del enačbe vključena še obseg virov sredstev in tok posojil iz tujine. Koeficient obsega virov sredstev je pozitiven in večji kot pri industrijski proizvodnji, znaša 0,63 in je manjši od ena (obvezna rezerva, likvidnostne zahteve). Povezava med posojili iz tujine in posojili najetimi pri domačih bankah je negativna, kar kaže, da gre za substitucijo med obema viroma pri financiranju nebančnega sektorja.

5.4.2 Posojila prebivalstvu

Oblika enačbe za posojila prebivalstvu je sledeča:

$DLOG(POS_PR_RM)=$

$$C(1) + C(2) * (LOG(POS_PR_RM(-1)) - C(3) * LOG(OD_RM_TC(-1)) - C(4) * OMBSKGNM(-1) - (1 - C(3) - C(4)) * LOG(EURPM(-1))) + C(5) * DL_POS_PR_RM_SF + C(6) * DLOG(OD_RM_TC) + C(7) * D(OMBSKGNM) \quad (5.3)$$

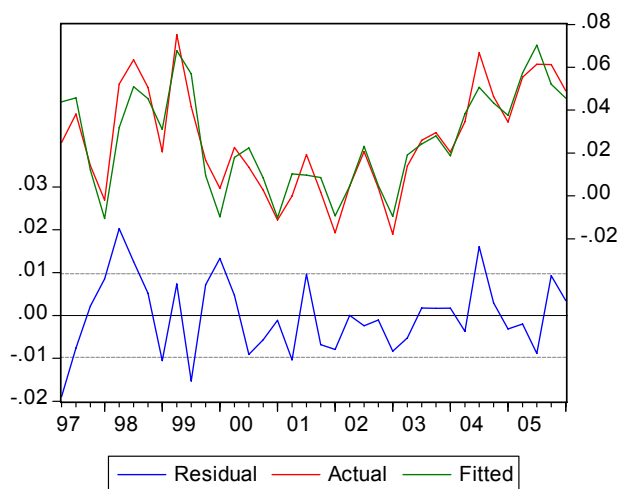
Tabela 3: Enačba povpraševanja po posojilih prebivalstvu za obdobje od drugega četrtletja 1997 do prvega četrtletja 2006

		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
konstanta	C(1)	-1.899128	0.418051	-4.542814	0.0001
koeficient prilagajanja	C(2)	-0.083298	0.024507	-3.398928	0.0020
LOG(OD_RM_TC(-1))	C(3)	6.187525	1.733183	3.570036	0.0013
OMBSKGNM(-1)	C(4)	-0.055726	0.011174	-4.987182	0.0000
DL_POS_PR_RM_SF	C(5)	0.864034	0.131097	6.590773	0.0000
DLOG(OD_RM_TC)	C(6)	1.119466	0.454464	2.463265	0.0199
D(OMBSKGNM)	C(7)	-0.006151	0.001733	-3.549664	0.0013
R-squared		0.872674	Mean dependent var	0.026128	
Adjusted R-squared		0.846331	S.D. dependent var	0.024807	
S.E. of regression		0.009725	Akaike info criterion	-6.255632	
Sum squared resid		0.002743	Schwarz criterion	-5.947726	
Log likelihood		119.6014	Durbin-Watson stat	1.606873	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Kjer je POS_PR_RM realen obseg posojil prebivalstvu, OD_RM_TC desezoniran realen obseg mase plač, OMBSKGNM obrestna mera za stanovanjska posojila, EURPM povprečen tečaj Banke Slovenije za evro in DL_POS_PR_RM_SF sezonski faktorji.

Slika 19: Posojila prebivalstvu



Opomba: Dejanske (Actual) in ocenjene (Fitted) vrednosti na desni skali, residual na levi skali.

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Za posojila prebivalstvu je dolgoročna enačba

$$\text{LOG(POS_PR_RM)} = 6,187525 \cdot \text{LOG(OD_RM_TC)} - 0,055726 \cdot \text{OMBSKGNM} - 5,131799 \cdot \text{LOG(EURPM)} \quad (5.4)$$

V primerjavi s celotnim nebančnim sektorjem je v enačbo povpraševanja prebivalstva po posojilih namesto BDP vključena spremenljivka mase plač. Slednja eksplicitno izraža prejemke prebivalstva, medtem ko BDP v primeru analize obnašanja prebivalcev nakazuje bolj na gospodarske razmere. Povezava med plačami in posojili prebivalstva je pozitivna, elastičnost pa visoka in znaša 6,19. Ob 1% povečanju mase plač se torej obseg posojil prebivalstvu poveča za 6,19%. Večja elastičnost na plače v primerjavi z BDP pri posojilih nebančnemu sektorju niti ne preseneča. Spremenljivka mase plač nekoliko podcenjuje celotne prejemke prebivalstva, kamor sodijo tudi pokojnine in drugi socialni prejemki. Poleg tega dvig ali padec plače takoj vpliva na razpoložljivi dohodek posameznika in na njegovo kreditno sposobnost ter s tem na odločitev glede najemanja novih posojil.

Pomemben dejavnik je tudi sama ponudba bank, ki se zaradi močnih konkurenčnih pritiskov vse bolj prilagaja željam posojilojemalcev tudi na račun večje tveganosti produkta. Banke dopuščajo višje razmerje med višino obroka posojila in plačo posojilojemalca, medtem ko je bila običajna meja za to razmerje 33%, lahko v zadnjem obdobju presega tudi 50%. Povečuje se delež investicije, ki se financira s posojilom, tako nekatere banke posojilojemalcu omogočajo, da lahko npr. nakup stanovanja v celoti financira z najemom posojila, lastna sredstva pa porabi za nakup opreme. Pojavljajo se tudi nove oblike posojil, kjer je višina posojila vezana na vrednost premoženja danega v zastavo (nepremičnine ali vrednostni papirji) in ne na prihodke posojilojemalca. Poleg tega se spreminja tudi valuta posojila, zelo zanimiva so zlasti posojila v švicarskih frankih, ki zaradi nižjih obrestnih mer povečajo kreditno sposobnost posojilojemalca. Nenazadnje se hitro podaljšuje tudi ročnost novo

odobrenih posojil, tako banke danes ponujajo posojila z ročnostjo tudi do 30 let. Daljša ročnost, višje razmerje med obrokom in plačo in vezanost višine posojila tudi na premoženje, vse to so dejavniki, ki omogočajo, da se lahko že ob majhnem povečanju plače potencial posameznika za najetje novega posojila precej poveča. Ker so se banke zelo usmerile na segment prebivalstva, kjer so marže večje, zaostajanje teh posojil v deležu BDP pa glede na evro območje večje kot na ostalih segmentih nebančnega sektorja, lahko pričakujemo še več inovativnih ponudb bank na tem področju, zato je pričakovati, da bo elastičnost posojil na plače tudi v prihodnje ostala visoka.

Medtem ko je Delakorda (1998a) izločil obrestno mero iz enačbe povpraševanja po posojilih prebivalstva zaradi njene neznačilnosti, je bilo pričakovati, da bo pri enačbi, ki upošteva zadnje obdobje, koeficient pri obrestnih merah statistično značilen. Semielastičnost na obrestno mero za stanovanjska posojila je negativna in znaša -0,056. Pri dvigu dolgoročne obrestne mere za 1 odstotno točko se torej obseg posojil prebivalstvu zmanjša za 5,6%, kar je približno dvakrat manj kot smo ugotavljali za celotni nebančni sektor. Sicer je tudi prebivalstvo del nebančnega sektorja, vendar slednjega na strani posojil determinira zlasti segment podjetij. Po absolutni vrednosti manjša semielastičnost na obrestno mero pri prebivalstvu kot pri celotnem nebančnem sektorju kaže na pomanjkanje alternativ pri iskanju finančnih virov, na kar je opozoril tudi Delakorda (1998a).

Elastičnost na tečaj znaša -5,13 in je po absolutni vrednosti precej večja kot v enačbi posojil nebančnemu sektorju. Za razliko od podjetij, ki se zadolžujejo tudi pri bankah v tujini, je prebivalstvo vezano na zadolževanje pri domačih bankah, kjer najema tudi posojila v tuji valuti. Če pride do deprecijacije domače valute, se obseg obveznosti, ki jih je prebivalstvo najelo v tuji valuti poveča, predvsem glede na njihov dohodek, ki je vezan na domačo valuto. Zadolženost poraste, zmanjša pa se razpoložljivi dohodek. Prebivalstvo spremeni svoje namere glede najemanja novih posojil in se raje usmeri v poplačilo obstoječih posojil. Učinek na podjetja je podoben, s to razliko, da imajo podjetja večji delež naravnega varovanja, se pravi, da imajo vsaj izvozna podjetja del prihodkov v valuti posojila, poleg tega se v primeru deprecijacije preusmerijo iz zadolževanja v tujini na zadolževanje pri domačih bankah, zato je zmanjšanje obsega posojil v primeru deprecijacije domače valute manjše kot pri prebivalstvu.

Koeficient prilagajanja znaša 0,083. Prebivalstvo se torej precej počasneje prilagaja spremenjenim makroekonomskim razmeram in potrebuje za vrnitev v ravnotežno stanje tri leta, dobro leto več kot celoten nebančni sektor.

V kratkoročni del enačbe sta poleg sezonskih faktorjev vključeni še spremenljivki plač in obrestne mere za stanovanjska posojila, njuna koeficienta imata enak predznak kot v dolgoročnem delu enačbe, sta pa po absolutni vrednosti precej manjša.

5.4.3 Vloge nebančnega sektorja

Enačba za vloge nebančnega sektorja ima naslednjo obliko:

$$\begin{aligned} \text{DLOG(DEP_SK_RM)} = & \\ & C(1) + C(2) * (\text{LOG(DEP_SK_RM}(-1)) - C(3) * \text{LOG(OD_RM_TC}(-1)) - C(4) * \text{TZ60OMNM}(-3) \\ & - (1 - C(3) - C(4)) * \text{LOG(BREZPM}(-1))) + C(5) * \text{DLOG(NTW_RM_TC)} + C(6) * \text{DLOG(ST_VS}(-3)) \\ & + C(7) * (\text{D01Q4} + \text{D02Q1}) + C(8) * \text{D05Q1} + C(9) * \text{DL_DEP_SK_RM5_SF} \\ & + C(10) * \text{DLOG(DEP_SK_RM}(-2)) + C(11) * \text{DLOG(DEP_SK_RM}(-3)) \end{aligned} \quad (5.5)$$

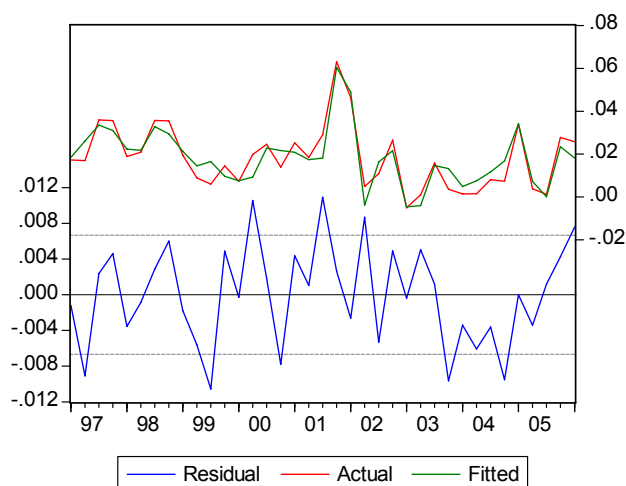
Tabela 4: Enačba vlog nebančnega sektorja za obdobje: 1. četrtnetije 1997 - 1. četrtnetije 2006

		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
konstanta	C(1)	0.566374	0.209488	2.703608	0.0119
koeficient prilagajanja	C(2)	-0.052804	0.020394	-2.589126	0.0156
LOG(OD_RM_TC(-1))	C(3)	1.415735	0.191159	7.406066	0.0000
TZ60OMNM(-3)	C(4)	0.033651	0.019637	1.713637	0.0985
DLOG(NTW_RM_TC)	C(5)	0.891010	0.285164	3.124552	0.0043
DLOG(ST_VS(-3))	C(6)	-0.040007	0.010678	-3.746552	0.0009
(D01Q4+D02Q1)	C(7)	0.029516	0.005717	5.162559	0.0000
D05Q1	C(8)	0.021157	0.007335	2.884300	0.0078
DL_DEP_SK_RM5_SF	C(9)	0.528330	0.219599	2.405888	0.0235
DLOG(DEP_SK_RM(-2))	C(10)	-0.328633	0.108326	-3.033751	0.0054
DLOG(DEP_SK_RM(-3))	C(11)	0.215182	0.087016	2.472901	0.0203
R-squared		0.849388	Mean dependent var	0.018418	
Adjusted R-squared		0.791461	S.D. dependent var	0.014595	
S.E. of regression		0.006665	Akaike info criterion	-6.942186	
Sum squared resid		0.001155	Schwarz criterion	-6.463264	
Log likelihood		139.4304	Durbin-Watson stat	1.859569	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Kjer je DEP_SK_RM realen obseg vlog nebančnega sektorja, OD_RM_TC desezoniran realen obseg mase plač, NTW_RM_TC desezonirana realna povprečna neto plača, BREZPM brezposelnost, TZ60OMNM obrestna mera za 60 dnevne TBZ, ST_VS – realen obseg sredstev v vzajemnih skladih, DL_DEP_SK_RM_SF sezonski faktorji, D01Q4, D02Q1 umetni spremenljivki za uvedbo evro gotovine za 4. četrtnetije 2001 in 1. četrtnetije 2002 ter D05Q1 umetna spremenljivka za precejšen porast vlog države v 1. četrtnetiju leta 2005.

Slika 20: Vloge nebančnega sektorja



Opomba: Dejanske (Actual) in ocenjene (Fitted) vrednosti na desni skali, residual na levi skali.

Dolgoročna enačba za vloge nebančnega sektorja je

$$\text{LOG(DEP_SK_RM)} = 1,415735 \cdot \text{LOG(OD_RM_TC)} + 0,033651 \cdot \text{TZ60OMNM}(-2) - 0,449385 \cdot \text{LOG(BREZPM)} \quad (5.6)$$

Povezava med vlogami in plačami je pozitivna, elastičnost pa znaša 1,42. Pri enoodstotnem povečanju plač se torej vloge povečajo za 1,4%. Prebivalstvo je sicer glavni segment nebančnega sektorja, ki varčuje, vendar predstavljajo vloge ostalih segmentov dobro tretjino vlog nebančnega sektorja. Pri teh segmentih so bolj kot plače pomembni drugi dejavniki, npr. BDP, izvoz in podobni. To je eden od razlogov, ki podcenjuje dohodke in zaradi katerega je elastičnost lahko večja od ena. Poleg tega je v enačbo vključena le spremenljivka plač, medtem ko ima prebivalstvo še druge oblike prejemkov in premoženja. Nenazadnje kaže to tudi na normalizacijo razmer, ko se t. i. "varčevanje v nogavicah" seli v bančni sektor. Elastičnost večjo od ena so potrdile tudi nekatere druge empirične študije (Butter, Fase 1981, Coenen, Vega 1999, Brissimis et al. 2003, Delakorda 2000). Namesto plač so bili v enačbi preizkušeni tudi celotni prejemki prebivalstva in realni BDP, vendar je bila zaradi večje statistične značilnosti koeficientov in kointegracije med spremenljivkami v končno enačbo vključena spremenljivka mase plač.

Tudi povezava med vlogami in obrestno mero je pozitivna, semielastičnost je v skladu s teorijo blizu vrednosti nič. Uporabljena je obrestna mera za 60-dnevne blagajniške zapise Banke Slovenije, ki je ključna obrestna mera denarne politike in na podlagi katere banke oblikujejo svoje obrestne mere. Ker je potrebna transmisija od obrestne mere centralne banke do obrestnih mer bank, je obrestna mera vključena z daljšim odlogom kot ostale spremenljivke. Namesto te obrestne mere so bile v enačbo vključene tudi obrestne mere za vezane vloge različnih ročnosti, vendar so bile statistično neznačilne. Majhno občutljivost vlog na obrestne mere je bilo možno pričakovati, saj se zaradi daljšega obdobja zniževanja obrestnih mer, oziroma zelo nizkih obrestnih mer in vse večjega pomena alternativnih naložb, zlasti naložb v vzajemne sklade, pomen vlog spreminja. Bolj kot njihova donosnost postaja pomemben vidik varnosti in likvidnosti tovrstnih naložb, s tem pa se povečuje delež stabilnih vlog, ki so manj odvisne od gibanja obrestnih mer.

Povezava med brezposelnostjo in vlogami je negativna. Pri povečanju brezposelnosti za 1% se vloge zmanjšajo za 0,45%. Glede na to, da se vključitev brezposelnosti v enačbo vlog v literaturi redkeje uporablja, so bile testirane tudi alternativne opredelitve enačbe, kjer je namesto brezposelnosti nastopal devizni tečaj, inflacija, oziroma obseg sredstev v vzajemnih skladih. Vendar so bili v teh primerih predznaki v kointegracijski enačbi napačni, oziroma kointegracija ni obstajala.

Koeficient prilagajanja znaša 0,053. Kar pomeni, da potrebujejo vloge obdobje skoraj petih let za povrnitev v ravnotežje. Ocenjen koeficient je praktično enak kot pri Cimperman (1996),

kjer je avtor ocenjeval model delnega prilagajanja na mesečnih podatkih za obdobje od leta 1992 do konca 1995 in kjer znaša ocenjeni koeficient prilagajanja za M3 0,055.

V kratkoročnem delu enačbe so od makroekonomskih dejavnikov vključene plače in obseg sredstev v vzajemnih skladih. Slednji se povečuje iz naslova tokov novih sredstev ter iz naslova povečanja donosnosti. Ker je le manjši del vlog vpoglednih in so vloge večinoma vezane za določeno obdobje, nebančni sektor naložbe v vzajemne sklade financira s presežki, vloge pa zmanjša z odlogom.

Poleg sezonskih faktorjev in odlogov odvisne spremenljivke sta v enačbo vključeni še dve umetni spremenljivki. Prva se nanaša na uvedbo evro gotovine v državah evro območja v letu 2002. Zamenjava starih valut v evre je bila pri pologu gotovine na račun brezplačna, zato se je že v zadnjem četrtletju leta 2001 precej povečal obseg deviznih vlog. Na podlagi enačbe je bil obseg vlog nebančnega sektorja v zadnjem četrtletju leta 2001 in prvem četrtletju leta 2002 zaradi uvedbe evro gotovine višji za približno 3%. Druga umetna spremenljivka se nanaša na prvo četrtletje leta 2005, ko je močno porasel obseg vlog države. V tem obdobju je država zbirala potrebna sredstva za poplačilo velikega obsega evroobveznic, ki je zapadel v naslednjem četrtletju.

5.4.4 Vloge prebivalstva

Enačba za vloge prebivalstva ima obliko:

$$\begin{aligned} \text{DLOG(DEP_PR_RM)} = & C(1) + C(2) * (\text{LOG(DEP_PR_RM}(-1)) - C(3) * \text{LOG(PREJPRES_RM_TC}(-1)) - C(4) * \text{OMBP1LNM}(-2) \\ & -(1 - C(3) - C(4)) * \text{LOG(BREZPM}(-1))) + C(5) * \text{DLOG(PREJPRES_RM}(-3)) + C(6) * \text{D(OMBP3MNM}(-2)) \\ & + C(7) * \text{D(TOK_VS}(-1)) + C(8) * \text{DLOG(DEP_PR_RM}(-2)) + C(9) * \text{D0Q1} + C(10) * \text{D01Q4} \\ & + C(11) * \text{D02Q1} \end{aligned} \quad (5.7)$$

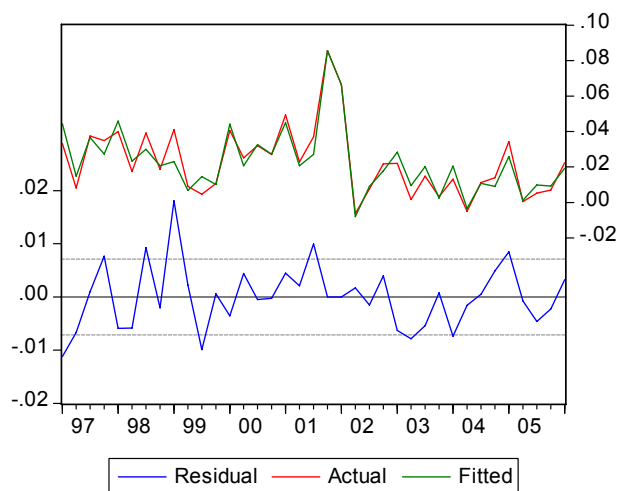
Tabela 5: Enačba za vloge prebivalstva za obdobje od prvega četrtletja 1997 do prvega četrtletja 2006

		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
konstanta	C(1)	0.430682	0.161303	2.670014	0.0129
koeficient prilagajanja	C(2)	-0.049368	0.019632	-2.514707	0.0184
LOG(PREJPRES_RM_TC(-1))	C(3)	1.970082	0.220312	8.942218	0.0000
OMBP1LNM(-2)	C(4)	0.050585	0.022296	2.268747	0.0318
DLOG(PREJPRES_RM(-3))	C(5)	0.071475	0.025895	2.760237	0.0104
D(OMBP3MNM(-2))	C(6)	0.001815	0.000984	1.844064	0.0766
D(TOK_VS(-1))	C(7)	-0.800747	0.391807	-2.043729	0.0512
DLOG(DEP_PR_RM(-2))	C(8)	-0.181020	0.078644	-2.301775	0.0296
D0Q1	C(9)	0.009700	0.004565	2.124736	0.0433
D01Q4	C(10)	0.061617	0.007885	7.814029	0.0000
D02Q1	C(11)	0.030099	0.008046	3.740725	0.0009
R-squared		0.903776	Mean dependent var	0.022934	
Adjusted R-squared		0.866767	S.D. dependent var	0.019516	
S.E. of regression		0.007123	Akaike info criterion	-6.809087	
Sum squared resid		0.001319	Schwarz criterion	-6.330165	
Log likelihood		136.9681	Durbin-Watson stat	1.774449	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Kjer je DEP_PR_RM realen obseg vlog prebivalstva, PREJPREB_RM_TC desezoniran realen obseg prejemkov prebivalstva, PREJPREB_RM realen obseg prejemkov prebivalstva, OMBP1LNM obrestna mera za tolarske vloge vezane nad 1 leto, OMBP3MNM obrestna mera za tolarske vloge vezane od 91 do 180 dni, BREZPM brezposelnost, TOK_VS realen tok sredstev v vzajemne sklade, D01Q4, D02Q1 umetni spremenljivki za uvedbo evro gotovine za četrto četrletje 2001 in prvo četrletje 2002 ter D0Q1 umetna spremenljivka za sezono za prvo četrletje posameznega leta.

Slika 21: Vloge prebivalstva



Opomba: Dejanske (Actual) in ocenjene (Fitted) vrednosti na desni skali, residual na levi skali.

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Koeficient prilagajanja znaša 0,049 in je na podobni ravni kot za celoten nebančni sektor, kar je pričakovano glede na velik delež vlog prebivalstva v celotnih vlogah nebančnega sektorja.

Dolgoročna enačba za vloge prebivalstva je

$$\text{LOG(DEP_PR_RM)} = 1,970082 \cdot \text{LOG(PREJPREB_RM_TC)} + 0,050585 \cdot \text{OMBP1LNM}(-1) - 1,020667 \cdot \text{LOG(BREZPM)} \quad (5.8)$$

Povezava med prejemki prebivalstva in vlogami je pozitivna. Podobno kot pri vlogah nebančnega sektorja je elastičnost večja kot ena in znaša 1,97. Glede na ekonomsko teorijo je pričakovati, da bo elastičnost širokega denarnega agregata na BDP okrog ena, čeprav nekatere empirične študije z ocenjenimi dohodkovnimi elastičnostmi med 1 in 2 tega ne potrjujejo (Butter, Fase 1981 Coenen, Vega 1999, Brissimis et al. 2003, Sriram 2001) in za Slovenijo (Delakorda 2000). Pri ocenjevanju relacije med ožje opredeljenimi kategorijami, to je med vlogami in prejemki prebivalstva, so višje elastičnosti pričakovane, predvsem zato, ker niso zajeti vsi viri, iz katerih se lahko povečujejo vloge. V primeru prebivalstva je to predvsem finančno premoženje in spremembe v njegovi strukturi. Po podatkih Banke Slovenije (BS 2006a, str. 10) se je delež vlog v finančnem premoženju prebivalstva zmanjšal s 73% v letu

2000 na 58% v letu 2005, predvsem na račun naložb v vzajemne sklade ter življenjska in pokojninska zavarovanja. Zlasti sredstva naložena v vzajemnih skladih so pomemben substitut vlogam. V preteklih obdobjih je bil pomemben vir za rast vlog, ki pa ni statistično zajet, tudi prenos sredstev iz t. i. "varčevanja v nogavicah" v bančni sektor. Dolgoročni del enačbe je bil ocenjen tudi z vključitvijo naložb v vzajemne sklade, vendar statistično značilna povezava med vlogami in tovrstnimi naložbami ni bila potrjena, kar je najverjetneje posledica dejstva, da so naložbe v vzajemne sklade postale pomembne šele v letu 2004.

Povezava med obrestno mero in vlogami je pozitivna, semielastičnost pa zelo majhna 0,05. Vloge prebivalstva se torej na spremembe obrestnih mer le malo odzivajo, oziroma povedano drugače, prebivalstvo bo strukturo svojih naložb, med temi tudi naložbe v vloge pri bankah, spremenilo le pri zelo veliki spremembi obrestnih mer.

Medtem ko ima pri nebančnem sektorju brezposelnost tudi vlogo kontrolne spremenljivke za makroekonomske razmere, višja brezposelnost kaže na zaostrovanje razmer v gospodarstvu in poslabšuje pričakovanja, je pri prebivalstvu učinek višje brezposelnosti bolj neposreden in prizadene razpoložljivi dohodek, zato je pričakovano, da je elastičnost na brezposelnost pri prebivalstvu večja. Pri enoodstotnem povečanju brezposelnosti se vloge zmanjšajo za praktično enak odstotek.

V kratkoročnem delu enačbe je namesto obrestne mere za vezane vloge nad eno leto uporabljena obrestna mera za vloge vezane od tri do šest mesecev, vključeni so tudi prejemki prebivalstva, oboje s pozitivnim predznakom. Povezava med tokom sredstev v vzajemne sklade in vlogami je negativna. Odlogi v kratkoročnem delu enačbe so daljši, kar tudi kaže na počasno prilagajanje prebivalstva spremenjenim makroekonomskim razmeram, oziroma prebivalstvo manjših povečanj dohodka ne prenese v varčevanje, ampak ga usmerja v potrošnjo.

Zanimiv je tudi vpliv uvajanja evro gotovine v državah evro območja, ki kaže na pomen varčevanja v nogavicah in previdnost prebivalstva. Waldov test zavrne hipotezo, da sta koeficienta pri obeh umetnih spremenljivkah enaka, to je pri umetni spremenljivki za zadnje četrletje 2001 in prvo četrletje leta 2002. Enačba torej kaže, da se je zaradi uvedbe evro gotovine obseg vlog prebivalstva izrazito povečal predvsem v zadnjem četrletju leta 2001 in precej manj v prvem četrletju leta 2002, medtem ko pri celotnem nebančnem sektorju ni statistično značilne razlike v učinku za obe četrletji. Tretja umetna spremenljivka je sezona za prvo četrletje vsakega leta, v katerem obseg vlog sezonsko poraste.

5.5 Stabilnost enačb

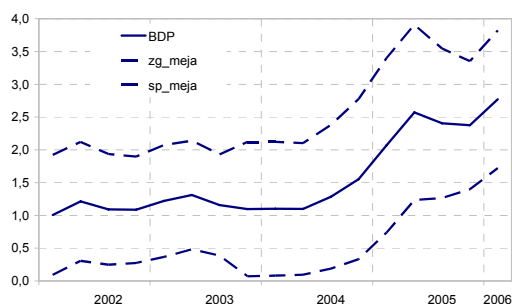
Zaradi kratkih časovnih vrst, niso narejeni pravi testi stabilnosti, kjer bi bilo potrebno obdobje ocenjevanja razdeliti na krajši obdobji in enačbo ocenjevati za obe podobdobji. Raje so,

podobno kot pri Brzoza-Brzezina (2005), analizirani rekurzivno ocenjeni koeficienti. Enačba je ocenjena za krajše obdobje, nato je ponovno ocenjena vedno za eno četrtnetlje daljše obdobje. Pri vsaki oceni so izloženi koeficienti, njihov grafični prikaz je podlaga za oceno stabilnosti. Na napoved bodo imele vpliv predvsem dohodkovne spremenljivke in obrestne mere, zato je podobno kot pri Brzoza-Brzezina (2005) preverjena le stabilnost koeficientov teh spremenljivk v dolgoročnem delu enačb. Omenjeni avtor oceni enačbe za države evro območja v osnovnem modelu za obdobje 20 let ali več, stabilnost koeficientov pa ocenjuje za zadnjo tretjino ocenjevanega obdobja. V nadaljevanju je uporabljen enak pristop. Za ocenjene enačbe je obdobje ocenjevanja dolgo devet let, zato je stabilnost koeficientov ocenjena za obdobje zadnjih treh let.

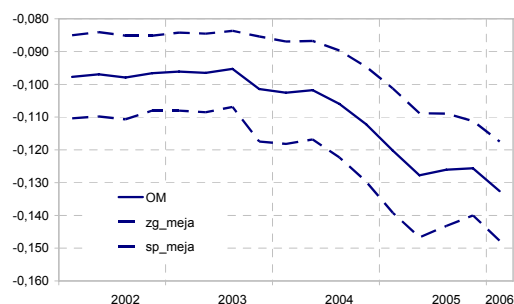
Na podlagi grafičnega prikaza koeficientov vidimo, da so koeficienti, z izjemo enačbe posojil nebančnemu sektorju, stabilni. Pri posojilih nebančnemu sektorju je zato stabilnost koeficientov preverjena še za eno leto daljše obdobje, prvo ocenjevano obdobje je tako od prvega četrtnetlja 1997 do prvega četrtnetlja 2002, medtem ko pri ostalih enačbah do prvega četrtnetlja 2003. V nadaljevanju je nato vedno za eno četrtnetlje podaljšano obdobje ocenjevanja. Vidimo lahko, da sta bila koeficienta tudi pri enačbi posojil nebančnemu sektorju do sredine leta 2004 zelo stabilna. Bistveno sta se začela spreminjati šele po vstopu Slovenije v EU in odločitvi o hitrem prevzemu evra. Na spremembo koeficientov v času priprav in same uvedbe evra opozarja tudi prej omenjeni avtor (Brzoza-Brzezina 2005, str. 41). Tako se je v primeru Irske in še bolj v primeru Portugalske v obdobju med uvedbo evra kot knjižnega denarja in uvedbo evro gotovine (od prvega četrtnetlja 1999 do prvega četrtnetlja 2002) močno zmanjšala stabilnost koeficientov tako za BDP kot tudi za obrestne mere. Po uvedbi evro gotovine se je stabilnost koeficientov zopet izboljšala. Koeficienta sta se v primeru Irske vrnila na raven, ki sta jo dosegala konec devetdesetih, medtem ko sta v primeru Portugalske ostala nad prejšnjo ravno.

Podobno ocenjujemo tudi za Slovenijo, da torej ne gre za dejansko nestabilnost enačbe, ampak za spreminjanje koeficientov na nov nivo zaradi procesov, ki so vezani na priprave in na samo uvedbo evra. Zaradi teh argumentov in zaradi vsebine enačbe, ki vključuje spremenljivke, ključne za pojasnjevanje povpraševanja po posojilih v Sloveniji, enačba ni bila spremenjena in je uporabljena tudi za napovedi. Kljub temu bi bilo v prihodnje smiselno enačbo poskusiti testirati v smislu skupine študij, ki hitro rast posojil v tranzicijskih državah pojasnjujejo z opredelitvijo deleža posojil v BDP v državah evro območja kot ravnotežje, kateremu težijo tudi tranzicijske države (Cottarelli et al. 2003, Schadler et al. 2005, Brzoza-Brzezina 2005). Enačbo posojil nebančnemu sektorju za Slovenijo bi bilo tako v prihodnje smiselno dopolniti s spremenljivko dohitevanja bolj razvitih držav, oziroma s spremenljivko, ki bi odražala integracijo v evropski (finančni) prostor. S tem bi lahko dosegli večjo stabilnost ostalih koeficientov. Zaenkrat to ni bilo narejeno predvsem zaradi pomanjkljivih podatkov, ki so za evro območje na voljo za relativno kratko časovno obdobje in le na letni ravni. Medtem ko je bil namen tega dela ocena modela na četrtnetlni ravni, ki bo uporaben predvsem za napovedi poslovanja slovenskega bančnega sektorja.

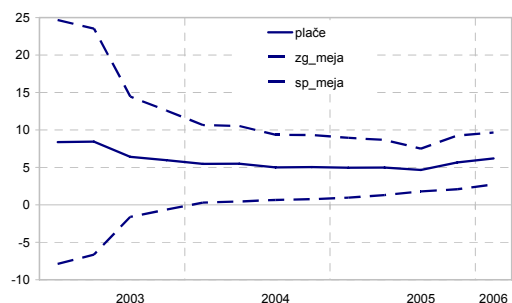
Slika 22: Posojila nebančnemu sektorju;
dohodkovna elastičnost



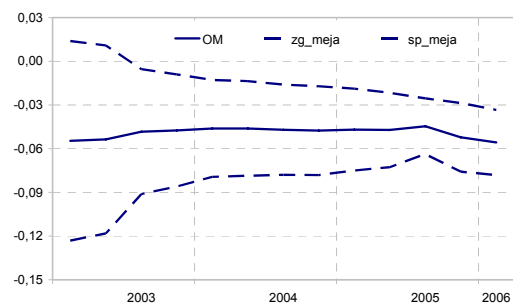
Slika 23: Posojila nebančnemu sektorju;
obrestna elastičnost



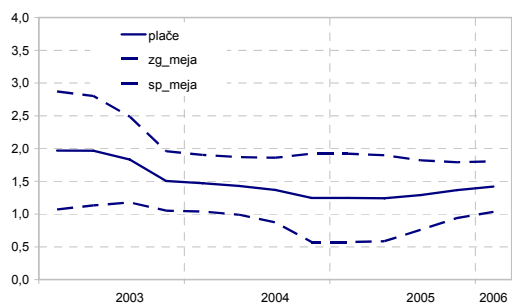
Slika 24: Posojila prebivalstvu;
dohodkovna elastičnost



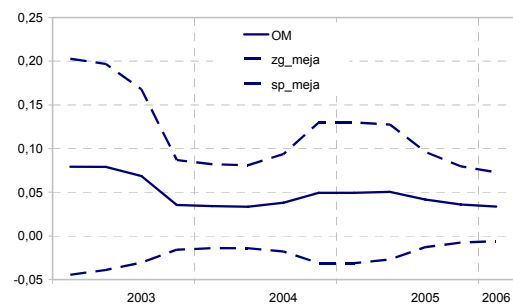
Slika 25: Posojila prebivalstvu; obrestna elastičnost



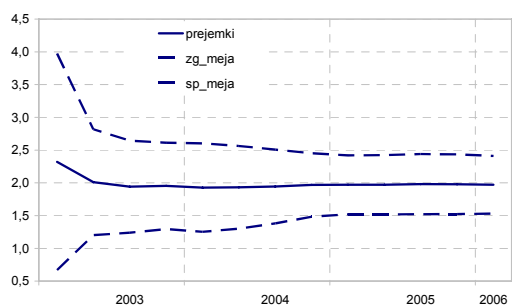
Slika 26: Vloge nebančnega sektorja;
dohodkovna elastičnost



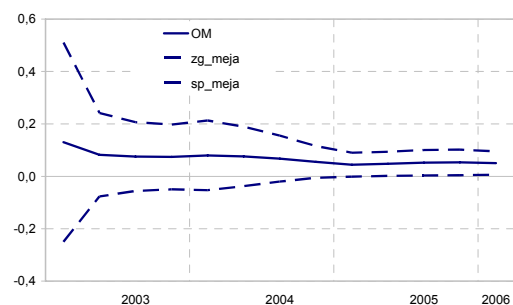
Slika 27: Vloge nebančnega sektorja;
obrestna elastičnost



Slika 28: Vloge prebivalstva; dohodkovna elastičnost



Slika 29: Vloge prebivalstva; obrestna elastičnost



Opomba k vsem slikam: črtkani črti označujeta meji 95% intervala zaupanja
Vir k vsem slikam: Eviews 5.0, lastni prikaz

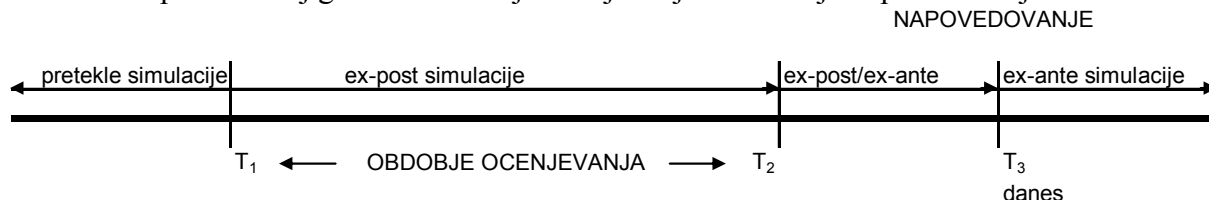
6. TESTIRANJE MODELA

Kvaliteta modela oziroma njegova sposobnost, da napove prihodnje gibanje odvisnih spremenljivk se preverja s simulacijami. V osnovi poznamo tri tipe simulacij:

- Napoved znotraj vzorca obstoječih podatkov in v okviru obdobja, za katerega so bile ocenjene enačbe modela, se imenuje naknadna ali *ex-post* simulacija.
- Če je napoved narejena za obdobje po koncu obdobja ocenjevanja enačb modela, vendar še vedno znotraj vzorca obstoječih podatkov, govorimo o *ex-post/ex-ante* simulaciji. Tovrstne simulacije so še posebej pogoste. Enačbe se oceni za krajše obdobje kot so na voljo podatki in se na podlagi tako dobljenih enačb napove vrednosti odvisnih spremenljivk. Napovedi eksogenih spremenljivk so dejanski podatki za te spremenljivke, tako razlike med napovedjo odvisne spremenljivke in dejanskimi vrednostmi te spremenljivke izhajajo zgolj iz enačbe in ne tudi iz napovedi eksogenih spremenljivk, kar je značilnost tretjega tipa simulacij.
- Najbolj zanimiva je napoved za prihodnje obdobje, od današnjega trenutka dalje, takšna napoved se imenuje vnaprejšnja ali *ex-ante* simulacija.

Poznamo še t. i. pretekle simulacije (*angl. backcasting*) za čas pred obdobjem ocenjevanja.

Slika 30: Tipi simulacij glede na obdobje ocenjevanja in obdobje napovedovanja



(Verbič 2005, str. 24)

V tem poglavju bodo predstavljene simulacije znotraj vzorca, torej *ex-post* in *ex-post/ex-ante* simulacije, naslednje poglavje je namenjeno pravih napovedim oziroma *ex-ante* simulacijam.

Pomembna delitev simulacij je še na statične in dinamične. Bistvena razlika je v tem, da se pri dinamičnih simulacijah za odložene odvisne spremenljivke uporabijo simulirane, z enačbo izračunane vrednosti, s čimer se napake akumulirajo. Pri statičnih simulacijah se za odložene odvisne spremenljivke uporabijo dejanski podatki, napake iz napovedi v prejšnjih obdobjih se tako ne prenašajo naprej in ne akumulirajo. Dinamične simulacije bolje pokažejo pravo obnašanje enačb, saj tudi pri napovedovanju ni možno uporabiti dejanskih vrednosti odložene odvisne spremenljivke, ampak le tiste dobljene z napovedjo (Verbič 2005, str. 101, 108). Za prej ocenjene enačbe bodo zato izvedene le dinamične simulacije.

Za ovrednotenje kvalitete napovedi je na voljo več mer primernosti, najpogostejše se uporabljajo štiri: koren povprečne kvadratne napake, povprečna absolutna napaka, povprečna

absolutna odstotna napaka in Theilov koeficient neenakosti. V nadaljevanju so predstavljene definicije posameznih mer primernosti, pri čemer je časovna vrsta dejanskih podatkov označena z Y_t in časovna vrsta napovedanih podatkov z y_t . Simulacija je izvedena za obdobje $t = T+1, T+2, \dots, T+h$. (Eviews 5.1 User's Guide 2005, str. 537-538, Verbič 2005, str. 25)

- Koren povprečne kvadratne napake

$$\sqrt{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} (y_t - Y_t)^2} \quad (6.1)$$

- Povprečna absolutna napaka

$$\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} |y_t - Y_t| \quad (6.2)$$

- Povprečna absolutna odstotna napaka

$$100 \left(\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} \left| \frac{y_t - Y_t}{Y_t} \right| \right) \quad (6.3)$$

- Theilov koeficient neenakosti

$$\frac{\sqrt{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} (y_t - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} y_t^2} + \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} Y_t^2}} \quad (6.4)$$

Prvi dve meri primernosti sta odvisni od velikosti in enot odvisne spremenljivke in se zato uporabljata za primerjavo simulacij iste spremenljivke na podlagi različnih enačb. Drugi dve meri sta neodvisni od enot. Manjša kot je vrednost mere primernosti, boljša je napovedna moč enačbe. Theilov koeficient leži med 0 in 1, kjer vrednost 0 označuje popolno ujemanje napovedane in dejanske časovne vrste.

Povprečno kvadratno napako je možno dodatno razčleniti z upoštevanjem povprečja in standardnega odklona (s) dejanske in simulirane časovne vrste ter njunega korelacijskega koeficienta (r).

$$\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} (y_t - Y_t)^2 = (\bar{y}_t - \bar{Y}_t)^2 + (s_y - s_Y)^2 + 2(1-r)s_y s_Y \quad (6.5)$$

Tako dobimo še tri mere, katerih vsota, izhajajoč iz zgornje enačbe, je vedno enaka ena:

- Delež razlike povprečij pove, koliko se povprečje napovedane časovne vrste razlikuje od povprečja dejanske časovne vrste

$$\frac{(\bar{y}_t - \bar{Y}_t)^2}{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} (y_t - Y_t)^2} \quad (6.6)$$

- Delež razlike varianc pove, koliko se variabilnost napovedane časovne vrste razlikuje v primerjavi z dejansko časovno vrsto

$$\frac{(s_y - s_Y)^2}{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} (y_t - Y_t)^2} \quad (6.7)$$

- Delež kovariance meri preostalo nesistematično napako napovedi

$$\frac{2(1-r)s_y s_Y}{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{t=T+h} (y_t - Y_t)^2} \quad (6.8)$$

Večji kot je delež kovariance, torej nesistematične napake, boljša je napoved.

6.1 EX-POST simulacija

V nadaljevanju so mere primernosti izračunane za simulacije prej ocenjenih štirih enačb za posojila in vloge nebančnega sektorja in prebivalstva. Najprej je izvedena ex-post simulacija. Glede na odloge v enačbah je izbrana simulacija za obdobje 33 četrtletij, od prvega četrtletja 1998 do prvega četrtletja 2006. Narejena je le dinamična simulacija, ki je za preizkus kvalitete napovedi bolj zahtevna, saj se za odložene odvisne spremenljivke upoštevajo izračunani podatki in ne dejanski podatki (kot pri statičnih simulacijah) kar vodi do akumuliranja napak.

- Ex-post simulacija za obdobje od prvega četrtletja 1998 do prvega četrtletja 2006

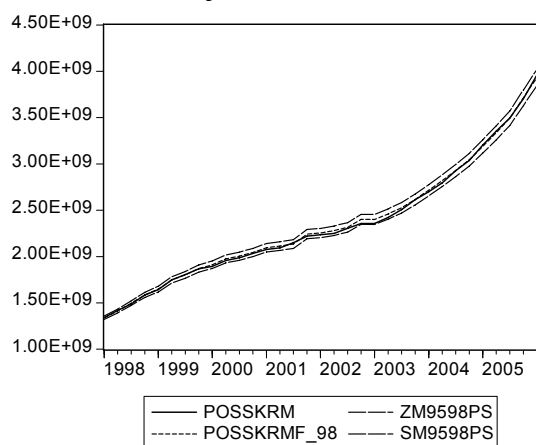
Tabela 6: Mere primernosti modelskih ocen

	Posojila nebančnemu sektorju	Posojila prebivalstvu	Vloge nebančnega sektorja	Vloge prebivalstva
Koren povprečne kvadratne napake	19.004.097	8.726.802	32.189.166	17.547.879
Povprečna absolutna napaka	14.855.549	7.259.840	25.836.505	13.639.496
Povprečna absolutna odstotna napaka	0,6342	1,4252	0,8061	0,7473
Theilov koeficient neenakosti	0,0039	0,0076	0,0052	0,0047
Delež razlike povprečij	0,2365	0,1263	0,0484	0,2351
Delež razlike varianc	0,0475	0,1279	0,0031	0,0000
Delež kovariance	0,7160	0,7458	0,9485	0,7649

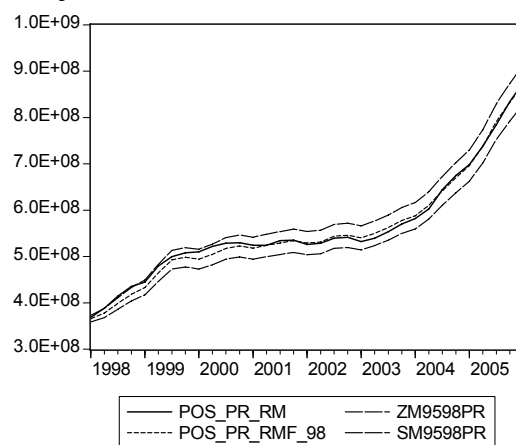
Vir: Eviews 5.0, lastni prikaz

Odstopanja napovedi od dejanskih časovnih vrst so relativno majhna, nekoliko večja so predvsem v vmesnem obdobju v letih 2001 in 2002. Glede na povprečno absolutno odstotno napako in Theilov koeficient dosega najslabše rezultate napoved posojil prebivalstvu. V pozitivno smer lahko izpostavimo napoved posojil nebančnemu sektorju, ki dosega najnižjo povprečno absolutno odstotno napako in najnižji Theilov koeficient, ter napoved vlog nebančnega sektorja, pri kateri je delež kovariance precej večji kot pri ostalih napovedih.

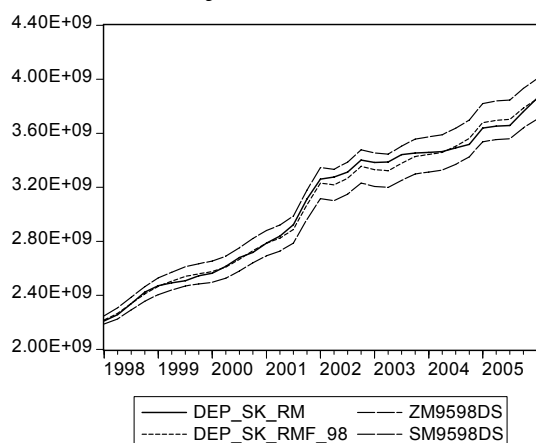
Slika 31: Posojila nebančnemu sektorju – simulirane in dejanske vrednosti



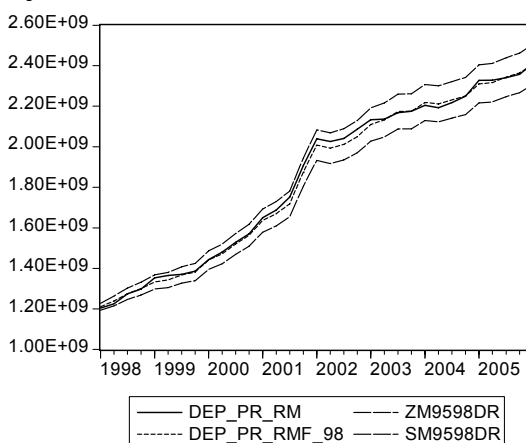
Slika 32: Posojila prebivalstvu – simulirane in dejanske vrednosti



Slika 33: Vloge nebančnega sektorja – simulirane in dejanske vrednosti



Slika 34: Vloge prebivalstva – simulirane in dejanske vrednosti



Opomba k vsem slikam: S končnico F_98 oziroma s črtkano črto je označena časovna vrsta, ki je rezultat simulacije, polna črta označuje dejansko časovno vrsto, ZM95... in SM95... označujeta zgornjo in spodnjo mejo 95% intervala zaupanja.

Vir k vsem slikam: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Za primerjavo so predstavljene še mere primernosti dinamične ex-post simulacije dveh drugih modelov za Slovenijo:

- Makroekonomski model slovenskega gospodarstva (Verbič 2005).

Prikazane so mere primernosti za simulacije 16 makroekonomskih kategorij, med katerimi sicer ni posojil in vlog nebančnega sektorja, ki bi omogočali neposredno primerjavo, vendar vključuje nekatere monetarne kategorije, poleg teh pa še kategorije plačilne bilance in realnega sektorja. Povprečna absolutna odstotna napaka znaša pri napovedih za 16 spremenljivk v povprečju 1,57, medtem ko znaša povprečje Theilovih koeficientov neenakosti 0,0098. V zgornji tabeli so vse povprečne absolutne odstotne napake oziroma vsi Theilovi koeficienti pod temi vrednostmi.

- Model transmissijskega mehanizma za Slovenijo (Delakorda, 1998b)

Ta model vključuje tudi enačbo posojil, kjer pa je Theilov koeficient neenakosti še precej višji, za dinamično ex-post simulacijo znaša pri posojilih 0,032.

6.2 EX-POST/EX-ANTE simulacija

Pri ex-post simulaciji je napoved narejena na podlagi enačbe, kjer so koeficienti eksogenih spremenljivk v enačbi izračunani ob upoštevanju dejanskih podatkov tudi za obdobje, ki je nato napovedano. Ex-post/ex-ante simulacija pa daje še dodatno informacijo, kaj lahko pričakujemo pri dejanskih napovedih za prihodnost. Pri ex-post/ex-ante simulacijah je enačba ponovno ocenjena za krajše obdobje in na podlagi tako dobljene enačbe je narejena napoved za prihodnje obdobje, ki jo lahko nato primerjamo z dejanskimi podatki.

Ex-post/ex-ante simulacija na enačbah posojil in vlog je narejena najprej za obdobje zadnjih štirih četrtletij. Vse štiri enačbe so ponovno ocenjene za obdobje do prvega četrtletja 2005 (model 2005). Na podlagi novih enačb so narejene napovedi za zadnja štiri četrtletja, to je za obdobje od drugega četrtletja 2005 do prvega četrtletja 2006. Podobno kot prej za ex-post simulacijo so izračunane mere primernosti in prikazane grafične primerjave.

Ker nas v osnovi zanimajo napovedi za prihodnji dve leti, je kvaliteta napovedi preverjena še za dveletno obdobje. Postopek je ponovljen še enkrat, enačbe so ocenjene do prvega četrtletja 2004 (model 2004), napoved pa narejena za osem četrtletij do prvega četrtletja 2006. Tudi v tem primeru so izračunane mere primernosti in prikazane grafične primerjave.

- Ex-post/ex-ante simulacija za enoletno obdobje od drugega četrtletja 2005 do prvega četrtletja 2006

Tabela 7: Mere primernosti modelskih ocen

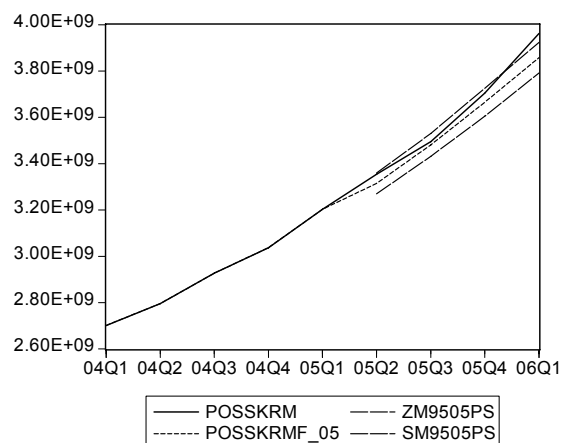
	Posojila nebančnemu sektorju	Posojila prebivalstvu	Vloge nebančnega sektorja	Vloge prebivalstva
Koren povprečne kvadratne napake	59.610.608	10.351.280	50.093.968	31.214.429
Povprečna absolutna napaka	49.340.598	7.800.133	38.658.372	28.865.071
Povprečna absolutna odstotna napaka	1,3194	0,9166	1,0173	1,2204
Theilov koeficient neenakosti	0,0083	0,0064	0,0067	0,0066
Delež razlike povprečij	0,6851	0,3463	0,5536	0,8551
Delež razlike varianc	0,1976	0,4824	0,4203	0,0465
Delež kovariance	0,1173	0,1712	0,0261	0,0984

Vir: Eviews 5.0, lastni prikaz

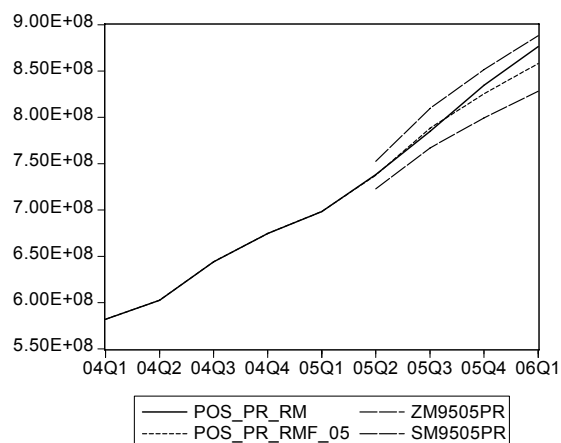
Z izjemo napovedi posojil prebivalstvu sta povprečna absolutna odstotna napaka in Theilov koeficient neenakosti pri ostalih spremenljivkah višja kot pri ex-post simulaciji, vendar so te vrednosti še vedno nižje, kot so bile omenjene za ex-post simulacijo obeh modelov

slovenskega gospodarstva. Močno se pri napovedih vseh spremenljivk v primerjavi z ex-post simulacijo zmanjša delež kovariance.

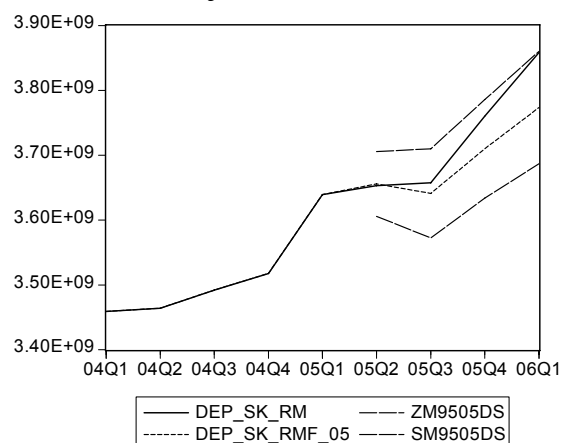
Slika 35: Posojila nebančnemu sektorju – simulirane in dejanske vrednosti



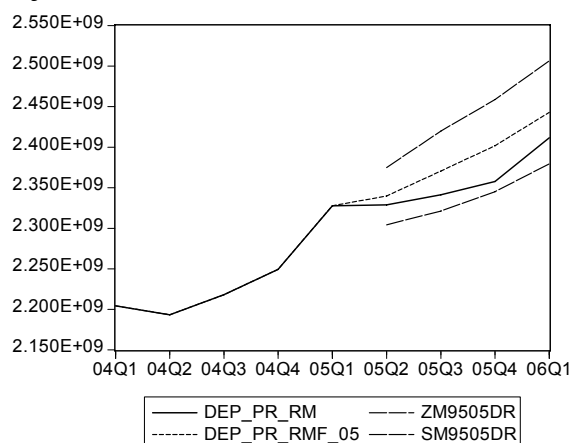
Slika 36: Posojila prebivalstvu – simulirane in dejanske vrednosti



Slika 37: Vloge nebančnega sektorja – simulirane in dejanske vrednosti



Slika 38: Vloge prebivalstva – simulirane in dejanske vrednosti



Opomba k vsem slikam: S končnico F_05 oziroma s črtkano črto je označena časovna vrsta, ki je rezultat simulacije, polna črta označuje dejansko časovno vrsto, ZM95... in SM95... označujeta zgornjo in spodnjo mejo 95% intervala zaupanja

Vir k vsem slikam: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Če primerjamo 95% interval zaupanja z dejanskimi podatki, vidimo, da je v zadnjem četrtletju dejanski podatek za posojila nebančnemu sektorju zunaj 95% intervala zaupanja. Tudi pri vlogah nebančnega sektorja napoved zaostaja za dejanskimi podatki v zadnjih treh četrtletjih, čeprav dejanski podatki ostajajo znotraj intervala zaupanja. Precej bolje se na podlagi grafične primerjave obnašata enačbi za segment prebivalstva.

Da napoved posojil nebančnemu sektorju zaostaja za dejanskim gibanjem te spremenljivke odraža veliko občutljivost povpraševanja po posojilih v enačbi na gospodarsko aktivnost in obrestne mere. Dolgoročna elastičnost za realni BDP je v osnovnem modelu znašala 2,8, medtem ko v modelu 2005 2,1. Glede obrestnih mer znaša dolgoročna semielastičnost na

obrestno mero v osnovnem modelu -0,13, medtem ko v modelu 2005 -0,12, kar pomeni, da se pri slednjem v primeru znižanja obrestnih mer za eno odstotno točko posojila nebančnemu sektorju povečajo za 12%, medtem ko v osnovnem modelu, ki upošteva tudi podatke za zadnja štiri četrletja, za 13%. Obrestne mere so se v zadnjem obdobju hitro zniževale, na povpraševanje po posojilih pa ne vpliva le zniževanje obrestnih mer, temveč tudi sam nivo obrestne mere, ki je na zgodovinsko nizki ravni. Realna obrestna mera za dolgoročna posojila podjetjem, ki je uporabljena v enačbi, je v zadnjih štirih četrletjih, ki niso vključena v model (2. četrletje 2005 – 1. četrletje 2006), znašala 4,03 odstotka, za 0,8 odstotne točke manj kot v zadnjih štirih četrletjih modela 2005, oziroma 3,5 odstotne točke manj kot znaša povprečje za celotno obdobje ocenjevanja modela 2005.

Na vloge nebančnega sektorja vpliva zlasti gibanje plač. Medletna rast teh je v povprečju zadnjih štirih četrletij, ki niso vključena v model (2. četrletje 2005 – 1. četrletje 2006), znašala 5,7%, medtem ko v zadnjih štirih četrletjih modela 2005 v povprečju 4,3% in v celotnem obdobju modela 2005 v povprečju le 3%.

- Ex-post/ex-ante simulacija za dveletno obdobje od drugega četrletja 2004 do prvega četrletja 2006

Tabela 8: Mere primernosti modelskih ocen

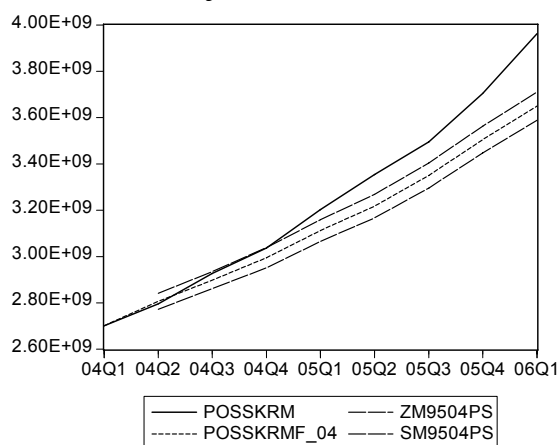
	Posojila nebančnemu sektorju	Posojila prebivalstvu	Vloge nebančnega sektorja	Vloge prebivalstva
Koren povprečne kvadratne napake	153.000.000	24.562.970	44.088.049	61.054.939
Povprečna absolutna napaka	121.000.000	21.256.917	36.436.946	53.683.649
Povprečna absolutna odstotna napaka	3,3884	2,7544	1,0186	2,2944
Theilov koeficient neenakosti	0,0235	0,0169	0,0060	0,0134
Delež razlike povprečij	0,5922	0,7459	0,6452	0,7731
Delež razlike varianc	0,3957	0,2246	0,1068	0,2150
Delež kovariance	0,0122	0,0295	0,2480	0,0119

Vir: Eviews 5.0, lastni prikaz

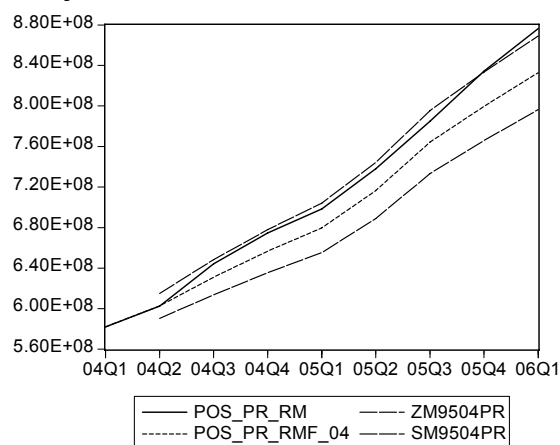
Če so enačbe ponovno ocenjene za obdobje do prvega četrletja 2004 in so na podlagi tako dobljenih enačb narejene napovedi za dveletno obdobje, se mere primernosti precej poslabšajo, kar je bilo pričakovati. Bolj presenetljivo je, da se je precej izboljšala napoved za vloge nebančnega sektorja v primerjavi z napovedjo za enoletno obdobje.

Dejanski podatki za segment prebivalstva tako na strani posojil kot tudi na strani vlog se gibajo na zgornji meji 95% intervala zaupanja napovedi. Ugotovitev na podlagi enoletne napovedi, da dejanska časovna vrsta za posojila nebančnemu sektorju ne ostane znotraj 95% intervala zaupanja je pri dveletni napovedi še toliko bolj izrazita. V enačbi posojil nebančnega sektorja (model 2004) so vse spremenljivke z izjemo tečaja še vedno visoko statistično značilne, velikosti koeficientov dolgoročne enačbe pa so po absolutni vrednosti precej manjše. Dolgoročna elastičnost na BDP je 1,1, medtem ko znaša semielastičnost za obrestno mero -0,1.

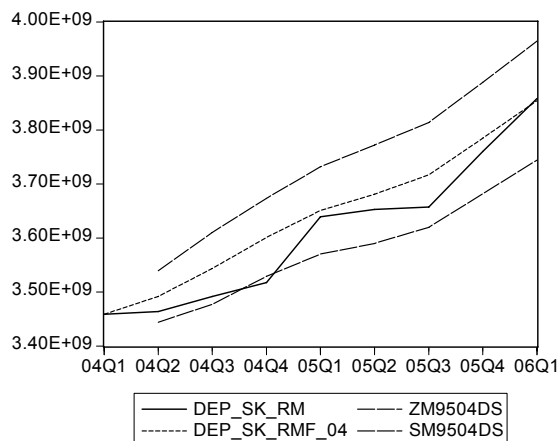
Slika 39: Posojila nebančnemu sektorju – simulirane in dejanske vrednosti



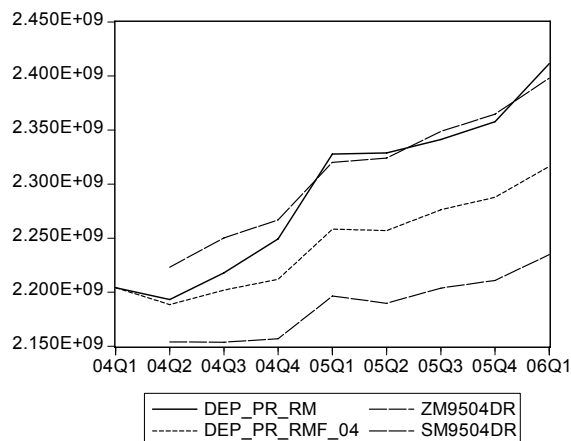
Slika 40: Posojila prebivalstvu – simulirane in dejanske vrednosti



Slika 41: Vloge nebančnega sektorja – simulirane in dejanske vrednosti



Slika 42: Vloge prebivalstva – simulirane in dejanske vrednosti



Opomba k vsem slikam: S končnico F_04 oziroma s črtkano črto je označena časovna vrsta, ki je rezultat simulacije, polna črta označuje dejansko časovno vrsto, ZM95... in SM95... označujeta zgornjo in spodnjo mejo 95% intervala zaupanja

Vir k vsem slikam: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Ker je ex-post simulacija ravno za posojila nebančnemu sektorju najboljša, medtem ko ex-post/ex-ante simulacija močno zaostaja za dejanskim obsegom posojil nebančnemu sektorju, lahko precejšnjo spremembo koeficientov po letu 2004 razumemo kot odraz učinkov vstopa v EU in priprav na prevzem evra, ki so se odrazile v večji stabilnosti deviznega tečaja, hitrem zniževanju obrestnih mer, dohitevanju bolj razvitih držav, krepitvi gospodarske rasti in integraciji v evropski finančni prostor. Kot je bilo opozorjeno v strokovni literaturi (Brzoza-Brzezina 2005), so tudi manj razvite države EMU v času pred uvedbo evra doživele zelo visoke rasti posojil. Lahko bi rekli, da zgoraj prikazana razlika med dejansko in napovedano časovno vrsto posojil nebančnemu sektorju meri razliko med dejanskim obsegom posojil in obsegom, ki bi ga zabeležili, če ne bi vstopili v EU in se odločili za čimprejšnjo uvedbo evra. Na podlagi te simulacije bi lahko zaključili, da je bila, zaradi vstopa Slovenije v EU in

odločitve za hiter prevzem evra, rast posojil nebančnemu sektorju v letu 2004 za 1,6 odstotne točke in v letu 2005 za 4,9 odstotne točke višja, kot bi bila, če ne bi vstopili v EU.

Kljub temu bi bilo smiselno enačbo posojil nebančnemu sektorju v prihodnje dopolniti na podoben način kot v nekaterih študijah kreditne rasti v tranzicijskih državah (Cottarelli et al. 2003, Schadler et al. 2005, Brzoza-Brzezina 2005), tako da bi enačba posojil vključevala učinek dohitevanja bolj razvitih držav, oziroma integracije v evropski (finančni) prostor. S tem bi lahko bila dosežena večja stabilnost ostalih koeficientov v enačbi.

Bolj splošen sklep, ki izhaja iz ex-post/ex-ante simulacij in bo pomemben za naslednje poglavje, je, da so napovedi relativno zanesljive le za zelo kratko časovno obdobje. Že pri napovedi za enoletno obdobje obstaja verjetnost, da bodo dejanski podatki za napovedano spremenljivko zunaj 95% intervala zaupanja, še toliko bolj verjetno pa je to pri napovedi za dvoletno obdobje.

7. NAPOVEDI PRIHODNJIH GIBANJ

V nadaljevanju so predstavljene napovedi za obdobje prihodnjih dveh let. Za časovne vrste so uporabljeni vsi dostopni podatki tudi tisti, ki še niso bili dostopni v času ocenjevanja enačb. Za leto 2006 so tako deloma upoštevani dejanski podatki in deloma napovedi, napovedi v pravem pomenu besede so narejene za leti 2007 in 2008. V nadaljevanju je najprej predstavljena razširitev modela z definicijskimi enačbami in identitetami, nato so opredeljene napovedi eksogenih spremenljivk in na koncu še napovedi spremenljivk modela.

7.1 Razširitev modela

Za potrebe samih napovedi je model razširjen še z definicijskimi enačbami in identitetami. S tem je doseženo predvsem to, da rast obveznosti do tujih bank ni eksogeno določena, ampak odraža potrebe bank po dodatnih virih kot posledica zaostajanja rasti vlog nebančnega sektorja za rastjo posojil. Pri tem je predpostavljeno, da se trenutno obnašanje bank v obdobju prihodnjih dveh let ne bo bistveno spremenilo in bodo banke bilance še naprej zapirale preko obveznosti do tujih bank. Torej na pasivi, za razliko od obdobja 2001-2003, ko so banke v obdobju velikih kapitalskih pritokov in izdajanja centralno bančnih blagajniških zapisov z zelo visokim donosom zaradi sterilizacije bilance zapirale preko aktive, in sicer na segmentu naložb v vrednostne papirje.

V prihodnosti bi bilo pomembno oceniti nabor enačb tudi za ostale postavke bilance stanja, ki niso vezane na nebančni sektor. V trenutni fazi modela so napovedi teh postavk določene na enega od naslednjih načinov: povsem eksogeno, njihova rast je vezana na rast obsega poslovanja z nebančnim sektorjem ali na rast bilančne vsote, oziroma se preko te postavke zapira bilanca stanja. Model je zato poleg štirih enačb za nebančni sektor in prebivalstvo dopolnjen še s štirimi definicijskimi enačbami in tremi identitetami. Rezultat modela so poleg napovedi posojil in vlog nebančnega sektorja in prebivalstva tudi napovedi za obseg obveznosti do tujih bank in celotne bilančne vsote.

Aktivna stran bilance stanja je razdeljena na štiri glavne kategorije. Poleg posojil nebančnemu sektorju so preostale kategorije še posojila bankam in celoten agregat vrednostnih papirjev, kapitalske naložbe in ostalo. Model je razširjen z identiteto, ki opredeljuje, da je obseg bilančne vsote enak vsoti teh štirih kategorij:

$$BV = PBVP + POSSKRM + KN + OA \quad (7.1)$$

Kjer je BV – bilančna vsota, PBVP – terjatve do bank in agregat vrednostnih papirjev, POSSKRM – posojila nebančnemu sektorju, KN – kapitalske naložbe in OA – preostali del aktive.

Napovedi kapitalskih naložb in posojil bankam skupaj z vrednostnimi papirji sta definirani eksogeno, zunaj modela. Kategorija ostalo je opredeljena znotraj modela z definicijsko enačbo, tako da je rast te postavke enaka rasti vsote ostalih postavk⁹ in s tem enaka rasti celotne bilančne vsote. Zaradi velike volatilnosti same kategorije je raje kot medletna rast uporabljena četrletna rast.

$$X = PBVP + POSSKRM + KN \quad (7.2)$$

$$OA = OA(-1) * X/X(-1) \quad (7.3)$$

Pasivna stran bilance stanja je razdeljena še na nekoliko več kategorij, predvsem glede na njihovo vsebino in pričakovano gibanje v prihodnosti.

$$BV = P_ODB + OTB + DEP_SK_RM + P_VP + P_REZ + PD + K + OP \quad (7.4)$$

kjer so P_ODB – obveznosti do domačih bank, OTB – obveznosti do tujih bank, DEP_SK_RM – vloge nebančnega sektorja, P_VP – obveznosti iz izdanih vrednostnih papirjev, P_REZ – rezervacije, PD – podrejeni dolg, K – kapital in OP – preostali del pasive.

Eksogeno so določene napovedi za obveznosti do domačih bank, vrednostne papirje in rezervacije. Znotraj modela se preko definicijskih enačb določi napoved obsega podrejenega dolga in kapitala. Ker sta obe postavki ključni kategoriji regulatornega kapitala v izračunu kapitalske ustreznosti, je njuna rast vezana na rast obsega kapitalskih naložb in posojil nebančnemu sektorju.

$$Y = KN + POSSKRM \quad (7.5)$$

⁹ vsoti posojil nebančnemu sektorju, terjatev do bank skupaj z vrednostnimi papirji in kapitalskih naložb

$$PD = PD(-4)*Y/Y(-4) \quad (7.6)$$

$$K = K(-4)*Y/Y(-4) \quad (7.7)$$

Postavka ostalo je enako kot na aktivni strani vezana na rast celotne bilančne vsote.

$$OP = OP(-4)*BV/BV(-4) \quad (7.8)$$

Obveznosti do tujih bank so opredeljene preko identitete, tako da se preko te postavke zapira bilanca in je pasivna stran bilance izenačena z aktivno stranjo.

Prej ocenjenim enačbam za posojila in vloge nebančnega sektorja in prebivalstva so dodani še residuali ocenjenih enačb, tako da ne pride do preloma v napovedi časovne vrste. Razširjen model za napovedovanje ima naslednjo obliko:

Enačba 1: Vloge prebivalstva

$$\begin{aligned} DLOG(DEP_PR_RM) = & 0,430682 - 0,049368*(LOG(DEP_PR_RM(-1)) - 0,050585*OMBP1LNM(-2) \\ & - 1,970082*LOG(PREJPRES_RM_TC(-1)) + 1,020667*LOG(BREZPM(-1))) \\ & + 0,071475* DLOG(PREJPRES_RM(-3)) + 0,001815*D(OMBP3MNM(-2)) - 0,800747*D(TOK_VS(-1)) \\ & - 0,181020*DLOG(DEP_PR_RM(-2)) + 0,009700* NAP_D0Q1 + 0,061617*D01Q4 + 0,030099*D02Q1 \\ & + res_dpr \end{aligned} \quad (7.9)$$

Enačba 2: Vloge nebančnega sektorja

$$\begin{aligned} DLOG(DEP_SK_RM) = & 0,566374 - 0,052804*(LOG(DEP_SK_RM(-1)) - \\ & 1,415735*LOG(OD_RM_TC(-1)) - 0,033651*TZ60OMNM(-3) + 0,449385*LOG(BREZPM(-1))) \\ & + 0,891010*DLOG(NTW_RM_TC) - 0,040007*DLOG(ST_VS(-3)) + 0,528330*DL_DEP_SK_RM_SF \\ & - 0,328633*DLOG(DEP_SK_RM(-2)) + 0,215182*DLOG(DEP_SK_RM(-3)) + 0,029516*(D01Q4+D02Q1) \\ & + 0,021157*D05Q1 + res_dsk \end{aligned} \quad (7.10)$$

Enačba 3: Posojila prebivalstvu

$$\begin{aligned} DLOG(POS_PR_RM) = & -1,899128 - 0,083298*(LOG(POS_PR_RM(-1)) \\ & - 6,187525*LOG(OD_RM_TC(-1)) + 0,055726*OMBSKGNM(-1) + 5,131799*LOG(EURPM(-1))) \\ & + 0,864034*DL_POS_PR_RM_SF + 1,119466*DLOG(OD_RM_TC) - 0,006151*D(OMBSKGNM) \\ & + res_ppr \end{aligned} \quad (7.11)$$

Enačba 4: Posojila nebančnemu sektorju

$$\begin{aligned} DLOG(POSSKRM) = & -1,024914 - 0,144728*(LOG(POSSKRM(-1)) - 2,771533*LOG(BDPR0QTC5(-1)) \\ & + 0,132622*OMBADKRM(-1) + 1,638911*LOG(EURPM(-1))) + 0,381369*DLOG(INDSKM_TC) \\ & - 0,016097*D(OMBADKRM) + 0,631008*DLOG(VIRSREDRM) - 0,391930*(POSTUJRM(-3)) \\ & - 0,502264*DLOG(POS_SK_RM(-1)) + res_psk \end{aligned} \quad (7.12)$$

Definicijske enačbe in identitete:

Enačba 5: Ostala aktiva (OA) – združena enačba (7.2) in (7.3)

Enačba 6: Bilančna vsota (BV) – enačba (7.1)

Enačba 7: Podrejeni dolg (PD) – združena enačba (7.5) in (7.6)

Enačba 8: Kapital (K) – združena enačba (7.5) in (7.7)

Enačba 9: Ostala pasiva (OP) – enačba (7.8)

Enačba 10: Viri sredstev (VIRSREDRM)

$$\text{VIRSREDRM} = \text{BV} - \text{P_ODB} - \text{P_VP} - \text{P_REZ} - \text{PD} - \text{K} - \text{OP} \quad (7.13)$$

Enačba 11: Obveznosti do tujih bank (OTB)

$$\text{OTB} = \text{VIRSREDRM} - \text{DEP_SK_RM} \quad (7.14)$$

Opomba: Vse postavke bilance stanja so izražene kot realne kategorije, deflacirane z indeksom CPI.

7.2 Napovedi eksogenih spremenljivk

7.2.1 Makroekonomske spremenljivke

Osnova za napovedi makroekonomskih spremenljivk so napovedi Banke Slovenije, objavljene v publikaciji Poročilo o denarni politiki (BS 2006b). V nadaljevanju so prikazane le tiste napovedi makroekonomskih spremenljivk iz omenjene publikacije, ki so uporabljene pri napovedi bilančnih kategorij.

Tabela 9: Napovedi makroekonomskih kategorij (letne stopnje rasti v %) za leta 2006 - 2008

	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Realni BDP	2,7	4,4	4,0	4,5	4,2	3,9
Neto plače	1,8	0,8	3,6	2,5	4,0	2,9
Bruto plače	1,9	1,0	2,2	2,5	2,6	2,9
Cene življenjskih potrebščin	5,0	3,5	2,6	2,6	2,6	2,8
EURIBOR 3m	2,3	2,3	2,3	3,5	4,3	4,5

Vir: Poročilo o denarni politiki (BS 2006b, str. 49)

Na podlagi napovedi Banke Slovenije (BS 2006b) naj bi bila gospodarska rast relativno visoka tudi v prihodnjih dveh letih, sicer se bo rast počasi umirjala, vendar bo ostala nad ravno dolgoročnega trenda, ki znaša 3,9%. Manjši bo prispevek menjave s tujino, medtem ko se bo povečal prispevek domačega povpraševanja, zlasti prispevek investicijskega trošenja. Po hitri rasti neto plač v letu 2005 je v letu 2006 rast neto plač bolj umirjena in izenačena z rastjo bruto plač. V prihodnjem letu je pričakovati, da bo zaradi spremembe dohodninske

zakonodaje, ponovno prišlo do večjega odstopanja med rastjo neto in bruto plač. Inflacija na ravni okrog 2,6% odraža po ocenah Banke Slovenije dolgoročno ravnotežje inflacije za gospodarstvo, ki se še nahaja v procesu realne konvergence. Zato je pričakovati, da bo inflacija ostajala na tej ravni tudi v prihodnjem letu, nekoliko višja je lahko v letu 2008. Negotovosti so povezane zlasti s censkimi pritiski iz tujine. Centralne banke glavnih svetovnih ekonomij so obrnile trend zniževanja obrestnih mer, ECB od decembra 2005 postopno dviguje svojo glavno obrestno mero za refinanciranje. Na podlagi pričakovanj trga je v prihodnjih dveh letih pričakovati dvig obrestnih mer vsaj še za dodatno odstotno točko.

Za napovedi posojil in vlog nebančnega sektorja in prebivalstva na podlagi prej predstavljenih enačb so poleg že predstavljenih napovedi makroekonomskih kategorij potrebne še napovedi za nekatere dodatne spremenljivke. Napoved rasti industrijske proizvodnje je tako vezana na rast BDP, rast prejemkov prebivalstva na rast neto plač, napoved dinamike obrestnih mer posnema dinamiko napovedi EURIBORja. Napovedi ostalih spremenljivk so določene arbitrarno na podlagi trendnih gibanj zadnjih let in dodatnih informacij, ki so na voljo.

Tabela 10: Napovedi ostalih makroekonomskih kategorij za obdobje 2006 - 2008

	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Stopnja registrirane brezposelnosti (v %)	10,7	10,1	10,2	8,8	8,8	8,8
Tok posojil iz tujine podjetjem (v mrd SIT)	127	170	73	160	80	80
Rast sredstev v vzajemnih skladih (v %)	107,0	125,8	64,4	41,8	35,6	17,7

Vir: BS 2006b, lastni prikaz

Za brezposelnost je postavljena predpostavka, da bo v prihodnje ostala na enaki ravni kot je trenutno. Banka Slovenije eksplicitno ne napoveduje brezposelnosti, tako nimamo napovedi, ki bi bila konsistentna z napovedmi ostalih makroekonomskih spremenljivk. Posredno izračunane napovedi stopnje brezposelnosti pa kažejo v nasprotni smeri. Če izhajamo iz identitete, da je število brezposelnih enako aktivno prebivalstvo zmanjšano za število zaposlenih in povprečen porast aktivnega prebivalstva znaša približno 1% na leto, za zaposlenost pa Banka Slovenije napoveduje 0,9% do 0,5% letno rast za obdobje do leta 2008, bi to pomenilo postopno rast brezposelnosti, od 2% v letu 2006 do 5,7% v letu 2008. Če izhajamo iz trenda, se je brezposelnost v obdobju od leta 1997 dalje v povprečju znižala za 2,7% na leto. Dejstvo je tudi, da je določen del brezposelnosti pri nas strukturne narave in bo ostal tudi v prihodnje, anketna brezposelnost je trenutno malo pod ravno 7%. Tako ni več veliko prostora za nadaljnje zniževanje brezposelnosti. Po drugi strani se bo še vedno visoka gospodarska rast, ki je napovedana za prihodnji dve leti, odrazila tudi v ugodni dinamiki zaposlovanja, zato tudi ni razlogov za nadaljnje povečevanje brezposelnosti. Na podlagi teh argumentov se zdi predpostavka o ohranjanju brezposelnosti na enaki ravni tudi v prihodnjem dveletnem obdobju še najbolj smiselna.

Tok posojil podjetjem iz tujine bo v letu 2006 precej višji, kot je bilo sprva pričakovati. Zelo visoka gospodarska rast povečuje potrebe po finančnih virih podjetij, medtem ko so banke do nekaterih podjetij oziroma panog že toliko izpostavljene, da jih lahko omejuje tudi velika

izpostavljenost. S postopnim umirjanjem gospodarske rasti je pričakovati, da se bodo podjetja zopet obnašala bolj v skladu z gibanji, ki so bila nakazana že v letu 2005. Pogoji za financiranje podjetij pri domačih bankah so praktično izenačeni s pogoji najemanja posojil v tujini, močni konkurenčni pritiski v bančnem sektorju še dodatno spodbujajo prilagodljivost bank pri oblikovanju ponudb za financiranje podjetij. Zato lahko pričakujemo, da se bodo podjetja financirala predvsem pri domačih bankah in se le v manjši meri odločala za neposredno najemanje posojil v tujini.

Glede alternativnih naložb, zlasti naložb v vzajemne sklade, je izhodišče ocena, da se bo tok sredstev v te naložbe še nekoliko okrepil, predvsem zaradi vse večje prisotnosti tujih skladov, oziroma zaradi selitve sredstev iz domačih v tuje vrednostne papirje. Ker je obseg zbranih sredstev v vzajemnih skladih že relativno velik, je pričakovati, da se bo zaradi baznega učinka rast obsega sredstev v vzajemnih skladih v prihodnjih dveh letih upočasnila, vendar kljub temu prehitela rast vlog nebančnega sektorja. Glede drugih oblik alternativnih naložb, predvsem naložb v življenjska zavarovanja, so na voljo le podatki na letni ravni in zato niso bili vključeni v enačbe.

7.2.2 Bilančne postavke

Terjatve do bank in agregat vrednostnih papirjev so združeni v eno kategorijo, ker lahko v prihodnjih dveh letih pričakujemo večje strukturne spremembe znotraj te kategorije, ne pa tudi njene visoke rasti. Predvsem zato, ker v letu 2007 Banka Slovenije ne bo več izdajala svojih vrednostnih papirjev, zapadli bodo tudi nekateri drugi instrumenti. Tako na primer v prvih mesecih leta 2007 zapade dolgoročni depozit Banke Slovenije in pričakovati je, da se bodo sredstva v obsegu tega depozita prenesla iz terjatev do bank v vrednostne papirje. Portfelj vrednostnih papirjev bodo banke prestrukturirale tudi zaradi sproščenih sredstev iz blagajniških zapisov Banke Slovenije, ki jih bodo večinoma prenesle v druge vrednostne papirje, zlasti prvovrstne tuje vrednostne papirje, ki jih lahko vključijo tudi v likvidnostno lestvico, oziroma se smatrajo kot ustrezno premoženje za zastavo pri centralni banki. Zaradi velikega obsega sproščenih sredstev, ki jih bodo morale banke prerazporediti v druge vrednostne papirje in že tako velikega deleža vrednostnih papirjev v bilančni vsoti, ki je trenutno na ravni 25%, bistvenega povečanja obsega vrednostnih papirjev ni pričakovati. Bolj verjetno je zniževanje deleža vrednostnih papirjev v bilančni vsoti proti ravnem, kot jih dosegajo banke v EU, to je okrog 20% (ECB 2006a). Zato lahko pričakujemo v prihodnjih dveh letih zaostajanje rasti kategorije terjatev do bank in agregata vrednostnih papirjev za rastjo bilančne vsote. Dejanska rast te kategorije bo odvisna tudi od splošnih gospodarskih razmer, zato je njena medletna rast vezana na rast realnega BDP.

Podobno je tudi za druge kategorije bilance stanja, kjer je moč pričakovati relativno nizko rast v prihodnjih dveh letih in zniževanje njihovega deleža v bilančni vsoti, rast vezana na rast realnega BDP. To je sicer precejšnja poenostavitev, ki pa po drugi strani omogoča prenos

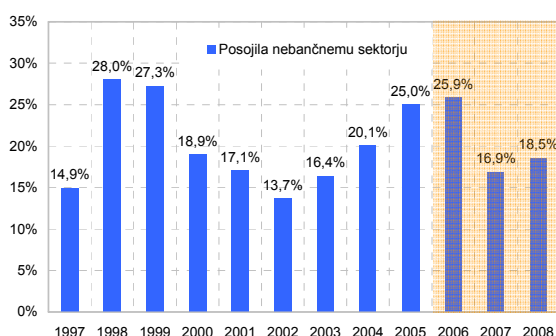
poslovnega cikla v bančne bilance. Postavke bilance stanja, ki so vezane na rast realnega BDP, so poleg terjatev do bank in vrednostnih papirjev še kapitalske naložbe na aktivih, medtem ko so na pasivni strani bilance stanja takšne postavke obveznosti do domačih bank, vrednostni papirji izdani s strani bank in rezervacije.

7.3 Napovedi spremenljivk modela

Na tem mestu je potrebno najprej poudariti, da je pomen napovedi predvsem v konsistentnosti razmišljanja in gre zato bolj za pričakovano smer gibanja napovedanih spremenljivk, medtem ko so številke zgolj indikativne, njihova realizacija pa lahko glede na različne poenostavitve in predpostavke kasneje precej odstopa od napovedi.

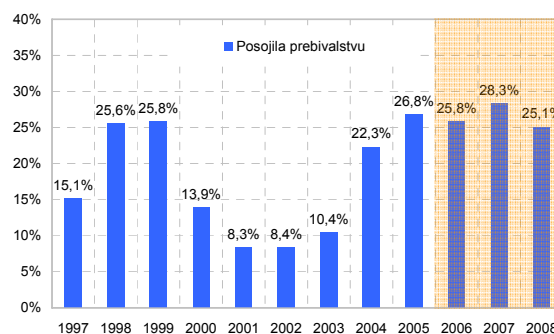
Na podlagi napovedi modela lahko v letu 2006 še pričakujemo visoko medletno rast posojil nebančnemu sektorju, ki bo po ocenah znašala okrog 26%. To lahko pripišemo predvsem visoki gospodarski rasti, ki je v letu 2006 precej nad pričakovanji. Vseh šest institucij¹⁰, katerih napovedi gospodarske rasti za Slovenijo so vključene v Poročilu o denarni politiki Banke Slovenije (BS 2006b, str. 47), je popravilo napovedi za leto 2006 navzgor, najbolj Consensus za 0,6 odstotne točke. Tudi obrestne mere so kljub dvigovanju še vedno na zgodovinsko nizkih ravneh. V prihodnjih dveh letih se bo rast posojil po napovedih modela precej umirila, in sicer na raven med 17% in 18%. Na upočasnitev rasti v letih 2007 in 2008 bo poleg baznega učinka velikega obsega posojil, zaradi visokih rasti v zadnjih dveh letih in naraščajoče zadolženosti, vplivala predvsem upočasnitev gospodarske rasti in dvig obrestnih mer, slednji bo najvišji v letu 2007, ko bo rast posojil nebančnemu sektorju najnižja.

Slika 43: Napoved rasti posojil nebančnemu sektorju, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

Slika 44: Napoved rasti posojil prebivalstvu, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

¹⁰ Banka Slovenije, EIPF (ekonomski inštitut pravne fakultete), UMAR (urad za makroekonomske analize in razvoj), IMF (mednarodni denarni sklad – World Economic Outlook), WIIW (Wiener Institut fuer Internationale Wirtschaftsvergleiche), Consensus (Consensus Economic Forecasts)

Za posojila prebivalstvu rezultati napovedi modela kažejo, da rast slednjih ne bo sledila rasti posojil ostalih segmentov nebančnega sektorja, ampak bo ostala močna tudi v prihodnjih dveh letih. Ocene kažejo, da je v letu 2007 rast posojil prebivalstvu lahko višja kot letos, k čemur bo največ prispevala sprememba zakona o dohodnini, ki bo povečala rast neto plač, zaradi znižanja davčnih stopenj. S tem se bo izboljšala kreditna sposobnost prebivalstva in povečal potencial za najetje novih posojil.

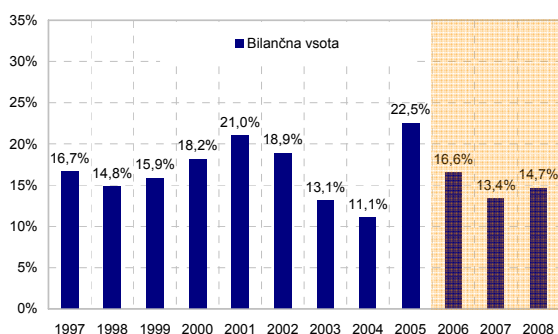
Povečevanje odvisnosti bank od poslovanja s prebivalstvom je značilno za vso Evropo (ECB 2006c, ECB 2006d). V obdobjih nizkih obrestnih mer se banke bolj osredotočijo na segment prebivalstva, kjer lahko dosegajo višje marže in relativno stabilen obseg poslovanja. Tudi slovenske banke so večino novih produktov, ki so jih v svojo ponudbo uvedle v zadnjem obdobju, namenile ravno temu segmentu nebančnega sektorja. Takšen produkt so na primer stanovanjska posojila v švicarskih frankih in posojila, vezana na investicijske produkte.

Zadolženost gospodinjstev zelo hitro narašča, sicer jo bo davčna reforma nekoliko ublažila, kljub temu pa bo na podlagi ocen modela za posojila prebivalstvu in napovedane rasti plač v letu 2008 potrebno že dvanajst povprečnih mesečnih neto plač za poplačilo posojil, medtem ko letos le dobrih osem mesečnih plač.

Kljub temu je potencial za rast posojil prebivalstva v Sloveniji še zelo velik. Na to kaže tudi primerjava z EU. Delež posojil prebivalstvu v BDP zaostaja za povprečjem EU precej bolj kot delež posojil celotnemu nebančnemu sektorju (ECB 2006a). Zaradi hitrega povečevanja obremenjenosti dohodka s posojili je potencial za nadaljnjo rast posojil prebivalstvu predvsem v večji obremenitvi premoženja. Takšen poskus so posojila, vezana na investicijske produkte, ki jih ponuja vse več bank. Pri teh posojilih se glavnica poplača ob zapadlosti z vrednostjo investicijskega produkta, če ta zadošča oziroma z lastnimi viri. V vmesnem obdobju se plačujejo le obresti, zato takšna posojila manj obremenjujejo dohodek, bolj pa premoženje posojilojemalca. Dodaten potencial je tudi pri razmerju med višino posojila in vrednostjo premoženja, danega v zastavo, ki je pri nas manjše kot v EU, kjer poznajo tudi posojila, ko je investicija v celoti pokrita s posojilom, brez vloženih lastnih sredstev.

Glede na to, da banke bilance uravnavajo predvsem preko pasive, je obseg posojil nebančnemu sektorju ključni dejavnik, ki opredeljuje višino bilančne vsote. Ker napoved rasti ostalih postavk bilance stanja precej zaostaja za rastjo posojil nebančnemu sektorju (rast terjatev do bank, vrednostnih papirjev in kapitalskih naložb je opredeljena z rastjo realnega BDP, to je okrog 4%), je precejšen tudi zaostanek rasti bilančne vsote za rastjo posojil. Na splošno je značilno, da v obdobjih visoke rasti posojil rast bilančne vsote ne dohaja rasti posojil. V letih 1998 in 1999, ko je rast posojil zaradi večjega povpraševanja pred uvedbo DDV dosegla skoraj 30%, je rast bilančne vsote za rastjo posojil nebančnemu sektorju zaostajala za več kot 10 odstotnih točk. Po napovedih modela bo rast bilančne vsote v letu 2006 znašala 16,6%, še nekoliko nižja bo v prihodnjih dveh letih.

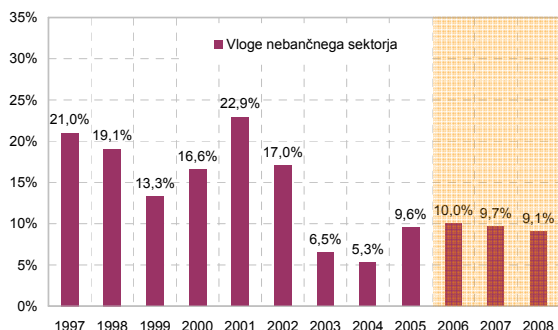
Slika 45: Napoved rasti bilančne vsote, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

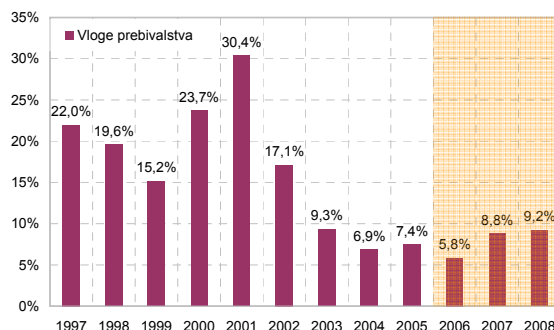
Na pasivni strani bilance bančnega sistema bo rast vlog nebančnega sektorja precej manj volatilna kot rast posojil. Na podlagi napovedi modela se bo rast iz leta 2005 nadaljevala skozi celotno obdobje napovedi, se sicer počasi zniževala, vendar vseskozi ostajala na ravni med 9% in 10%. Rast vlog bo tudi v prihodnje zaostajala za rastjo posojil nebančnemu sektorju, se bo pa zaostanek v prihodnjih dveh letih nekoliko zmanjšal. Na rast vlog bo ugodno vplival dvig obrestnih mer, njihovo nadaljnjo rast pa bo zavirala upočasnitev gospodarske rasti.

Slika 46: Napoved rasti vlog nebančnega sektorja, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

Slika 47: Napoved rasti vlog prebivalstva, v odstotkih



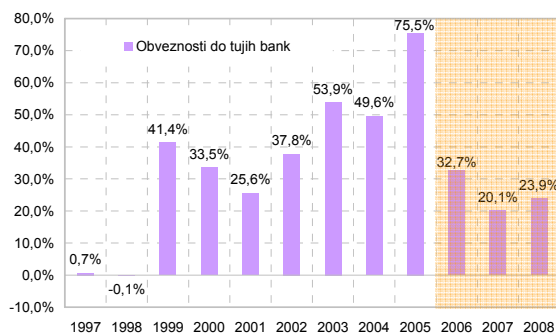
Vir: lastni prikaz

Nasprotno kot pri posojilih ima večino vlog v bankah prebivalstvo, vloge prebivalstva predstavljajo dobrih 60% vlog nebančnega sektorja. Rast vlog prebivalstva bo v letu 2006 še nizka in znašala le slabih 6%, kar je najmanj v zadnjih desetih letih. Z rastjo obrestnih mer in visoko rastjo neto plač bo že v letu 2007 dosegla 8,8% in na tej ravni ostala tudi v letu 2008. Na rast vlog prebivalstva bo ugodno vplivala tudi upočasnitev rasti obsega sredstev v vzajemnih skladih.

Po izredno visoki rasti obveznosti do tujih bank, ki je v letu 2005 presegla 75%, se bodo v prihodnje, z zniževanjem rasti posojil nebančnemu sektorju in stabilno rastjo vlog, zmanjšale potrebe bank po iskanju finančnih virov pri bankah v tujini. Rast obveznosti do tujih bank bo tako manjša, vendar še vedno relativno visoka, še posebej, če upoštevamo, da je obseg

obveznosti do tujih bank že zelo velik. Obveznosti do tujih bank so še konec leta 2002 predstavljale manj kot 10% bilančne vsote, v letu 2005 že 25% in po napovedih modela bodo v letu 2008 predstavljale že tretjino bilančne vsote bančnega sistema.

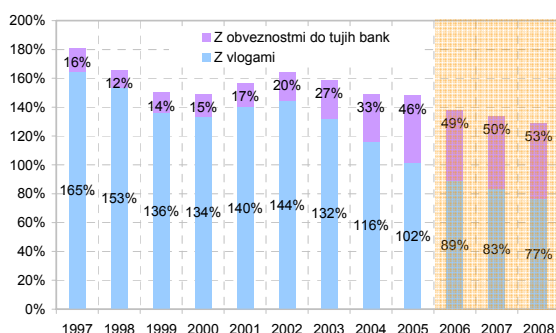
Slika 48: Napoved rasti obveznosti do tujih bank, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

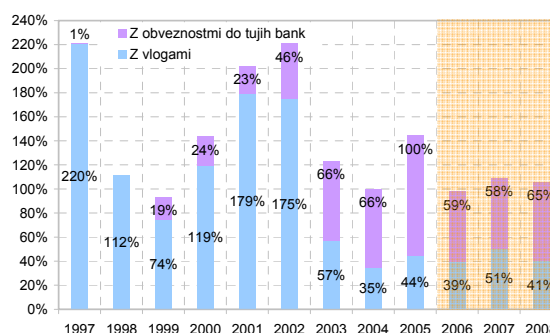
Z naraščanjem deleža obveznosti do tujih bank v bilančni vsoti se spreminja tudi struktura financiranja kreditne aktivnosti bank. Vse bolj se povečuje delež posojil, ki jih banke financirajo z zadolževanjem v tujini. Medtem ko so še v letu 2005 celoten obseg posojil nebančnemu sektorju banke pokrile z vlogami tega sektorja, v letu 2006 zgolj vloge ne bodo več zadoščale in bodo banke vsaj 10% stanja posojil nebančnemu sektorju pokrivala z obveznostmi do tujih bank. Ta delež se bo v prihodnjih dveh letih zgolj še povečeval v korist zadolževanja v tujini. Tako bo po napovedih modela z vlogami nebančnega sektorja v letu 2008 financiranih le še 77% posojil nebančnemu sektorju.

Slika 49: Pokritost posojil z vlogami nebančnega sektorja in z obveznostmi do tujih bank v stanju, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

Slika 50: Pokritost posojil z vlogami nebančnega sektorja in z obveznostmi do tujih bank v neto prirastu, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

Še bolj očitno vse večjo odvisnost bank od virov iz tujine prikaže struktura financiranja letnega neto prirasta posojil. Prelom se je zgodil v letu 2003, ko se je pokritost letnega neto prirasta posojil z vlogami nebančnega sektorja zmanjšala s 175% na 57%, v prihodnjih letih se je še dodatno znižala, tako da naj bi v letu 2006 znašala le še 39%. Po napovedih bi tako v tem letu pokritost neto prirasta posojil s porastom obveznosti do tujih bank predstavljala 59%.

Po teh napovedih celoten neto prirast vlog in obveznosti do tujih bank v letu 2006 ne bi pokrili celotnega neto prirasta posojil, približno 2% neto prirasta posojil, to je slabih 20 mrd SIT, bi banke financirale iz drugih virov, predvsem s sproščanjem sredstev iz vrednostnih papirjev. V obdobjih visoke rasti posojil to niti ni presenetljivo, podobno se je zgodilo tudi v letu 1999.

Banke postajajo na pasivni strani bilance stanja vse bolj ranljive in občutljive na razmere na tujih trgih. Z rastjo obrestnih mer bodo postajali ti viri vse dražji in bodo imeli negativne učinke na dobičkonosnost bank. Poleg tega se s popolno konvergenco obrestnih mer na nivo obrestnih mer v tujini zmanjšuje tudi dohodkovni motiv tujih bank za financiranje bank v Sloveniji. Novosti, ki so jih banke v zadnjem času uvajale v svojo ponudbo, so se nanašale zlasti na ponudbo obbančnih storitev, naložb v vzajemne sklade in zavarovalne produkte, vendar pri teh produktih banke ponavadi opravljajo le posredniške storitve in na ta način povečujejo le neobrestne prihodke, ne pa tudi obseg virov sredstev. Večji poudarek rasti vlog nebančnega sektorja in financiranju preko izdaj lastnih vrednostnih papirjev se zdi tako ključna usmeritev za prihodnje srednjeročno obdobje.

Na podlagi ex-post/ex-ante simulacij, kjer so napovedi večinoma podcenjevale dejanske rezultate, bi lahko pričakovali, da bodo dejanske rasti kvečjemu višje od napovedanih. Vendar ob tem ostaja vprašanje, v kolikšni meri se je učinek uvajanja in same uvedbe evra že odrazil na doseženem obsegu in rasteh bilančnih postavk. Nominalna konvergenca obrestnih mer je zaključena in denarna politika ECB se nagiba proti večji restriktivnosti, zato dodatne spodbude povpraševanju po posojilih zaradi zniževanja obrestnih mer oziroma nizke ravni obrestnih mer ne gre pričakovati. Dejavniki, ki bi lahko spodbudili nadaljnjo rast posojil, je predvsem precejšnje zaostajanje Slovenije za drugimi državami evro območja v deležu posojil v BDP. Med dejavniki tveganja, ki pa bi lahko bili razlog za nižjo rast posojil, kot je napovedana, so predvsem dejavniki iz makroekonomskega okolja. To sta predvsem možnost nižje gospodarske rasti od napovedane, v primeru zaostrovanja gospodarskih razmer v državah, kjer so glavni trgovinski partnerji slovenskih podjetij, in možen višji porast obrestnih mer od napovedanega.

8. STRES TESTI

Večina centralnih bank danes izvaja stres teste za bančni sektor, nekatere tudi širše, za celoten finančni sistem. Kot navaja Jašovič (2005), centralne banke danes ob svoji tradicionalni nalogi zagotavljanja monetarne stabilnosti prevzemajo tudi odgovornost za zagotavljanje nemotenega delovanja bančnega sistema in ohranjanja finančne stabilnosti. Avtor tudi ugotavlja, da so v preteklih desetletjih centralne banke razvitih držav in tudi nekaterih tranzicijskih držav uspele dobiti boj z inflacijo, vendar so dosežki na področju obvladovanja

inflacije v zadnjem času čedalje bolj zasenčeni s tveganji glede finančne nestabilnosti. Doseganje in vzdrževanje stabilnosti cen (monetarne stabilnosti) je potreben, ne pa tudi zadosten pogoj za finančno stabilnost. Finančni sistemi postajajo vse bolj zapleteni in medsebojno povezani, njihova vloga pri alokaciji finančnih virov pa postaja vse pomembnejša, kar se kaže predvsem v hitrejši rasti obsega finančnega posredništva v primerjavi s stopnjo rasti gospodarske aktivnosti. Finančne inovacije in vse večja kompleksnost finančnih instrumentov otežujejo nadzor nad njimi, finančnim posrednikom pa omogočajo lažje upravljanje s tveganji in prenos tveganj na druge segmente finančnega sistema in na nefinančne institucije. Ob vse večji kompleksnosti je težko slediti, kje se tveganja koncentrirajo in kako so finančni sistemi izpostavljeni tveganju okužbe iz drugih okolij (*angl. contagion risk*). Finančni sistemi so zato danes precej bolj občutljivi na katere koli šoke, ki krnijo njihovo učinkovito delovanje in lahko povzročijo finančno nestabilnost.

Eden od načinov ocenjevanja tveganj in ranljivosti v bančnem sistemu oziroma širše za finančni sistem in finančno stabilnost so tudi stres testi. Izvajanje stres testov v centralnih bankah je spodbudil predvsem Mednarodni denarni sklad v okviru misij FSAP (Financial Sector Assessment Program), k razmahu je prispeval tudi Basel 2, ki bo zahteval izvajanje stres testov tudi od poslovnih bank, saj so (mikro) stres testi po novo sprejetih baselskih standardih sestavni del ocenjevanja internih modelov spremljanja tveganj v poslovnih bankah. Makro stres testi, ki se izvajajo na ravni celotnega bančnega sistema ali tudi širše na ravni celotnega finančnega sistema, so v bistvu tehnike in metode, z uporabo katerih se oceni občutljivost finančnega sistema za izjemne, vendar kljub vsemu verjetne makroekonomske šoke. Ob tem je potrebno upoštevati, da so stres testi analitično orodje, ki dajejo zgolj grobo oceno spremembe bilančnih kategorij bančnega sistema v primeru relativno velike spremembe vrednosti dejavnikov tveganja kot posledice sprememb v ekonomskem okolju. Makro stres testi niso instrument ocenjevanja verjetnosti določenega ekonomskega dogodka, ampak zgolj instrument ocenjevanja posledic simuliranega dogodka. Ločimo stres teste občutljivosti (*angl. sensitivity stress test*), kjer opazujemo spremembe bilančnih kategorij ob spremembi zgolj posameznega dejavnika tveganja (tj. šok ene same spremenljivke), in stres test scenarijev, kjer se istočasno spremeni več dejavnikov tveganja. Večina centralnih bank izvaja stres teste po pristopu od zgoraj navzdol (*angl. top-down approach*), kjer aplicira šoke na agregatnih podatkih za celoten bančni sektor. Drug možen pristop je od spodaj navzgor (*angl. bottom-up approach*), kjer so predpisani šoki oziroma scenariji, stres testi pa so izvedeni na ravni posamezne banke po njihovi lastni metodologiji, centralizirano se izvede zgolj agregiranje rezultatov (Kavčič et al. 2005, str. 143-144).

Na tem mestu nas bodo zanimali stres testi za slovenski bančni sistem po pristopu od zgoraj navzdol. Zanima nas torej občutljivost bank na malo verjetne, vendar možne dogodke. Stresne dogodke oziroma šoke je možno definirati kot ponovitev kakšnega zgodovinskega dogodka (borzni zlom, ruska in azijska kriza, ...) ali kako drugače, vendar na podlagi zgodovinskih podatkov. Druga možnost je opredelitev povsem hipotetičnega scenarija. Banka Slovenije določi šoke, na podlagi katerih izvaja stres teste, z upoštevanjem zgodovinskih podatkov in

dvakratno velikostjo standardnega odklona. Tako omeji velikost šokov dejavnikov tveganja na zgodovinsko največje, ki so se pripetili ob 5% statistični verjetnosti (Kavčič et al. 2005, str. 147). Kot prikaz stres testov za slovenski bančni sektor sta v nadaljevanju izbrana dva scenarija, obrestni in dohodkovni, ki sta izvedena v letu 2007.

Ker so napovedi tako posojilnih obrestnih mer kot obrestnih mer na vloge, uporabljenih v modelu vezane na dinamiko EURIBORja, je šok narejen na to referenčno obrestno mero. Na podlagi zgodovinskih podatkov (od prvega četrtertja 1997 do prvega četrtertja 2006) pomeni dvakratni standardni odklon, spremembo obrestne mere za 1,9 odstotne točke. Obrestna mera je višja v vsakem od štirih četrtertij leta 2007, v letu 2008 pa se vrne na raven osnovnega scenarija. Šok je izveden v obe smeri, tako dvig kot tudi znižanje obrestnih mer v enaki višini, s čimer je pokrit 95% interval zaupanja za posamezne bilančne kategorije glede na spremembe obrestnih mer.

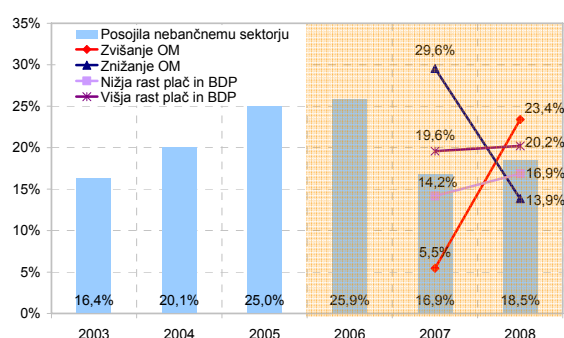
Tudi v drugem primeru želimo, da šok istočasno vpliva na aktivno in pasivno stran bilance stanja. Ker od dohodkovnih kategorij na obseg posojil nebančnemu sektorju vpliva realni BDP in na obseg vlog nebančnemu sektorju plače, je šok narejen istočasno na obe kategoriji. Glede na dvakratni standardni odklon predstavlja šok na plače spremembo medletne rasti plač za 3 odstotne točke in šok na BDP spremembo medletne rasti za 2 odstotni točki glede na osnovni scenarij. Za bolj eksaktno opredelitev relacije med plačami in BDP bi bilo potrebno model razširiti še z blokom realnega sektorja. Ker to presega obseg tega dela, si pomagamo s scenarijem istočasne in istosmerne spremembe rasti plač in realnega BDP. Šok je izveden v štirih četrtertjih leta 2007. Po koncu šoka je medletna rast obeh kategorij enaka kot v osnovnem scenariju.

Pri napovedih za prihodnje dveletno obdobje je rast nekaterih postavk bilance stanja določena tako, da je njihova rast vezana na rast realnega BDP. Pri stres testih višine teh postavk ne spreminjamo, četudi se rast BDP spremeni. Zaradi same vsebine in pričakovanj o prihodnjem gibanju teh postavk, predvsem v smislu precejšnjega zaostajanja za rastjo bilančne vsote, smo si pri napovedih pomagali z vezavo njihovih rasti na gospodarsko rast. Zlasti kategorija terjatev do bank in vrednostnih papirjev je bolj kot na rast gospodarske aktivnosti občutljiva na spremembe obrestnih mer. Glede na njen pomen v bilančni vsoti in ker te kot tudi ostalih eksplicitno opredeljenih kategorij bilančne vsote ne spreminjamo pri šoku obrestnih mer, ohranimo nespremenjene tudi pri šoku spremembe dohodkovnih spremenljivk. V nadaljevanju so predstavljeni odzivi posameznih z modelom napovedanih postavk bilance stanja na posamezne šoke.

Posojila nebančnemu sektorju se najmočneje odzovejo na spremembo obrestnih mer. V primeru dviga obrestnih mer v letu 2007 za 1,9 odstotne točke bi znašala rast posojil v tem letu le še 5,5%. Leto kasneje, ko se obrestne mere povrnejo na raven osnovnega scenarija, gre

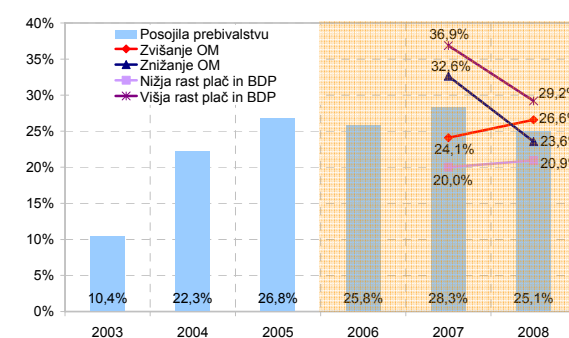
v bistvu za nasproten šok, le da je ta relativno gledano manjši¹¹. Pri šoku znižanja obrestnih mer, bi se rast posojil skoraj podvojila. Na obseg posojil ne vpliva le sprememba, ampak tudi raven obrestnih mer. Pri spremembi dohodkovnih kategorij je sprememba manjša tudi zato, ker sprememba rasti BDP ne odraža eksplicitno spremembe prihodkov posameznega subjekta, ampak gre tudi za spremenljivko makroekonomskih razmer. Bolj eksaktna mera prejemkov so plače, zato ni presenetljivo, da je pri posojilih prebivalstvu odziv na nižjo rast plač večji kot na dvig obrestnih mer. Segment prebivalstva praktično nima alternative za financiranje svojih investicij in potrošnje, zato je občutljivost prebivalstva na obrestne mere manjša.

Slika 51: Odziv posojil nebančnemu sektorju na šoka obrestnih mer in dohodkovnih kategorij, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

Slika 52: Odziv posojil prebivalstvu na šoka obrestnih mer in dohodkovnih kategorij, v odstotkih



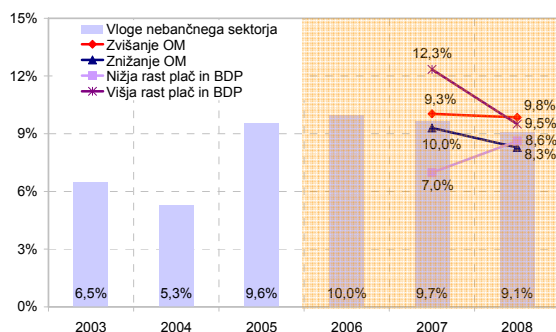
Vir: lastni prikaz

Pri odzivu vlog na spremembe makroekonomskih dejavnikov lahko le potrdimo ugotovitve Banke Slovenije, ki v Poročilu o finančni stabilnosti navaja, da je zaradi krajše povprečne ročnosti vlog v primerjavi s posojili, odziv vlog nebančnega sektorja na šoke manjši in bolj kratkoročen, zato se vloge prej kot posojila vrnejo proti vrednostim osnovnega scenarija (BS 2006a, str. 62).

Tako pri vlogah nebančnega sektorja kot tudi pri vlogah prebivalstva je rast v letu po šoku zelo blizu ristem iz osnovnega scenarija. Vloge nebančnega sektorja se najbolj odzovejo na spremembe dohodkovnih kategorij, odziv na spremembe obrestnih mer je manjši. Zaradi daljšega obdobja nizkih obrestnih mer postaja pri vlogah bolj kot vidik donosnosti pomembnejši vidik varnosti in likvidnosti take naložbe. S tem se povečuje delež stabilnih vlog, ki so manj občutljive na spremembe obrestnih mer. Da bi se ob dvigu obrestnih mer sredstva nebančnega sektorja pomaknila iz alternativnih naložb nazaj v vloge, bi moral biti dvig obrestnih mer tolikšen, da bi pokrtil tudi stroške izstopnih provizij oziroma druge stroške, povezane s predčasno prekinitvijo pogodb, tudi davek na kapitalske dobičke bi pri tem lahko bil pomemben. Podobno je pri znižanju obrestnih mer pomik vlog v alternativne naložbe, predvsem mislimo pri tem na vzajemne sklade, vezan na plačilo vstopnih stroškov in upravljalških provizij.

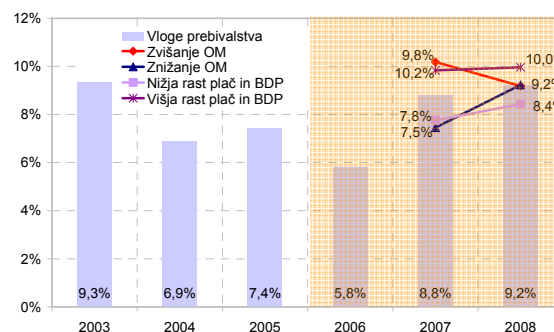
¹¹ Kot primer; pri obrestni meri 4%, predstavlja dvig obrestne mere za 1,9 odstotne točke 48% porast obrestne mere, ko se ta ponovno spusti na raven 4%, je zmanjšanje obrestne mere v tem primeru 32%.

Slika 53: Odziv vlog nebančnega sektorja na šoka obrestnih mer in dohodkovnih kategorij, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

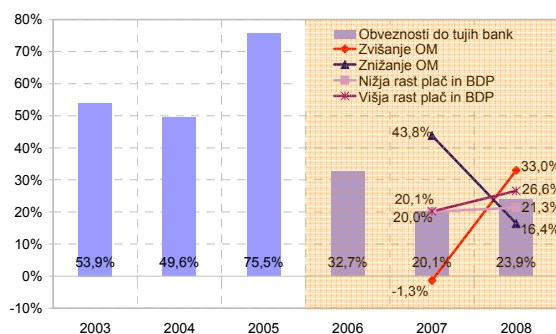
Slika 54: Odziv vlog prebivalstva na šoka obrestnih mer in dohodkovnih kategorij, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

Pri vlogah prebivalstva je odziv na šoke v prvem letu podoben tako pri šoku obrestnih mer kot tudi pri šoku na dohodkovne kategorije. Zaradi uporabe daljših odlogov je večja razlika v letu po šoku. Ob vrnitvi obrestnih mer na nivo osnovnega scenarija je tudi rast vlog prebivalstva enaka kot v osnovnem scenariju. Po drugi strani pri šoku višje rasti plač ostaja tudi v letu po šoku, zaradi višjega nivoja plač, kljub enaki rasti kot v osnovnem scenariju, rast vlog še naprej višja kot v osnovnem scenariju. Podobno tudi pri šoku nižje rasti plač ostaja rast vlog prebivalstva nižja kot v osnovnem scenariju tudi v letu po šoku.

Slika 55: Odziv obveznosti do tujih bank na šoka obrestnih mer in dohodkovnih kategorij, v odstotkih

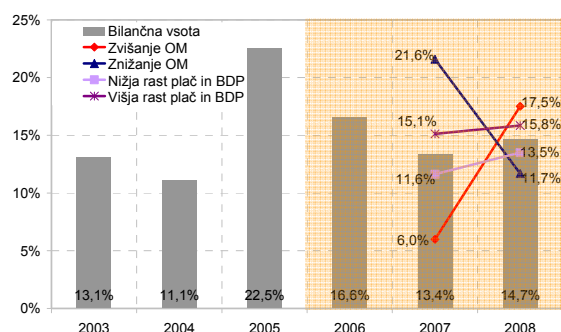


Vir: lastni prikaz

Odziv obveznosti do tujih bank je močan zlasti v primeru šoka na obrestne mere. Pri dvigu obrestnih mer za 1,9 odstotne točke bi bile vloge nebančnega sektorja toliko večje in posojila temu sektorju toliko manjša, da bi lahko banke celo zmanjšale obseg obveznosti do tujih bank. Pri spremembi dohodkovnih kategorij je sprememba rasti vlog in posojil nebančnega sektorja istosmerna, zato se rast obveznosti do tujih bank v primerjavi z osnovnim scenarijem bistveno ne spremeni. Struktura pokritosti posojil z viri bi se tako najbolj spremenila v primeru spremembe obrestnih mer. Ob dvigu obrestnih mer za 1,9 odstotne točke, bi se pokritost posojil z vlogami povečala za skoraj 10 odstotnih točk. Pokritost posojil z

obveznostmi do tujih bank bi se v tem primeru zmanjšala na 46% in bi ostala, v primerjavi z drugimi scenariji, najnižja tudi v letu po šoku, kljub znižanju obrestnih mer na raven osnovnega scenarija.

Slika 56: Odziv bilančne vsote na spremembe obrestnih mer in dohodkovnih kategorij, v odstotkih



Vir: lastni prikaz

Bilančna vsota se na spremembe obrestnih mer in dohodkovnih kategorij odzove podobno kot posojila nebančnemu sektorju. Odziv je večji na spremembe obrestnih mer kot na spremembe dohodkovnih kategorij. Obseg poslovanja bank se glede na izvedene šoke najbolj zmanjša v primeru dviga obrestnih mer za 1,9 odstotne točke, ko se rast bilančne vsote prepolovi. Zmanjšanje obsega poslovanja je vezano predvsem na upočasnitev rasti posojil nebančnemu sektorju, kjer bi se zmanjšal predvsem obseg novih posojil. Ker so nova posojila običajno posojila najvišjih bonitetnih skupin, za katere banke oblikujejo najmanj oslabitev in rezervacij, bi se s prekinitvijo toka novih posojil poslabšala tudi bonitetna struktura celotnega kreditnega portfelja bank in povečalo kreditno tveganje.

9. SKLEP

V magistrskem delu je prikazan pristop ocenjevanja občutljivosti bank na spremembe makroekonomskih spremenljivk, preko postavitve enačb, priprave napovedi in izvedbe stres testov. Ocenjen je model posojil in vlog nebančnega sektorja in prebivalstva, na podlagi katerega je ocenjeno, ali lahko v prihodnje še pričakujemo nadaljevanje visokih rasti posojil nebančnemu sektorju in na kakšen način se bo rast posojil financirala. S pomočjo stres testov je ocenjena občutljivost bank na spremembe obrestnih mer in dohodkovnih kategorij, to sta tudi najbolj verjetna dejavnika, ki bi lahko povzročila obrat kreditnega cikla.

Glede na štiri vprašanja, ki so bila izpostavljena v uvodu, je na podlagi rezultatov napovedi in stres testov možno potegniti naslednje zaključke:

- 1) Napovedi na podlagi modela kažejo na upočasnitev rasti posojil nebančnemu sektorju v prihodnjem dveletnem obdobju.

- 2) Zaradi močne usmeritve bank na segment prebivalstva in ugodnih učinkov spremenjene dohodninske zakonodaje na dohodke prebivalstva lahko v prihodnjih dveh letih pričakujemo nadaljevanje visoke rasti posojil prebivalstvu.

Rast vlog nebančnega sektorja bo ostala stabilna, medtem ko se bo rast vlog prebivalstva na podlagi ocen modela v prihodnje nekoliko okrepila in se do leta 2008 izenačila z rastjo vlog celotnega nebančnega sektorja.

- 3) Ker bo rast vlog tudi v prihodnje še zaostajala za rastjo posojil nebančnemu sektorju, bo med viri financiranja kreditne rasti pomembno vlogo ohranilo zadolževanje pri bankah v tujini. Pričakovati je, da bo rast obveznosti do tujih bank sicer nekoliko nižja kot v zadnjih letih, vendar še vedno relativno visoka in predvsem višja kot rast posojil nebančnemu sektorju. Tako se bo pokritost posojil nebančnemu sektorju z vlogami še naprej zniževala in povečevala pokritost posojil z obveznostmi do tujih bank. S čemer se ranljivost bank in njihova občutljivost na pogoje na tujih trgih le še povečuje.
- 4) Stres testi so pokazali, da se posojila nebančnemu sektorju, obveznosti do tujih bank in posledično bilančna vsota bolj kot na spremembe dohodkovnih kategorij odzovejo na spremembe obrestnih mer. Na segmentu prebivalstva se tako posojila kot tudi vloge, podobno kot tudi vloge celotnega nebančnega sektorja najbolj odzovejo na spremembe prejemkov oziroma plač prebivalstva.

Skozi sam proces ocenjevanja in napovedovanja se je pokazalo tudi nekaj področij za nadaljnje delo in izboljšanje modela.

Enačbo za posojila nebančnemu sektorju bi bilo smiselno v prihodnje dopolniti z vključitvijo spremenljivke, ki bi odražala dohitevanje bolj razvitih držav, oziroma integracijo v evropski prostor, kar bi lahko privedlo do večje stabilnosti koeficientov. Zaenkrat to ni bilo narejeno predvsem zaradi podatkov, ki so za evro območje na voljo za relativno kratko časovno obdobje in le na letni ravni. Medtem ko je bil osnovni namen ocena modela na četrtni ravni, ki bo uporaben predvsem za napovedi poslovanja slovenskega bančnega sistema.

Predstavljen model bi bilo smiselno dopolniti še z enačbami za ostale postavke bilance stanja, ki so sedaj napovedane eksogeno zunaj samega modela. Prav tako bi bilo pomembno model dopolniti še z ocenami enačb obrestnih mer, kar bi omogočalo tudi napovedi neto obrestnih prihodkov. Z ocenjenimi enačbami še za ostale postavke poslovnega izida bi lahko bil s stres testi ocenjen tudi učinek na dobiček in ne le na obseg poslovanja bančnega sistema.

10. VIRI IN LITERATURA

1. Arak M. V., Spiro Alan: The Relationship between Permanent Income and Measured Variables. *Journal of Political Economy*, 1971, Vol. 79, No. 3 (maj - junij), str. 652 - 660
2. Berkelmans Leon: Credit and Monetary Policy: an Australian SVAR. *Research Discussion Paper*, Reserve Bank of Australia, 2005, september, 29 str.
3. Bierens Herman J.: *Cointegration Analysis*, januar 2006
<http://econ.la.psu.edu/~hbierens/COINT.PDF>
4. BoE 1999, *Economic models at the Bank of England*. Bank of England, 1999, 388 str.
5. Bouvatier Vincent, Lepetit Laetitia: Banks' procyclicality behavior: Does provisioning matter? 22nd Symposium on Banking and Monetary Economics, Strasbourg 16. -17. junij 2005, 44 str.
6. Brissimis et al.: *Empirical Modelling of Money Demand in Periods of Structural Change: The Case of Greece*. Athens: Bank of Greece, Working Paper No. 1, 2003, februar, 33 str.
7. Brzoza-Brzezina Michal: Lending booms in the new EU member states; will euro adoption matter? *ECB Working Paper Series*, Frankfurt am Main: European Central Bank, Working Paper No. 543, 2005, november, 47 str.
8. BS 2006a, *Poročilo o finančni stabilnosti*. Ljubljana: Banka Slovenije, 2006, maj, 144 str.
9. BS 2006b, *Poročilo o denarni politiki*. Ljubljana: Banka Slovenije, 2006, oktober, 59 str.
10. BuBa 2005, *Financial Stability Review*. Frankfurt am Main: Deutsche Bundesbank, 2005, november, str. 57-62
11. Calza A., Gartner C., Sousa J.: *Modelling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area*. *ECB Working Paper Series*, Frankfurt am Main: European Central Bank, Working Paper No. 55, 2001, april, 33 str.
12. Calza Alessandro, Manrique Marta, Sousa Joao: *Aggregate Loans to the Euro Area Private Sector*. *ECB Working Paper Series*, Frankfurt am Main: European Central Bank, Working Paper No. 202, 2003, januar, 44 str.
13. Campbell John Y., Perron Pierre: *Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots*. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series, Technical Working Paper No. 100, 1991, april, 65 str.
14. Carr Jack, Darby Michael J.: *The role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money*. North-Holland, *Journal of Monetary Economics* 8, 1981, str. 183 – 199
15. Choi Daniel, Oxley Les: *Modelling the demand for money in New Zealand*. Elsevier, *Mathematics and Computers in Simulation* 64, 2004, str. 185 - 191

16. Cimperman Feliks: Kratek pregled teorij povpraševanja po denarju. Prikazi in Analize, Ljubljana: Banka Slovenije, III/3, 1995, september, str. 31-49
17. Cimperman Feliks: Ocenjevanje enačb povpraševanja po denarju za Slovenijo: model delnega prilagajanja. Prikazi in Analize, Ljubljana: Banka Slovenije, IV/1, 1996, marec, str. 19 – 31
18. Cimperman Feliks: Spreminjanje strukture M3 prebivalstva. Prikazi in Analize, Ljubljana: Banka Slovenije, V/4, 1997, december, str. 39 – 51
19. Coenen Gunter, Vega Juan-Luis: The Demand for M3 in the Euro Area. ECB Working Paper Series, Frankfurt am Main: European Central Bank, Working Paper No. 6, 1999, september, 38 str.
20. Cottarelli Carlo, Dell'Ariccia Giovanni, Vladkova-Hollar Ivanna: Early Birds, Late Risers, and Sleeping Beauties: Bank Credit Growth to the Private Sector in Central and Eastern Europe and the Balkans. Washington: International Monetary Fund, IMF Working Paper, WP/03/12, 2003, november, 64 str.
21. De Bandt Oliver, Oung Vichett: Assessment of »stress tests« conducted on the French banking system. Financial Stability Report, Paris: Banque de France, No. 5, 2004, november, str. 55 – 72
22. Delakorda Aleš: Povpraševanje po bančnih posojilih v Sloveniji. Prikazi in Analize, Ljubljana: Banka Slovenije, VI/4, 1998a, december, str. 1 – 15
23. Delakorda Aleš: Denar in gospodarska aktivnost. Maribor: Institut za ekonomsko diagnozo in prognozo pri Ekonomsko – poslovni fakulteti, Univerza v Mariboru, 1998b, 263 str.
24. Delakorda Aleš: Denarna politika v majhnem ekonometričnem modelu. Prikazi in Analize. Ljubljana: Banka Slovenije, VIII/2, 2000, junij, str. 5 – 23
25. den Butter F. A. G., Fase M. M. G.: The Demand for Money in EEC Countries. North-Holland, Journal of Monetary Economics 8, 1981, str. 201 - 230
26. Dickey David A., Jansen Dennis W., Thornton Daniel L.: A primer on cointegration with Application to Money and Income. Federal Reserve Bank of St. Louis, The Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol.73, No. 2, 1991, marec/april, str. 58 - 78
27. Dornbusch Rudiger, Fischer Stanley, Startz Richard: Macroeconomics. Seventh Edition, Irwin McGraw-Hill, 1998, 550 str.
28. ECB 2005, Money Demand and Uncertainty. Monthly Bulletin, Frankfurt am Main: European Central Bank, 2005, oktober, str. 57 - 73
29. ECB 2006a, EU Banking Structures. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2006, oktober, 71 str.
30. ECB 2006b, Explaining Episodes of Dynamic Credit Growth in Central and Eastern Europe. Financial Stability Report, Special Features Articles, Frankfurt am Main: European Central Bank, 2006, december, str. 150 - 158
31. ECB 2006c, EU Banking Sector Stability. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2006, november, 70 str.

32. ECB 2006d, Financial Stability Review. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2006, december, 210 str.
33. Egert Balazs, Backe Peter, Zumer Tina: Credit Growth in Central and Eastern Europe; New (Over)shooting Stars? ECB Working Paper Series, Frankfurt am Main: European Central Bank, Working Paper No. 687, 2006, oktober, 39 str.
34. Egoime-Bossogo Philippe, Oura Hiroko: Republic of Slovenia: Selected Issues and Statistical Appendix. IMF Country Report No. 05/254, Washington: International Monetary Fund, 2005, julij, 49. str.
35. Eichengreen Barry, Arteta Carlos: Banking Crises in Emerging Markets: Presumption and Evidence. Institute of Business and Economic Research, Center for International and Development Economics Research, University of California, Berkeley, 2000, Paper Coo 115, 60 str.
36. Enders Walter: Applied Econometric Time Series. John Wiley & Sons, 1995, 426 str.
37. Engle Robert F., Yoo Byung Sam: Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. North-Holland, Journal of Econometrics 35 (1987), str. 143 – 159
38. Engle Robert F., Granger C. W. J.: Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. ABI/INFORM Global, Econometrica (1986-1998), 55, 2, 1987, marec, str. 251-276
39. Escudero Walter Sosa: A Primer on Unit-Roots and Cointegration. Universidad Nacional de la Plata, Trabajo Docente Nro. 3, 2000, maj, 16 str.
40. Eviews 5.1 Users' Guide. Quantitative Micro Software, januar 2005, 1002 str.
41. Granger C. W. J., Newbold P.: Spurious Regressions in Econometrics. North Holland, Journal of Econometrics 2 (1974), str. 111 - 120
42. Greene William H.: Econometric Analysis. Third Edition, Prentice-Hall International, 1997, 1075 str.
43. Gujarati Damodar N.: Basic econometrics. 3rd edition, McGraw-Hill, 1995, 838 str.
44. Hamilton James D.: Time Series Analysis. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994, 799 str.
45. Hilbers et al.: Assessing and Managing Rapid Credit Growth and the Role of Supervisory and Prudential Policies. Washington: International Monetary Fund, IMF Working Paper, WP/05/151, 2005, julij, 58 str.
46. Hulsewig Oliver, Winker Peter, Worms Andreas: Bank Lending in the Transmission of Monetary Policy: A VECM Analysis for Germany. International University in Germany, Working Paper 08/2001, Bruchsal, december 2001, 29 str.
47. Jašovič Božo: Vloga centralne banke pri zagotavljanju finančne stabilnosti. Strokovni prispevki s področja finančne stabilnosti. Poročilo o finančni stabilnosti, Ljubljana: Banka Slovenije, 2005, str. 129 – 140
48. Johansen Soren, Juselius Katarina: Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 2, 1990, str. 169 - 210

49. Johansen Soren: Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. ABI/INFORM Global, Econometrica (1986-1998), 59, 6, 1991, november, str. 1551-1580
50. Kamberoglou Nicos, Stavrianou Nicos: Regional dimensions of dealing with rapid credit growth; Perspectives from Greece (1998 – 2005). Predstavljeno na Conference on Rapid Growth of Banking Sector Credit to the Private Sector, IMF in National Bank of Romania, Sinaia, Romunia, 7. – 8. oktober 2005, 31 str.
51. Kavčič et al.: Makro stres testi za slovenski bančni sistem. Strokovni prispevki s področja finančne stabilnosti, Poročilo o finančni stabilnosti, Ljubljana: Banka Slovenije, 2005, str. 152 – 174
52. Kennedy Peter: A guide to econometrics. 5th edition, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2003, 623 str.
53. Kiss Gergely, Nagy Marton, Vonnak Balazs: Credit Growth in Central and Eastern Europe: Trend, Cycle or Boom? Prepared for the Finance and Consumption Workshop: Consumption and Credit in Countries with Developing Credit Markets, Florence, 16-17 junij 2006, 29 str.
54. Košak Tomaž: Vloga bank v transmisijem mehanizmu denarne politike determiniranem z obrestno elastičnimi finančnimi tokovi s tujino (strukturni ekonometrični model). Prikazi in Analize, Ljubljana: Banka Slovenije, XI/1, 2003, maj, str. 5 – 35
55. Košak Tomaž, Košak Marko: Simulacija učinkov uvedbe dinamičnih rezervacij v slovenskem bančnem sistemu. Economic and business review: for Central and South-Eastern Europe, Ljubljana: Ekonomska fakulteta, Zveza ekonomistov Slovenije, Vol. 6, posebna številka, 2004, december, str. 69 - 97
56. Kwiatkowski Denis, Phillips Peter C. B., Schmidt Peter, Shin Yongcheol: Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. North Holland, Journal of Econometrics 54, 1992, str. 159 - 178
57. Mishkin F.: The Economics of Money, Banking and Financial Markets. 6th Edition, Boston: Addison Wesley, 2001, 737 str.
58. Modic Metka: Analiza povpraševanja po denarju v Sloveniji. Prikazi in Analize, Ljubljana: Banka Slovenije, IV/4, 1996, december, str. 65 – 80
59. Pfajfar Lovrenc: Ekonometrija. Zapiski predavanj. Del 1, 3. izdaja, Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 1998. 118 str.
60. Pfajfar Lovrenc: Ekonometrija. Obrazci in postopki. 1. izdaja, Ljubljana: Ekonomska fakulteta, 1999. 34 str.
61. Phillips Peter C.B., Perron Pierre: Testing for a unit root in time series regression. Biometrika 1998, 75, str. 335-346
62. Ribeiro Nuno: Private sector debt growth; Factors institutional issues and implications – the Portugese case. Predstavljeno na Conference on Rapid Growth of Banking Sector Credit to the Private Sector, IMF in National Bank of Romania, Sinaia, Romunia, 7. – 8. oktober 2005, 26 str.

63. Schadler Susan, Murgasova Zuzana, van Elken Rachel: Credit Booms, Demand Booms, and Euro Adoption. Paper for Conference on Challenges for Central Banks in an Enlarged EMU, Dunaj, 2004, 20. - 21. februar, 13 str.
64. Shiller Robert J., Perron Pierre: Testing the Random Walk Hypothesis: Power Versus Frequency of Observation. Cowles Foundation for Research in Economics at Yale University, Cowles Foundation Discussion Paper No. 732, 1984, december, 28 str.
65. Sriram Subramanian: A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies. IMF Staff Papers, Vol. 47, No. 3, Washington: International Monetary Fund, 2001, str. 334 - 356
66. Studenmund, A. H.: Using Econometrics: a practical guide. 5th edition, Pearson Addison Wesley, 2006, 639 str.
67. Tamirisa Natalia, Deniz Igen: Credit Growth and Bank Soundness in the New Member States. Objavljeno v Czech Republic, Republic of Estonia, Hungary, Republic of Latvia, Republic of Lithuania, Republic of Poland, Slovak Republic and Republic of Slovenia – Export Structure and Credit Growth. IMF Country Report No. 06/414, Washington: International Monetary Fund, 2006, november, str. 32 - 87
68. Vasle Boštjan: Ocena povpraševanja po denarju: model korekcije napak. Prikazi in Analize, Ljubljana: Banka Slovenije, VI/2, 1998, junij, str. 35 – 44
69. Verbeek Marno: A guide to Modern Econometrics. 2nd edition, John Wiley & Sons, 2004, 429 str.
70. Verbič Miroslav: Makroekonomska analiza temeljnih zakonitosti slovenskega gospodarstva. Ljubljana: Inštitut za ekonomska raziskovanja, 2005, 150 str.
71. Wolters Jurgen, Terasvirta Timo, Lutkepohl Helmut: Modelling the Demand for M3 in the Unified Germany. Stockholm: Stockholm school of economics, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, Working Paper No. 113, 1996, april, 19 str.

Viri

1. BS 2003, Bilten Banke Slovenije. Ljubljana: Banka Slovenije, letnik 12, številka 1, 2003, januar, 103 str.
2. BS 2004, Poročilo o finančni stabilnosti za leto 2004. Ljubljana: Banka Slovenije, 2004, 148 str.
3. BS 2005, Poročilo o finančni stabilnosti za leto 2005. Ljubljana: Banka Slovenije, 2005, 186 str.
4. BS 2005a, Bilten Banke Slovenije. Ljubljana: Banka Slovenije, letnik 14, številka 12, 2005, december, 144 str.
5. BS 2006c, Bilten Banke Slovenije. Ljubljana: Banka Slovenije, letnik 15, številka 9, 2006, september, 136 str.
6. BS 2006d, časovne vrste Banke Slovenije, podatki do septembra 2006.
7. BS, Podatkovne serije iz publikacije Bilten Banke Slovenije
<http://www.bsi.si/pxweb/Dialog/statfile12.asp?MapaId=391>

8. ECB, internetne strani Evropske centralne banke
<http://www.ecb.int/home/html/index.en.html>
9. Košmelj Blaženka et al.: Statistični terminološki slovar, Ljubljana: Statistično društvo Slovenije: Statistični urad Republike Slovenije, 2001, 403 str.
10. SI-STAT, podatkovni portal Statističnega urada Republike Slovenije (SURS)
<http://www.stat.si/pxweb/dialog/statfile2.asp>
11. Sklep BS, Sklep o ocenjevanju izgub iz kreditnega tveganje bank in hranilnic
<http://www.bsi.si/iskalniki/zakoni-in-predpisi.asp?txtKljucne=&blank=&selPodrocjeId=281&subPodrocja=I%9A%E8i&MapaId=132&blnCheck=False>
12. Slovaška centralna banka, internetne strani Slovaške centralne banke,
<http://www.nbs.sk/INDEXA.HTM>

11. PRILOGE

PRILOGA 1: PREVODI ANGLEŠKIH IZRAZOV	1
PRILOGA 2: PODATKI	2
Odkvisne spremenljivke	2
Pojasnjevalne spremenljivke vključene v enačbe.....	2
Časovne vrste ter opisne statistike odkvisnih in pojasnjevalnih spremenljivk.....	4
PRILOGA 3: REZULTATI TESTOV EKONOMETRIČNIH ENAČB – IZPISI IZ EVIEWSA	8
1. Posojila nebančnemu sektorju.....	8
2. Posojila prebivalstvu.....	15
3. Vloge nebančnega sektorja	21
4. Vloge prebivalstva	27

PRILOGA 1: PREVODI ANGLEŠKIH IZRAZOV

Asset demand theory – teorija povpraševanja po finančnih sredstvih
Backcasting – pretekle simulacije
Benchmark – merilo
Bottom-up approach – pristop od spodaj navzgor
Cointegration – kointegracija
Cointegration matrix – kointegracijska matrika
Cointegration rank – rang kointegracije
Cointegrating space – kointegracijski prostor
Cointegration vector – kointegracijski vektor
Contagion risk – tveganje okužbe
Credit boom – kreditni bum
Credit velocity – hitrost obračanja kreditov
Crowding-in – nadomeščanje posojil državi s posojili privatnemu sektorju
Descriptive statistics – opisna statistika (Statistični terminološki slovar)
Discretionary - diskrecijska
Distance to Default indicator – kazalec DD
Dummy variable – umetna spremenljivka (Statistični terminološki slovar)
Equilibrium error – napaka ravnotežja
Error correction model – model popravljanja napak oziroma ECM model
Error correction term – člen popravljanja napak
Granger representation theorem – Grangerjev reprezentacijski izrek
Initial undershooting – začetna podcenjenost
Kurtosis – sploščenost (Statistični terminološki slovar)
Maximum λ test – test maksimalne lastne vrednosti
Maximum likelihood estimate (MLE) – metoda maksimalnega verjetja
Non-discretionary – nediskrecijska
Normalize – normirati
Outlier – osamelec (Statistični terminološki slovar)
Overshooting – precenjenost
Random walk – slučajni sprehod (Statistični terminološki slovar)
Sensitivity stress test – stres test občutljivosti
Skewness – asimetrija (Statistični terminološki slovar)
Speed of adjustment parameter – koeficient prilagajanja
Spurious regression – umetna regresija (Statistični terminološki slovar)
Top-down approach – pristop od zgoraj navzdol
Trace test – test sledi
Undershooting – podcenjenost
White noise – beli šum (Statistični terminološki slovar)

PRILOGA 2: PODATKI

Za vse podatke so bile uporabljene časovne vrste dobljene neposredno v Banki Slovenije (BS 2006d). Pri naložbah v vzajemne sklade so podatki Banke Slovenije za obdobje pred letom 2000 dopolnjeni s podatki družbe, ki upravlja internetne strani www.vzajemci.com. Za časovne vrste so upoštevani podatki od prvega četrtertletja 1997 do prvega četrtertletja 2006 oziroma 37 opazovanj. Če ni eksplicitno navedeno drugače je valuta podatkov tolar, enota pa tisoč SIT.

Odvisne spremenljivke

- POSSKRM - posojila nebančnemu sektorju, deflacionirana z indeksom cen življenjskih potrebščin (CPI), četrtertletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtertletja.
- POS_PR_RM – posojila prebivalstvu, deflacionirana s CPI, četrtertletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtertletja.
- DEP_SK_RM – vloge nebančnega sektorja, deflacionirane s CPI, četrtertletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtertletja.
- DEP_PR_RM – vloge prebivalstva, deflacionirane s CPI, četrtertletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtertletja.

Nebančni sektor pri posojilih in vlogah vključuje nefinančne družbe, samostojne podjetnike, druge finančne organizacije, prebivalstvo, neprofitne izvajalce storitev gospodinjstvom, državo in tujino.

Pojasnjevalne spremenljivke vključene v enačbe

Spremenljivke gospodarske aktivnosti in prejemkov

- BDPR0QTC5 – desezoniran realni BDP, v stalnih cenah 2000, v mio SIT, osnovni podatki so na četrtertletni ravni.
- INDSKMTC5 – desezoniran indeks industrijske proizvodnje, bazni indeks na leto 2000, četrtertletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtertletja.
- OD_RM_TC – desezoniran obseg izplačane mase neto plač, deflacioniran s CPI, v mio SIT, četrtertletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtertletja.
- NTW_RM_TC – desezonirana povprečna mesečna neto plača v SIT, deflacionirana s CPI, četrtertletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtertletja.
- PREJPRES_RM_TC – desezoniran obseg celotnih prejemkov prebivalstva, poleg plač vključene tudi pokojnine in socialni prejemke, deflacioniran s CPI, v mio SIT, četrtertletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtertletja.

- PREJPREB_RM – obseg celotnih prejemkov prebivalstva, deflacioniran s CPI, v mio SIT, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.

Obrestne mere

- OMBADKRM – realna obrestna mera za dolgoročna posojila podjetjem, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.
- OMBSKGNM – nominalna obrestna mera za stanovanjska posojila prebivalstvu, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.
- TZ60OMNM – nominalna obrestna mera za 60 dnevne blagajniške zapise Banke Slovenije, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.
- OMBP1LNM – nominalna obrestna mera za vezane vloge nebančnega sektorja nad eno leto, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.
- OMBP3MNM – nominalna obrestna mera za vezane vloge nebančnega sektorja od 91 do 180 dni, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.

Spremenljivke plačilne bilance

- POSTUJRM – tok posojil podjetjem iz tujine, deflacioniran s CPI, v tisoč mrd SIT, četrtletni podatek kot vsota mesečnih podatkov posameznega četrtletja.
- TOK_VS – tok sredstev v vzajemne sklade, deflacioniran s CPI, v tisoč mrd SIT, četrtletni podatek kot vsota mesečnih podatkov posameznega četrtletja.

Druge pojasnjevalne spremenljivke

- BREZPM – registrirano število brezposelnih oseb, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.
- EURPM – povprečni tečaj Banke Slovenije za evro v tolarjih, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.
- VIRSREDRM – obseg obveznosti do tujih bank in vlog nebančnega sektorja, deflacioniran s CPI, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.
- ST_VS – obseg sredstev v vzajemnih skladih, deflacioniran s CPI, četrtletni podatek kot povprečje mesečnih podatkov posameznega četrtletja.

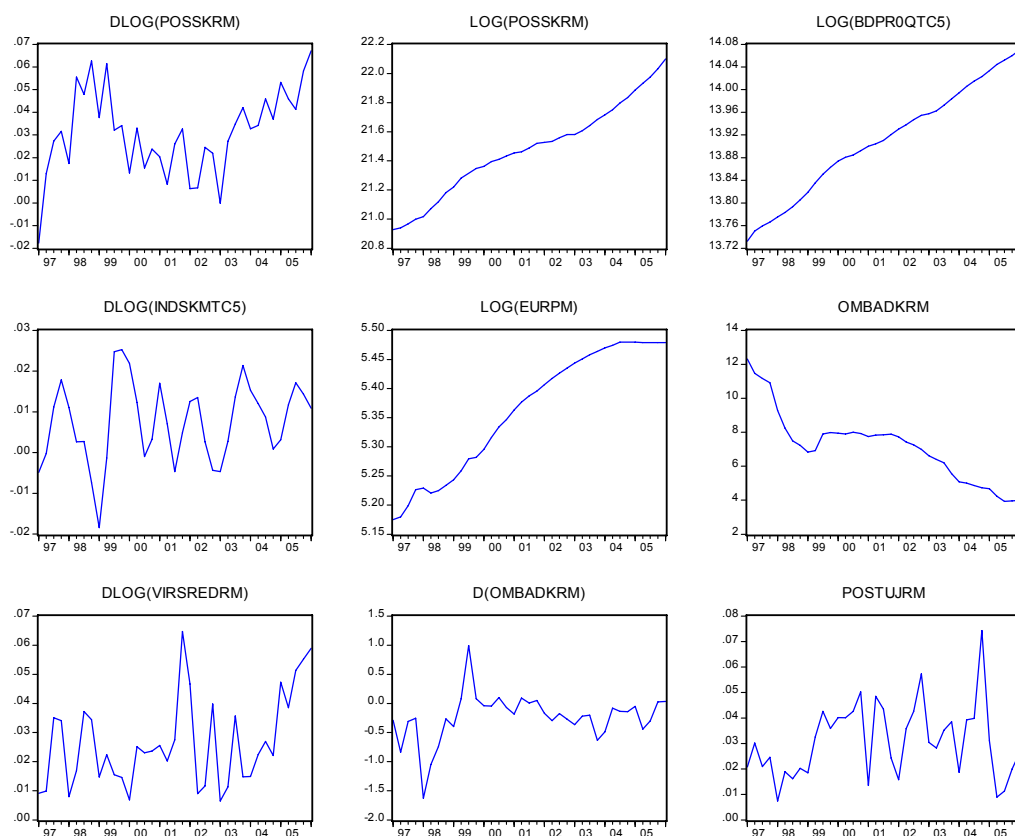
Umetne spremenljivke

- DL_POS_PR_RM_SF – sezonski faktorji za spremenljivko posojil prebivalstvu.
- DL_DEP_SK_RM5_SF – sezonski faktorji za spremenljivko vlog nebančnemu sektorju.
- D0Q1 – umetna spremenljivka za prvo četrtletje vsakega leta (1 za prvo četrtletje, 0 za ostala četrtletja); spremenljivka sezone
- D01Q4 – umetna spremenljivka za četrto četrtletje leta 2001; četrtletje pred uvedbo evro gotovine v EMU s 1. januarjem 2002
- D02Q1 – umetna spremenljivka za prvo četrtletje leta 2002; uvedba evro gotovine v EMU
- D05Q1 – umetna spremenljivka za prvo četrtletje leta 2005; močan porast vlog države

Časovne vrste ter opisne statistike odvisnih in pojasnjevalnih spremenljivk

- Enačba za posojila nebančnemu sektorju

Slika P1: Časovne vrste spremenljivk uporabljenih v enačbi



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

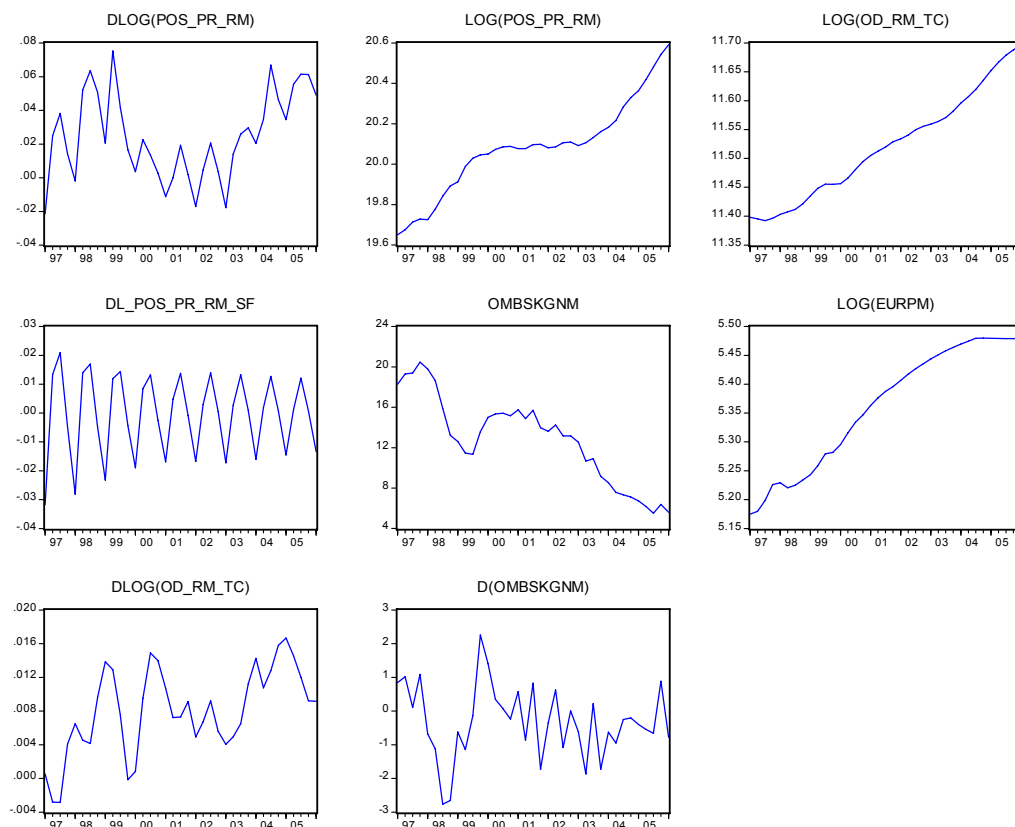
Tabela P1: Opisna statistika spremenljivk enačbe posojil nebančnemu sektorju

	Povprečje	Mediana	Maksimum	Minimum	Standardni odklon	Asimetrija	Sploščenost	Jarque-Bera
DLOG(POSSKRM)	0,0312	0,0326	0,0672	-0,0177	0,0187	-0,2038	2,9827	0,2566
LOG(POSSKRM)	21,4772	21,4882	22,1000	20,9273	0,3184	-0,0001	2,2623	0,8390
LOG(BDPR0QTC5)	13,9094	13,9101	14,0705	13,7326	0,0976	-0,1298	1,9509	1,8007
OMBADKRM	7,1742	7,4280	12,3073	3,9284	2,0893	0,4684	3,0831	1,3638
LOG(EURPM)	5,3613	5,3873	5,4798	5,1751	0,1058	-0,3467	1,6116	3,7132
DLOG(INDSKMTC5)	0,0075	0,0087	0,0253	-0,0184	0,0098	-0,2637	2,7813	0,5025
D(OMBADKRM)	-0,2326	-0,1831	0,9916	-1,6282	0,4060	-0,6897	7,1232	29,1423
DLOG(VIRSREDRM)	0,0265	0,0231	0,0647	0,0065	0,0157	0,7303	2,6551	3,4723
POSTUJRM	0,0310	0,0304	0,0744	0,0075	0,0144	0,6508	3,5899	3,1484

Vir: Eviews 5.0, lastni prikaz

- **Enačba za posojila prebivalstvu**

Slika P2: Časovne vrste spremenljivk uporabljenih v enačbi



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

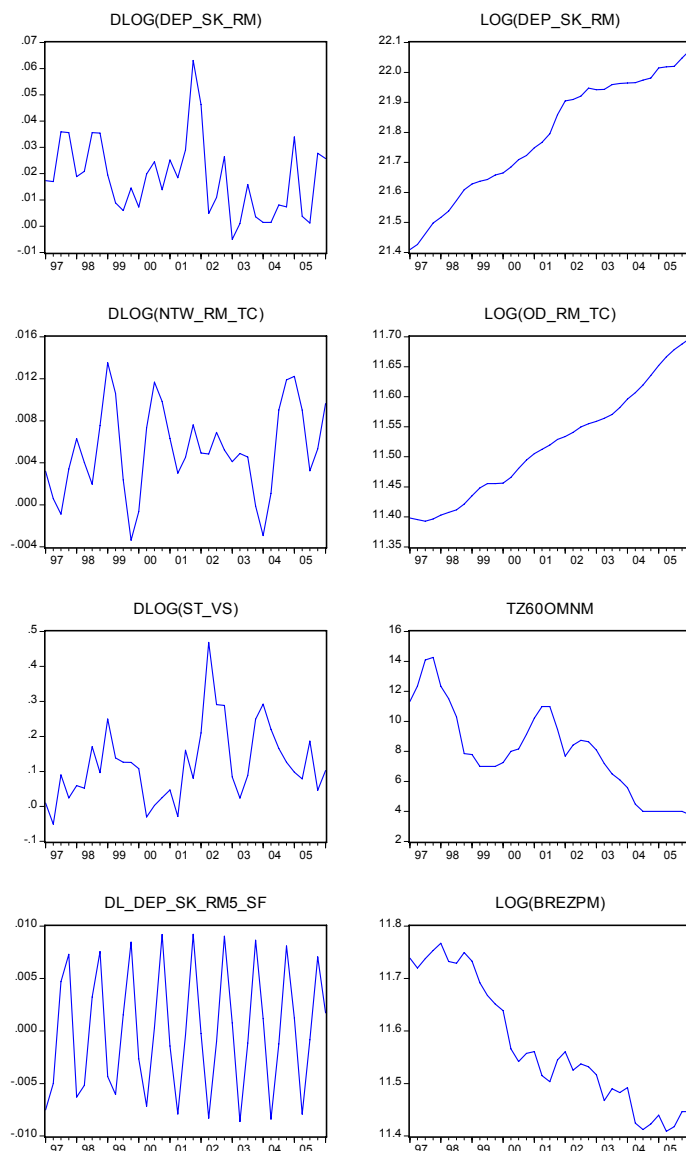
Tabela P2: Opisna statistika spremenljivk enačbe posojil prebivalstvu

	Standardni							
	Povprečje	Mediana	Maksimum	Minimum	odklon	Asimetrija	Sploščenost	Jarque-Bera
DLOG(POS_PR_RM)	0,0248	0,0207	0,0752	-0,0213	0,0257	0,1118	2,1411	1,2143
LOG(POS_PR_RM)	20,0787	20,0858	20,5913	19,6507	0,2317	0,1341	2,8677	0,1379
LOG(OD_RM_TC)	11,5211	11,5198	11,6971	11,3925	0,0933	0,2773	1,9725	2,1017
OMBSKGNM	12,8035	13,2369	20,4703	5,5130	4,3356	-0,1070	2,0731	1,3950
LOG(EURPM)	5,3613	5,3873	5,4798	5,1751	0,1058	-0,3467	1,6116	3,7132
DLOG(OD_RM_TC)	0,0081	0,0091	0,0167	-0,0029	0,0051	-0,3607	2,4882	1,2060
D(OMBSKGNM)	-0,3195	-0,3520	2,2578	-2,7673	1,0753	-0,1044	3,1678	0,1107

Vir: Eviews 5.0, lastni prikaz

- Enačba za vloge nebančnega sektorja

Slika P3: Časovne vrste spremenljivk uporabljenih v enačbi



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

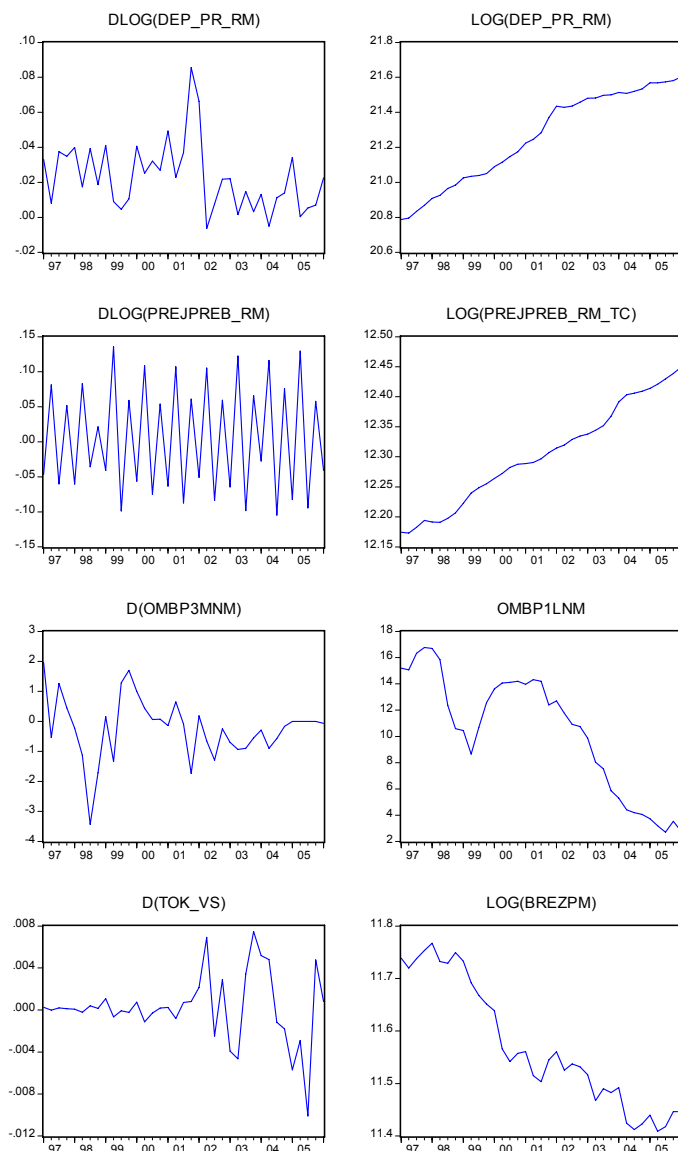
Tabela P3: Opisna statistika spremenljivk uporabljenih v enačbi vlog nebančnega sektorja

	Standardni							
	Povprečje	Mediana	Maksimum	Minimum	odklon	Asimetrija	Sploščenost	Jarque-Bera
DLOG(DEP_SK_RM)	0,0184	0,0173	0,0631	-0,0051	0,0146	0,8103	3,7079	4,8219
LOG(DEP_SK_RM)	21,7865	21,7957	22,0735	21,4093	0,1993	-0,3274	1,7853	2,9355
LOG(OD_RM_TC)	11,5211	11,5198	11,6971	11,3925	0,0933	0,2773	1,9725	2,1017
TZ60OMNM	8,0090	7,8485	14,2640	3,7814	2,9471	0,2863	2,3390	1,1792
LOG(BREZPM)	11,5709	11,5419	11,7672	11,4090	0,1189	0,3338	1,7016	3,2863
DLOG(NTW_RM_TC)	0,0052	0,0049	0,0135	-0,0034	0,0042	-0,0098	2,4587	0,4524
DLOG(ST_VS)	0,1210	0,0983	0,4690	-0,0508	0,1088	0,9609	4,1774	7,8317

Vir: Eviews 5.0, lastni prikaz

- **Enačba za vloge prebivalstva**

Slika P4: Časovne vrste spremenljivk uporabljenih v enačbi



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P4: Opisna statistika spremenljivk uporabljenih v enačbi vlog prebivalstva

	Standardni							
	Povprečje	Mediana	Maksimum	Minimum	odklon	Asimetrija	Sploščenost	Jarque-Bera
DLOG(DEP_PR_RM)	0,0229	0,0218	0,0856	-0,0063	0,0195	1,0297	4,4051	9,5821
LOG(DEP_PR_RM)	21,2585	21,2837	21,6035	20,7881	0,2674	-0,3019	1,6175	3,5087
LOG(PREJPRES_RM_TC)	12,3035	12,2966	12,4495	12,1730	0,0847	0,0699	1,8569	2,0445
OMB1LNM	10,3640	10,9234	16,7748	2,7139	4,5461	-0,3922	1,7984	3,1744
LOG(BREZPM)	11,5709	11,5419	11,7672	11,4090	0,1189	0,3338	1,7016	3,2863
DLOG(PREJPRES_RM)	0,0061	-0,0274	0,1360	-0,1047	0,0809	0,1462	1,4510	3,8309
D(OMB3MNM)	-0,2254	-0,1410	1,9676	-3,4320	1,0145	-0,4441	4,5964	5,1448
D(TOK_VS)	0,0002	0,0001	0,0075	-0,0101	0,0033	-0,3641	4,6890	5,2155

Vir: Eviews 5.0, lastni prikaz

PRILOGA 3: REZULTATI TESTOV EKONOMETRIČNIH ENAČB – IZPISI IZ EIEWSA

1. Posojila nebančnemu sektorju

POSSKRM – realen obseg posojil nebančnemu sektorju

BDPR0QTC5 – desezoniran realni BDP

OMBADKRM – realna obrestna mera za dolgoročna posojila podjetjem

EURPM – povprečni tečaj Banke Slovenije za evro

INDSKMTC5 – desezoniran bazni indeks industrijske proizvodnje

VIRSREDRM – realen obseg vlog nebančnega sektorja in obveznosti do tujih bank

POSTUJRM – realen tok posojil podjetjem iz tujine

INTEGRIRANOST ČASOVNIH VRST

Tabela P5: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena za spremenljivke enačbe posojil nebančnemu sektorju (v oglatih oklepajih so natančne verjetnosti)

	konstanta	konstanta in trend
log(posskrm)	0.984956 [0.9956]	-2.485987 [0.3328]
dlog(posskrm)	-2.919434 [0.0527]	-3.141089 [0.1121]
log(bdpr0qtc5)	-1.705571 [0.4202]	-1.702475 [0.7300]
dlog(bdpr0qtc5)	-4.699290 [0.0005]	-5.054451 [0.0012]
log(eurpm)	-1.759249 [0.3942]	0.968268 [0.9998]
dlog(eurpm)	-4.268099 [0.0018]	-4.636083 [0.0035]
ombadkrm	-2.187930 [0.2138]	-2.910731 [0.1709]
d(ombadkrm)	-3.450617 [0.0153]	-3.577497 [0.0457]
log(indskmtc5)	1.165371 [0.9973]	-1.442818 [0.8310]
dlog(indskmtc5)	-6.366373 [0.0000]	-5.151588 [0.0009]
log(virsredrm)	2.127222 [0.9999]	-1.089902 [0.9172]
dlog(virsredrm)	-3.458395 [0.0150]	-4.212689 [0.0104]
postujrm	-4.299498 [0.0016]	-4.344728 [0.0074]
KRITIČNE VREDNOSTI		
1%	konstanta -3.621023	konstanta in trend -4.226815
5%	-2.943427	-3.536601
10%	-2.610263	-3.200320

Vir: izpis iz EIEWSA 5.0, lastni prikaz

KOINTEGRACIJA

Tabela P6: Ocena dolgoročne enačbe

Dependent Variable: LOG(POSSKRM)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1997Q1 2006Q1				
Included observations: 37 after adjustments				
LOG(POSSKRM) =C(1)+C(2)*LOG(BDPR0QTC5)+C(3)*OMBADKRM +C(4)*LOG(EURPM)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-34.71234	2.34061	-14.83048	0.00000
C(2)	4.50586	0.22404	20.11212	0.00000
C(3)	-0.00078	0.00416	-0.18606	0.85350
C(4)	-1.20840	0.16352	-7.38981	0.00000
R-squared	0.99632	Mean dependent var		21.47720
Adjusted R-squared	0.99598	S.D. dependent var		0.31841
S.E. of regression	0.02018	Akaike info criterion		-4.86654
Sum squared resid	0.01344	Schwarz criterion		-4.69238
Log likelihood	94.03094	Durbin-Watson stat		0.79745

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P7: Augmented Dickey-Fuller test za residual dolgoročne enačbe

Tablica 2-7. Fragmented Disky - Ponder test za rezidual				
	konstanta			
		1997	1995	
RESIDUAL		-2.917466	-3.68622	
		[0.0535]	[0.0080]	
KRITIČNE VREDNOSTI				
	1%	-3.63290	-3.60099	-4.61*
	5%	-2.94840	-2.93500	-3.98*
	10%	-2.61287	-2.60584	-3.67*

*Engle, Yoo (1987)

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P8: Johansnov test sledi in test maksimalne lastne vrednosti

Sample: 1997Q1 2006Q1				
Included observations: 37				
Trend assumption: No deterministic trend				
Series: LOG(POS_SK_RM) LOG(BDPR0QTC5) OMBADKRM LOG(EURPM)				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.54522	53.70229	40.17493	0.00130
At most 1 *	0.45365	24.54854	24.27596	0.04620
At most 2	0.05116	2.18246	12.32090	0.93560
At most 3	0.00645	0.23956	4.12991	0.68310
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.54522	29.15375	24.15921	0.00970
At most 1 *	0.45365	22.36609	17.79730	0.00960
At most 2	0.05116	1.94290	11.22480	0.92900
At most 3	0.00645	0.23956	4.12991	0.68310
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

STACIONARNOST ECM ČLENA

Tabela P9: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena za ECM člen

	konstanta
ECM člen	-3.106917
	[0.0347]
KRITIČNE VREDNOSTI	
1%	-3.621023
5%	-2.943427
10%	-2.610263

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

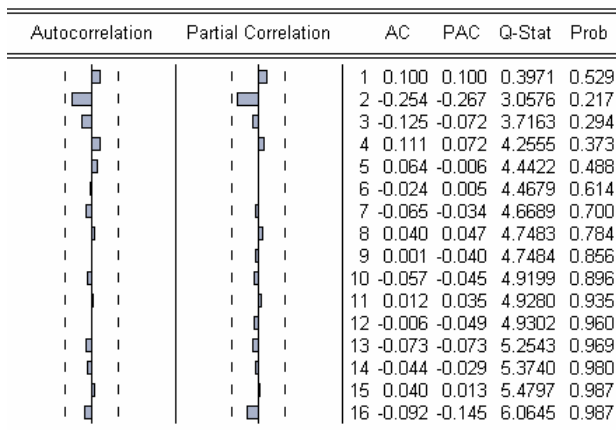
AVTOKORELACIJA

Slika P5: Korelogram

Date: 08/29/06 Time: 10:26

Sample: 1997Q1 2006Q1

Included observations: 37



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P10: Breusch-Godfrey LM test

F-statistic	0.793424	Probability	0.541048	
Obs*R-squared	4.321337	Probability	0.364261	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.11947	0.65427	-0.18261	0.85660
C(2)	-0.00095	0.01832	-0.05162	0.95930
C(3)	0.08991	0.57036	0.15763	0.87610
C(4)	-0.00007	0.00793	-0.00913	0.99280
C(5)	0.06305	0.15958	0.39512	0.69620
C(6)	-0.00130	0.00393	-0.33071	0.74370
C(7)	-0.00657	0.10135	-0.06486	0.94880
C(8)	0.02046	0.10018	0.20428	0.83990
C(9)	0.00449	0.12181	0.03687	0.97090
RESID(-1)	0.10425	0.28240	0.36917	0.71520
RESID(-2)	-0.31218	0.24036	-1.29882	0.20630
RESID(-3)	-0.12109	0.22851	-0.52992	0.60100
RESID(-4)	0.10830	0.24509	0.44189	0.66250
R-squared	0.11679	Mean dependent var	1.17E-10	
Adjusted R-squared	-0.32481	S.D. dependent var	0.00607	
S.E. of regression	0.00699	Akaike info criterion	-6.82022	
Sum squared resid	0.00117	Schwarz criterion	-6.25422	
Log likelihood	139.17410	Durbin-Watson stat	1.95167	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

HETEROSKEDASTIČNOST

Tabela P11: White test

F-statistic	0.486762	Probability	0.936772	
Obs*R-squared	16.03577	Probability	0.814107	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Sample: 1997Q1 2006Q1				
Included observations: 37				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006129	0.023525	-0.26053	0.79820
POSSKRM(-1)	5.30E-13	2.99E-12	0.17746	0.86170
POSSKRM(-1)^2	-7.37E-23	6.31E-22	-0.11678	0.90870
BDPR0QTC5(-1)	3.63E-08	4.21E-08	0.86085	0.40380
BDPR0QTC5(-1)^2	-1.87E-14	2.04E-14	-0.91944	0.37340
EURPM(-1)	-7.20E-05	0.000132	-0.54562	0.59390
EURPM(-1)^2	1.80E-07	3.20E-07	0.56251	0.58270
OMBADKRM(-1)	0.000299	0.000284	1.05463	0.30950
OMBADKRM(-1)^2	-1.47E-05	1.56E-05	-0.94175	0.36230
INDSKMTC5	0.000491	0.0005	0.98116	0.34320
INDSKMTC5^2	-2.75E-06	2.78E-06	-0.99143	0.33830
INDSKMTC5(-1)	-0.000598	0.000476	-1.25621	0.22960
INDSKMTC5(-1)^2	3.45E-06	2.70E-06	1.27421	0.22330
OMBADKRM	-0.000408	0.000377	-1.08125	0.29790
OMBADKRM^2	2.15E-05	2.04E-05	1.05340	0.31000
VIRSREDRM	-1.26E-12	1.99E-12	-0.63316	0.53680
VIRSREDRM^2	2.16E-22	2.67E-22	0.81021	0.43140
VIRSREDRM(-1)	1.06E-12	2.91E-12	0.36368	0.72150
VIRSREDRM(-1)^2	-1.82E-22	4.07E-22	-0.44653	0.66200
POSTUJRM(-3)	0.00155	0.003455	0.44865	0.66060
POSTUJRM(-3)^2	-0.005382	0.043367	-0.12409	0.90300
POSSKRM(-2)	-1.06E-13	2.43E-12	-0.04386	0.96560
POSSKRM(-2)^2	3.60E-23	5.73E-22	0.06274	0.95090
R-squared	0.43340	Mean dependent var	3.58E-05	
Adjusted R-squared	-0.45697	S.D. dependent var	4.23E-05	
S.E. of regression	5.10E-05	Akaike info criterion	-16.65653	
Sum squared resid	3.65E-08	Schwarz criterion	-15.65515	
Log likelihood	331.14580	F-statistic	0.48676	
Durbin-Watson stat	2.56640	Prob(F-statistic)	0.93677	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

MULTIKOLINEARNOST

ps2=LOG(POSSKRM(-1)) ps3=LOG(BDPR0QTC5(-1))

ps4=LOG(EURPM(-1)) ps5=OMBADKRM(-1)

ps_ecm = LOG(POSSKRM(-1))-2,771533*LOG(BDPR0QTC5(-1)) +0,132622*OMBADKRM(-1)
+1,638911*LOG(EURPM(-1))

ps6=DLOG(INDSKMTC5(-)) ps7=D(OMBADKRM(-))

ps8=DLOG(VIRSREDRM()) ps9=POSTUJRM(-3)

ps10=DLOG(POSSKRM(-1))

Tabela P12: Korelacijski koeficienti

	PS2	PS3	PS4	PS5	PS_ECM	PS6	PS7	PS8	PS9
PS2	1	0.9948	0.9616	-0.9103	-0.3717	0.2231	0.3167	0.4290	0.3957
PS3	0.9948	1	0.9809	-0.9025	-0.3535	0.2248	0.2784	0.4021	0.4225
PS4	0.9616	0.9809	1	-0.8450	-0.2494	0.1855	0.2057	0.3379	0.4410
PS5	-0.9103	-0.9025	-0.8450	1	0.7154	-0.1575	-0.3604	-0.3940	-0.2907
PS_ECM	-0.3717	-0.3535	-0.2494	0.7154	1	-0.0322	-0.3155	-0.2119	0.0127
PS6	0.2231	0.2248	0.1855	-0.1575	-0.0322	1	0.1862	0.0699	0.2951
PS7	0.3167	0.2784	0.2057	-0.3604	-0.3155	0.1862	1	0.2220	0.0320
PS8	0.4290	0.4021	0.3379	-0.3940	-0.2119	0.0699	0.2220	1	0.1069
PS9	0.3957	0.4225	0.4410	-0.2907	0.0127	0.2951	0.0320	0.1069	1

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

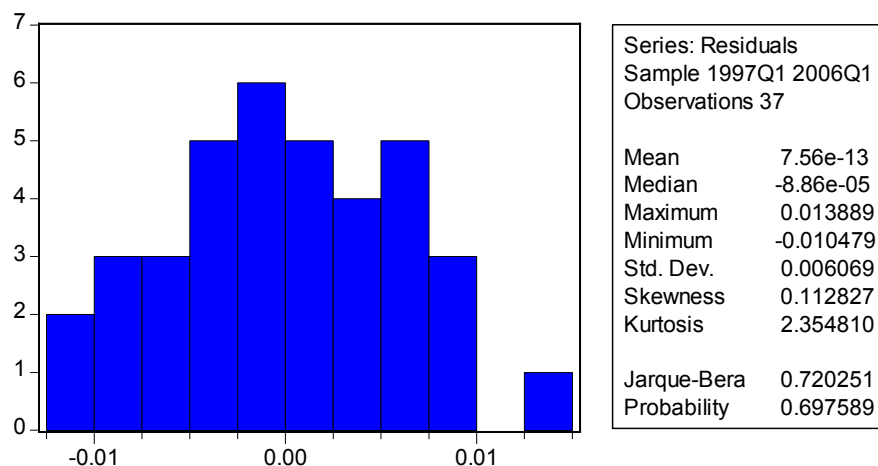
Tabela P13: VIF faktorji

Odvizna	R ²	VIF
PS_ECM	0.63091	2.70938
PS6	0.18124	1.22136
PS7	0.17796	1.21649
PS8	0.20624	1.25983
PS9	0.18541	1.22761
PS10	0.66240	2.96207

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

NORMALNA PORAZDELITEV RESIDUALOV

Slika P6: Opisna statistika residualov in Jarque-Bera test



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

STACIONARNOST RESIDUALA

Tabela P14: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena

	konstanta	konstanta in trend
RES_POSSKR	-4.969793	-4.888657
	[0.0003]	[0.0019]
KRITIČNE VREDNOSTI		
1%	-3.632900	-4.243644
5%	-2.948404	-3.544284
10%	-2.612874	-3.204699

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

WALD TEST

Tabela P15: Wald test za koeficient pri DLOG(VIRSREDRM) je 1

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	17.04047	(1, 28)	0.0003
Chi-square	17.04047	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(7)	-0.368992	0.089387

Restrictions are linear in coefficients.

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

2. Posojila prebivalstvu

POS_PR_RM – realen obseg posojil prebivalstvu

OD_RM_TC – realen desezoniran obseg mase plač

EURPM – povprečni tečaj Banke Slovenije za evro

OMBSKGNM – nominalna obrestna mera za stanovanjska posojila prebivalstvu

DL_POS_PR_RM_SF – sezonski faktorji

INTEGRIRANOST ČASOVNIH VRST

Tabela P16: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena za spremenljivke enačbe posojil prebivalstvu (v oglatih oklepajih so natančne verjetnosti)

	konstanta	konstanta in trend
log(pos_pr_rm)	0.939816 [0.9950]	-2.618078 [0.2751]
dlog(pos_pr_rm)	-3.299965 [0.0223]	-3.264480 [0.0885]
log(od_rm_tc)	2.379748 [0.9999]	-1.050999 [0.9235]
dlog(od_rm_tc)	-4.421898 [0.0012]	-5.372430 [0.0005]
log(eurpm)	-1.991776 [0.2890]	-0.326073 [0.9867]
dlog(eurpm)	-3.367977 [0.0189]	-3.975377 [0.0187]
ombskgnm	-0.328018 [0.9108]	-2.527976 [0.3137]
d(ombskgnm)	-4.371308 [0.0014]	-4.316874 [0.0082]
KRITIČNE VREDNOSTI		
1%	konstanta -3.626784	konstanta in trend -4.234972
5%	-2.945842	-3.540328
10%	-2.611531	-3.202445

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

KOINTEGRACIJA

Tabela P17: Ocena dolgoročne enačbe

Dependent Variable: LOG(POS_PR_RM)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1997Q1 2006Q1				
Included observations: 37 after adjustments				
LOG(POS_PR_RM)= C(3)*LOG(OD_RM_TC)+C(4)*OMBSKGNM +(1-C(3)-C(4))*LOG(EURPM)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(3)	2.42439	0.00482	503.16500	0.00000
C(4)	-0.02911	0.00344	-8.45995	0.00000
R-squared	0.84926	Mean dependent var	20.07873	
Adjusted R-squared	0.84495	S.D. dependent var	0.23168	
S.E. of regression	0.09123	Akaike info criterion	-1.89842	
Sum squared resid	0.29128	Schwarz criterion	-1.81134	
Log likelihood	37.12075	Durbin-Watson stat	0.18751	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P18: Augmented Dickey-Fuller test za residual dolgoročne enačbe

konstanta			
	1997	1995	
RESIDUAL	-2.757732	-7.526923	
	[0.0745]	[0.0000]	
KRITIČNE VREDNOSTI			
1%	-3.62678	-3.59246	-4.61*
5%	-2.94584	-2.93140	-3.98*
10%	-2.61153	-2.60394	-3.67*

*Engle, Yoo (1987)

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P19: Johansnov test sledi in test maksimalne lastne vrednosti

Sample: 1997Q2 2006Q1				
Included observations: 36				
Trend assumption: No deterministic trend				
Series: LOG(POS_PR_RM) LOG(OD_RM_TC) LOG(EURPM) OMBSKGNM				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.61277	66.68077	40.17493	0.00000
At most 1 *	0.43532	32.52631	24.27596	0.00370
At most 2	0.21306	11.95258	12.32090	0.05760
At most 3	0.08828	3.32705	4.12991	0.08080
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.61277	34.15446	24.15921	0.00160
At most 1 *	0.43532	20.57373	17.79730	0.01860
At most 2	0.21306	8.62553	11.22480	0.13830
At most 3	0.08828	3.32705	4.12991	0.08080
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

STACIONARNOST ECM ČLENA

Tabela P20: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena za ECM člen

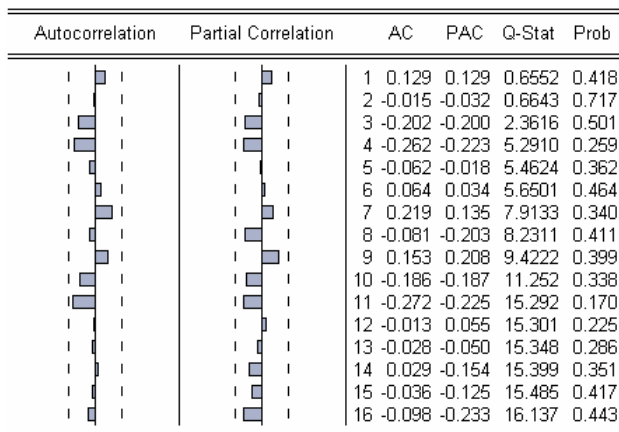
	konstanta
ECM člen	-2.710528
	[0.0821]
KRITIČNE VREDNOSTI	
1%	-3.626784
5%	-2.945842
10%	-2.611531

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

AVTOKORELACIJA

Slika P7: Korelogram

Date: 08/25/06 Time: 09:53
Sample: 1997Q2 2006Q1
Included observations: 36



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P21: Breusch-Godfrey LM test

F-statistic	1.188178	Probability	0.340267	
Obs*R-squared	5.750657	Probability	0.218559	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.32887	0.47411	-0.69366	0.49430
C(2)	-0.00889	0.02488	-0.35737	0.72380
C(3)	-0.23101	1.77028	-0.13049	0.89720
C(4)	-0.00288	0.01130	-0.25496	0.80080
C(21)	0.01810	0.13029	0.13895	0.89060
C(15)	0.51186	0.55257	0.92633	0.36310
C(16)	0.00011	0.00197	0.05776	0.95440
RESID(-1)	-0.00631	0.24090	-0.02621	0.97930
RESID(-2)	-0.07502	0.21078	-0.35592	0.72490
RESID(-3)	-0.31004	0.22215	-1.39566	0.17510
RESID(-4)	-0.37226	0.22991	-1.61920	0.11800
R-squared	0.15974	Mean dependent var	9.47E-13	
Adjusted R-squared	-0.176363	S.D. dependent var	0.008852	
S.E. of regression	0.009601	Akaike info criterion	-6.207454	
Sum squared resid	0.002304	Schwarz criterion	-5.723601	
Log likelihood	122.734200	Durbin-Watson stat	1.873654	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

HETEROSKEDASTIČNOST

Tabela P22: White test

F-statistic	1.184827	Probability	0.353054	
Obs*R-squared	15.88697	Probability	0.320325	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Sample: 1997Q2 2006Q1				
Included observations: 36				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020904	0.016224	-1.28850	0.21160
POS_PR_RM(-1)	-5.94E-12	5.80E-12	-1.02336	0.31780
POS_PR_RM(-1)^2	4.35E-21	4.79E-21	0.90864	0.37390
OD_RM_TC(-1)	5.95E-07	7.63E-07	0.77940	0.44440
OD_RM_TC(-1)^2	-2.72E-12	3.94E-12	-0.69180	0.49660
EURPM(-1)	8.00E-05	0.000123	0.64811	0.52390
EURPM(-1)^2	-2.07E-07	2.83E-07	-0.73187	0.47230
OMBSKGNM(-1)	-0.000139	0.000106	-1.31000	0.20430
OMBSKGNM(-1)^2	4.65E-06	3.97E-06	1.17150	0.25450
DL_POS_PR_RM_SF	0.001782	0.00164	1.08652	0.28960
DL_POS_PR_RM_SF^2	0.076816	0.122847	0.62530	0.53850
OD_RM_TC	-2.84E-07	8.74E-07	-0.32543	0.74810
OD_RM_TC^2	1.27E-12	4.39E-12	0.28818	0.77600
OMBSKGNM	-1.63E-06	9.97E-05	-0.01635	0.98710
OMBSKGNM^2	-4.17E-07	3.24E-06	-0.12873	0.89880
R-squared	0.441305	Mean dependent var	7.62E-05	
Adjusted R-squared	0.068841	S.D. dependent var	9.95E-05	
S.E. of regression	9.60E-05	Akaike info criterion	-15.36999	
Sum squared resid	1.94E-07	Schwarz criterion	-14.71020	
Log likelihood	291.659900	F-statistic	1.18483	
Durbin-Watson stat	2.578834	Prob(F-statistic)	0.35305	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

MULTIKOLINEARNOST

$$PR_ECM = LOG(POS_PR_RM(-1)) - 6.187525 * LOG(OD_RM_TC(-1)) + 0.055726 * OMBSKGNM(-1) + 5.131799 * LOG(EURPM(-1))$$

PR2=dl_pos_pr_rm_sf

PR3=dlog(od_rm_tc)

PR4=d(ombskgnm)

Tabela P23: Korelacijski koeficienti

	PR_ECM	PR2	PR3	PR4
PR_ECM	1	-0.0900	-0.0248	-0.1337
PR2	-0.0900	1	-0.1439	-0.0761
PR3	-0.0248	-0.1439	1	-0.3055
PR4	-0.1337	-0.0761	-0.3055	1

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

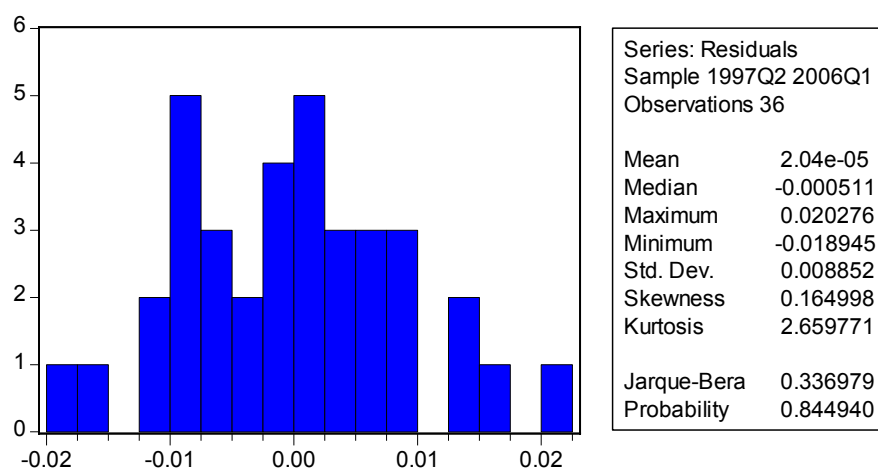
Tabela P24: VIF faktorji

Odvisna	R ²	VIF
PR_ECM	0.03569	1.03701
PR2	0.04950	1.05208
PR3	0.12844	1.14736
PR4	0.13159	1.15153

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

NORMALNA PORAZDELITEV RESIDUALOV

Slika P8: Opisna statistika residualov in Jarque-Bera test



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

STACIONARNOST RESIDUALA

Tabela P25: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena

	konstanta	konstanta in trend
RES_POS_PR_RM	-5.409002	-5.370773
	[0.0001]	[0.0005]
KRITIČNE VREDNOSTI		
1%	-3.632900	-4.243644
5%	-2.948404	-3.544284
10%	-2.612874	-3.204699

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

3. Vloge nebančnega sektorja

DEP_SK_RM – realen obseg vlog nebančnega sektorja

OD_RM_TC – realen desezoniran obseg mase plač

NTW_RM_TC – desezonirana realna povprečna neto plača

BREZPM – registrirano število brezposelnih

TZ60OMNM – nominalna obrestna mera za 60 dnevne TBZ

ST_VS – realen obseg sredstev vloženih v vzajemne sklade

DL_DEP_SK_RM_SF - sezonski faktorji

D01Q4, D02Q1 - umetni spremenljivki za uvedbo evro gotovine za četrto četrletje 2001 in prvo četrletje 2002

D05Q1 - umetna spremenljivka za precejšen porast vlog države v prvem četrletju leta 2005

INTEGRIRANOST ČASOVNIH VRST

Tabela P26: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena za spremenljivke enačbe vlog nebančnega sektorja (v oglatih oklepajih so natančne verjetnosti)

	konstanta	konstanta in trend
LOG(DEP_SK_RM)	-1.078438 [0.7140]	-1.580046 [0.7817]
DLOG(DEP_SK_RM)	-4.298432 [0.0016]	-4.350472 [0.0073]
LOG(OD_RM_TC)	3.022117 [1.0000]	-1.284922 [0.8762]
DLOG(OD_RM_TC)	-4.636599 [0.0006]	-6.207582 [0.0000]
TZ60OMNM	-0.786009 [0.8114]	-2.911256 [0.1707]
D(TZ60OMNM)	-5.311436 [0.0001]	-5.299922 [0.0006]
LOG(BREZPM)	-1.234096 [0.6492]	-2.256993 [0.4458]
DLOG(BREZPM)	-5.710392 [0.0000]	-5.570004 [0.0003]
LOG(NTW_RM_TC)	-0.424734 [0.8944]	-1.915398 [0.6264]
DLOG(NTW_RM_TC)	-3.482746 [0.0141]	-3.446016 [0.0607]
LOG(ST_VS)	0.306420 [0.9755]	-2.28147 [0.4331]
DLOG(ST_VS)	-3.405839 [0.0171]	-3.432063 [0.0625]
KRITIČNE VREDNOSTI		
1%	-3.621023	-4.226815
5%	-2.943427	-3.536601
10%	-2.610263	-3.200320

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

KOINTEGRACIJA

Tabela P27: Ocena dolgoročne enačbe

Dependent Variable: LOG(DEP_SK_RM)				
Method: Least Squares				
Sample: 1997Q1 2006Q1				
Included observations: 37				
LOG(DEP_SK_RM) = C(1)+C(2)*LOG(OD_RM_TC)				
+C(3)*TZ60OMNM(-2) +(1-C(2)-C(3))*LOG(BREZPM)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	10.33388	0.02028	509.49760	0.00000
C(2)	1.60652	0.06599	24.34407	0.00000
C(3)	0.01204	0.00498	2.41887	0.02110
R-squared	0.94118	Mean dependent var	21.78647	
Adjusted R-squared	0.93772	S.D. dependent var	0.19934	
S.E. of regression	0.04975	Akaike info criterion	-3.08614	
Sum squared resid	0.08414	Schwarz criterion	-2.95552	
Log likelihood	60.09357	Durbin-Watson stat	0.33465	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P28: Augmented Dickey-Fuller test za residual dolgoročne enačbe

	konstanta		
	1997	1995	
RESIDUAL	-3.025238	-3.818161	
	[0.0432]	[0.0059]	
KRITIČNE VREDNOSTI			
1%	-3.65373	-3.615588	-4.61*
5%	-2.95711	-2.941145	-3.98*
10%	-2.61743	-2.609066	-3.67*

*Engle, Yoo (1987)

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P29: Johansnov test sledi in test maksimalne lastne vrednosti

Sample: 1997Q1 2006Q1				
Included observations: 37				
Trend assumption: No deterministic trend				
Series: LOG(DEP_SK_RM) LOG(OD_RM_TC) TZ60OMNM(-2) LOG(BREZPM)				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.58205	56.54247	40.17493	0.00050
At most 1	0.33475	24.26384	24.27596	0.05020
At most 2	0.14775	9.18322	12.32090	0.15860
At most 3	0.08453	3.26786	4.12991	0.08370
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.58205	32.27863	24.15921	0.00320
At most 1	0.33475	15.08062	17.79730	0.12240
At most 2	0.14775	5.91536	11.22480	0.35940
At most 3	0.08453	3.26786	4.12991	0.08370
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

STACIONARNOST ECM ČLENA

Tabela P30: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena za ECM člen

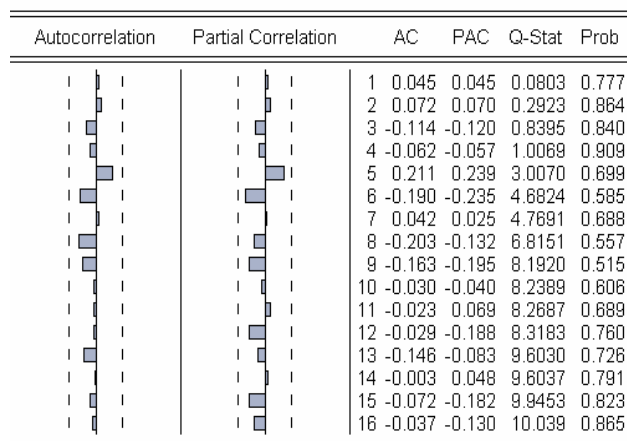
	konstanta
ECM člen	-2.859497
	[0.0599]
KRITIČNE VREDNOSTI	
1%	-3.621023
5%	-2.943427
10%	-2.610263

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

AVTOKORELACIJA

Slika P9: Korelogram

Date: 11/02/06 Time: 18:54
Sample: 1997Q1 2006Q1
Included observations: 37



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P31: Breusch-Godfrey LM test

F-statistic	0.247345	Probability	0.908177	
Obs*R-squared	1.592347	Probability	0.810167	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.06700	0.27363	-0.24488	0.80880
C(2)	0.00657	0.02664	0.24655	0.80750
C(3)	0.01111	0.20554	0.05406	0.95740
C(4)	0.00453	0.02560	0.17706	0.86110
C(5)	-0.19231	0.39349	-0.48874	0.62990
C(6)	-0.00017	0.01178	-0.01420	0.98880
C(7)	-0.00128	0.00645	-0.19780	0.84500
C(8)	0.00187	0.00870	0.21548	0.83140
C(9)	0.00389	0.24379	0.01597	0.98740
C(10)	-0.00059	0.12225	-0.00485	0.99620
C(11)	0.02822	0.09794	0.28813	0.77590
RESID(-1)	0.11139	0.28780	0.38703	0.70250
RESID(-2)	0.11769	0.28260	0.41645	0.68110
RESID(-3)	-0.18094	0.26641	-0.67918	0.50410
RESID(-4)	-0.14655	0.26836	-0.54608	0.59050
R-squared	0.043036	Mean dependent var	1.10E-13	
Adjusted R-squared	-0.565940	S.D. dependent var	0.005664	
S.E. of regression	0.007088	Akaike info criterion	-6.769959	
Sum squared resid	0.001105	Schwarz criterion	-6.116884	
Log likelihood	140.2442	Durbin-Watson stat	1.942889	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

HETEROSKEDASTIČNOST

Tabela P32: White test

F-statistic	0.51307	Probability	0.912894	
Obs*R-squared	22.42854	Probability	0.715296	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.096821	0.120111	-0.80609	0.44100
DEP_SK_RM(-1)	-3.82E-12	6.19E-12	-0.61658	0.55280
DEP_SK_RM(-1)^2	5.96E-22	1.03E-21	0.57880	0.57690
OD_RM_TC(-1)	-5.79E-07	8.31E-07	-0.69699	0.50340
OD_RM_TC(-1)^2	2.65E-12	3.85E-12	0.68873	0.50840
TZ60OMNM(-3)	8.61E-05	7.80E-05	1.10438	0.29810
TZ60OMNM(-3)^2	-3.26E-06	2.87E-06	-1.13663	0.28510
BREZPM(-1)	3.07E-08	1.03E-07	0.29886	0.77180
BREZPM(-1)^2	-1.81E-13	4.56E-13	-0.39628	0.70110
NTW_RM_TC	4.77E-07	8.71E-07	0.54817	0.59690
NTW_RM_TC^2	-1.55E-12	2.74E-12	-0.56532	0.58570
NTW_RM_TC(-1)	1.15E-06	1.49E-06	0.77082	0.46060
NTW_RM_TC(-1)^2	-3.51E-12	4.52E-12	-0.77553	0.45790
ST_VS(-3)	-2.36E-11	2.33E-11	-1.01584	0.33620
ST_VS(-3)^2	1.56E-19	1.45E-19	1.07103	0.31200
ST_VS(-4)	1.94E-11	1.87E-11	1.03586	0.32730
ST_VS(-4)^2	-1.47E-19	1.31E-19	-1.11708	0.29290
D01Q4	-4.09E-05	7.09E-05	-0.57740	0.57780
D02Q1	-2.66E-05	7.40E-05	-0.35972	0.72740
D05Q1	-2.49E-05	0.000103	-0.24040	0.81540
DL_DEP_SK_RM5_SF	-0.000652	0.004125	-0.15796	0.87800
DL_DEP_SK_RM5_SF^2	0.293907	0.403334	0.72869	0.48470
DEP_SK_RM(-2)	4.77E-12	5.47E-12	0.87160	0.40610
DEP_SK_RM(-2)^2	-6.88E-22	7.98E-22	-0.86172	0.41120
DEP_SK_RM(-3)	-4.73E-12	4.00E-12	-1.18372	0.26680
DEP_SK_RM(-3)^2	7.09E-22	5.97E-22	1.18777	0.26530
DEP_SK_RM(-4)	2.24E-13	3.92E-12	0.05712	0.95570
DEP_SK_RM(-4)^2	1.30E-22	6.33E-22	0.20535	0.84190
R-squared	0.606177	Mean dependent var	3.12E-05	
Adjusted R-squared	-0.575293	S.D. dependent var	3.63E-05	
S.E. of regression	4.56E-05	Akaike info criterion	-17.05431	
Sum squared resid	1.87E-08	Schwarz criterion	-15.83524	
Log likelihood	343.5048	F-statistic	0.51307	
Durbin-Watson stat	2.683918	Prob(F-statistic)	0.912894	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

MULTIKOLINEARNOST

$ds_ecm = (LOG(DEP_SK_RM(-1)) - 1.415735 * LOG(OD_RM_TC(-1)))$
 $- 0.033651 * TZ60OMNM(-3) + 0.449385 * LOG(BREZPM(-1))$ $ds4 = dl_dep_sk_rm5_sf$
 $ds2 = dlog(ntw_rm_tc)$ $ds5 = dlog(dep_sk_rm(-2))$
 $ds3 = dlog(st_vs(-3))$ $ds6 = dlog(dep_sk_rm(-3))$

Tabela P33: Korelacijski koeficienti

	DS_ECM	DS2	DS3	DS4	DS5	DS6
DS_ECM	1	0.1774	0.2180	0.1234	-0.5244	-0.4716
DS2	0.1774	1	0.1543	-0.0429	-0.0080	-0.1629
DS3	0.2180	0.1543	1	-0.0454	-0.2401	-0.1903
DS4	0.1234	-0.0429	-0.0454	1	-0.4338	-0.0625
DS5	-0.5244	-0.0080	-0.2401	-0.4338	1	0.4685
DS6	-0.4716	-0.1629	-0.1903	-0.0625	0.4685	1

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

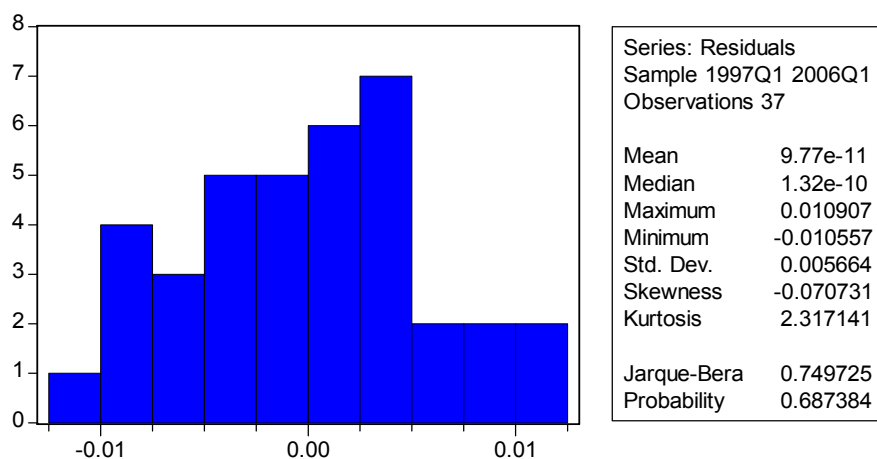
Tabela P34: VIF faktorji

Odkisna	R ²	VIF
DS_ECM	0.36377	1.57176
DS2	0.07354	1.07938
DS3	0.10987	1.12343
DS4	0.23765	1.31174
DS5	0.50277	2.01116
DS6	0.31581	1.46158

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

NORMALNA PORAZDELITEV RESIDUALOV

Slika P10: Opisna statistika residualov in Jarque-Bera test



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

STACIONARNOST RESIDUALA

Tabela P35: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena

	konstanta	konstanta in trend
RES_DEP_SK_RM	-5.420006	-5.330655
	[0.0001]	[0.0006]
KRITIČNE VREDNOSTI		
1% level	-3.626784	-4.234972
5% level	-2.945842	-3.540328
10% level	-2.611531	-3.202445

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

4. Vloge prebivalstva

DEP_PR_RM – realen obseg vlog prebivalstva

PREJPREB_RM – realen obseg prejemkov prebivalstva

PREJPREB_RM_TC – realen desezoniran obseg prejemkov prebivalstva

OMBP1LNM – nominalna obrestna mera za tolarske vloge vezane nad 1 leto

OMBP3MNM – nominalna obrestna mera za tolarske vloge vezane od 91 do 180 dni

BREZPM – registrirano število brezposelnih

TOK_VS – realen tok sredstev v vzajemne sklade

D01Q4, D02Q1 – umetni spremenljivki za četrto četrletje 2001 in prvo četrletje 2002 za uvedbo evro gotovine

D0Q1 – umetna spremenljivka za sezono (1 za prvo četrletje, 0 za ostala četrletja)

INTEGRIRANOST ČASOVNIH VRST

Tabela P36: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena za spremenljivke enačbe vlog prebivalstva (v oglatih oklepajih so natančne verjetnosti)

	konstanta	konstanta in trend
LOG(DEP_PR_RM)	-2.106067 [0.2435]	-0.372249 [0.9850]
DLOG(DEP_PR_RM)	-4.279105 [0.0017]	-4.592938 [0.0039]
LOG(PREJPREB_RM_TC)	0.741324 [0.9915]	-2.235653 [0.4569]
DLOG(PREJPREB_RM_TC)	-6.238028 [0.0000]	-6.251961 [0.0000]
OMBP1LNM	0.098878 [0.9614]	-1.888144 [0.6404]
D(OMBP1LNM)	-5.609894 [0.0000]	-5.709796 [0.0002]
LOG(BREZPM)	-1.234096 [0.6492]	-2.256993 [0.4458]
DLOG(BREZPM)	-5.710392 [0.0000]	-5.570004 [0.0003]
LOG(PREJPREB_RM)	-0.204902 [0.9291]	-2.067944 [0.5460]
DLOG(PREJPREB_RM)	-14.51941 [0.0000]	-14.2975 [0.0000]
OMBP3MNM	-0.304633 [0.9147]	-1.909671 [0.6294]
D(OMBP3MNM)	-5.674697 [0.0000]	-5.64798 [0.0002]
TOK_VS	-1.556878 [0.4941]	-1.895665 [0.6366]
D(TOK_VS)	-4.844178 [0.0004]	-4.783783 [0.0024]
KRITIČNE VREDNOSTI		
1%	-3.621023	-4.226815
5%	-2.943427	-3.536601
10%	-2.610263	-3.200320

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

KOINTEGRACIJA

Tabela P37: Ocena dolgoročne enačbe

Dependent Variable: LOG(DEP_PR_RM)				
Method: Least Squares				
Sample: 1997Q1 2006Q1				
Included observations: 37				
LOG(DEP_PR_RM)= C(1) +C(2)*LOG(PREJPRED_RM_TC)				
+C(3)*OMBP1LNM(-1)+ (1-C(2)-C(3))*LOG(BREZPM)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	8.25801	0.06460	127.82950	0.00000
C(2)	1.95840	0.09108	21.50147	0.00000
C(3)	0.00545	0.00427	1.27747	0.21010
R-squared	0.94016	Mean dependent var	21.25847	
Adjusted R-squared	0.93664	S.D. dependent var	0.26741	
S.E. of regression	0.06731	Akaike info criterion	-2.48139	
Sum squared resid	0.15404	Schwarz criterion	-2.35078	
Log likelihood	48.90580	Durbin-Watson stat	0.38614	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P38: Augmented Dickey-Fuller test za residual dolgoročne enačbe

konstanta			
	1997	1995	
RESIDUAL	-4.314906	-4.439325	
	[0.0018]	[0.0010]	
KRITIČNE VREDNOSTI			
1%	-3.65373	-3.610453	-4.61*
5%	-2.95711	-2.938987	-3.98*
10%	-2.61743	-2.607932	-3.67*

*Engle, Yoo (1987)

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P39: Johansnov test sledi in test maksimalne lastne vrednosti

Sample: 1997Q1 2006Q1				
Included observations: 37				
Trend assumption: No deterministic trend				
Series: LOG(DEP_PR_RM) LOG(PREJPRED_RM_TC) OMBP1LNM(-1) LOG(BREZPM)				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.497902	51.19219	40.17493	0.0027
At most 1 *	0.36082	25.70066	24.27596	0.0329
At most 2	0.197032	9.14059	12.3209	0.161
At most 3	0.027225	1.021288	4.129906	0.3625
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.497902	25.49153	24.15921	0.0329
At most 1	0.36082	16.56007	17.7973	0.0759
At most 2	0.197032	8.119302	11.2248	0.1669
At most 3	0.027225	1.021288	4.129906	0.3625
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

STACIONARNOST ECM ČLENA

Tabela P40: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena za ECM člen

	konstanta
ECM člen	-2.642287
	[0.0939]
KRITIČNE VREDNOSTI	
	1% -3.621023
	5% -2.943427
	10% -2.610263

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

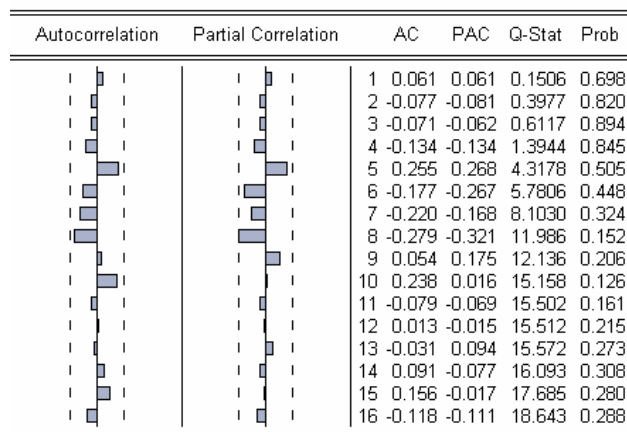
AVTOKORELACIJA

Slika P11: Korelogram

Date: 09/13/06 Time: 15:51

Sample: 1997Q1 2006Q1

Included observations: 37



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P41: Breusch-Godfrey LM test

F-statistic	0.266430	Probability	0.896361	
Obs*R-squared	1.709534	Probability	0.788985	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.02732	0.17606	-0.15515	0.87810
C(2)	0.00340	0.02144	0.15845	0.87550
C(3)	-0.00083	0.02400	-0.03468	0.97260
C(4)	0.04716	0.25123	0.18771	0.85280
C(5)	0.00037	0.02898	0.01278	0.98990
C(6)	-0.00004	0.00107	-0.04058	0.96800
C(7)	-0.16696	0.47555	-0.35108	0.72890
C(11)	0.03558	0.10006	0.35559	0.72550
C(16)	-0.00041	0.00510	-0.08107	0.93610
C(17)	0.00155	0.00932	0.16571	0.86990
C(18)	0.00322	0.00924	0.34797	0.73120
RESID(-1)	0.05232	0.22690	0.23061	0.81980
RESID(-2)	-0.17307	0.26944	-0.64235	0.52730
RESID(-3)	-0.12687	0.25949	-0.48892	0.62970
RESID(-4)	-0.15389	0.21926	-0.70186	0.49010
R-squared	0.04620	Mean dependent var	-5.60E-16	
Adjusted R-squared	-0.56076	S.D. dependent var	0.00605	
S.E. of regression	0.00756	Akaike info criterion	-6.64018	
Sum squared resid	0.00126	Schwarz criterion	-5.98710	
Log likelihood	137.8433	Durbin-Watson stat	1.81966	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

HETEROSKEDASTIČNOST

Tabela P42: White test

F-statistic	1.378986	Probability	0.317873	
Obs*R-squared	29.797290	Probability	0.323338	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011379	0.017516	0.64966	0.53210
DEP_PR_RM(-1)	-7.95E-12	6.28E-12	-1.26630	0.23720
DEP_PR_RM(-1)^2	1.80E-21	1.58E-21	1.13782	0.28460
PREJPRES_RM_TC(-1)	4.51E-09	1.87E-07	0.02406	0.98130
PREJPRES_RM_TC(-1)^2	-2.13E-14	4.46E-13	-0.04770	0.96300
OMBP1LNM(-2)	-3.94E-05	0.000279	-0.14161	0.89050
OMBP1LNM(-2)^2	3.22E-06	1.10E-05	0.29353	0.77580
BREZPM(-1)	-1.79E-07	1.09E-07	-1.64472	0.13440
BREZPM(-1)^2	7.97E-13	4.65E-13	1.71380	0.12070
PREJPRES_RM(-3)	-1.85E-08	3.43E-08	-0.53775	0.60380
PREJPRES_RM(-3)^2	4.37E-14	7.81E-14	0.56002	0.58910
PREJPRES_RM(-4)	-7.33E-09	4.73E-08	-0.15493	0.88030
PREJPRES_RM(-4)^2	2.61E-14	1.07E-13	0.24385	0.81280
OMBP3MNM(-2)	0.00015	0.00026	0.57485	0.57950
OMBP3MNM(-2)^2	-9.74E-06	1.17E-05	-0.83097	0.42750
OMBP3MNM(-3)	-6.02E-05	6.72E-05	-0.89568	0.39370
OMBP3MNM(-3)^2	3.16E-06	2.37E-06	1.33389	0.21500
TOK_VS(-1)	0.005657	0.014199	0.39839	0.69960
TOK_VS(-1)^2	-0.05181	0.589663	-0.08786	0.93190
TOK_VS(-2)	0.005271	0.015117	0.34867	0.73540
TOK_VS(-2)^2	-0.48235	0.777139	-0.62067	0.55020
DEP_PR_RM(-2)	1.18E-11	5.41E-12	2.18483	0.05670
DEP_PR_RM(-2)^2	-2.88E-21	1.41E-21	-2.04287	0.07140
DEP_PR_RM(-3)	-2.83E-12	3.28E-12	-0.86383	0.41010
DEP_PR_RM(-3)^2	7.19E-22	8.38E-22	0.85748	0.41340
D0Q1	6.26E-05	8.00E-05	0.78271	0.45390
D01Q4	-4.27E-05	0.000108	-0.39413	0.70270
D02Q1	0.000104	0.000131	0.79101	0.44930
R-squared	0.805332	Mean dependent var	3.57E-05	
Adjusted R-squared	0.221329	S.D. dependent var	5.95E-05	
S.E. of regression	5.25E-05	Akaike info criterion	-16.77094	
Sum squared resid	2.48E-08	Schwarz criterion	-15.55187	
Log likelihood	338.2624	F-statistic	1.378986	
Durbin-Watson stat	2.858178	Prob(F-statistic)	0.317873	

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

MULTIKOLINEARNOST

dr_ecm = LOG(DEP_PR_RM(-1)) -1.970082*LOG(PREJPRES_RM_TC(-1)) -0.050585*OMBP1LNM(-2)
+1.020667*LOG(BREZPM(-1)))

dr2 = dlog(prejpres_rm(-3)) dr4 = d(tok_vs(-1))

dr3 = d(ombp3mnm(-2)) dr5 = dlog(dep_pr_rm(-2))

Tabela P43: Korelacijski koeficienti

	DR_ECM	DR2	DR3	DR4	DR5
DR_ECM	1	-0.0526	-0.0786	-0.0331	-0.4088
DR2	-0.0526	1	-0.0339	0.2672	0.1420
DR3	-0.0786	-0.0339	1	-0.0830	-0.0406
DR4	-0.0331	0.2672	-0.0830	1	0.1507
DR5	-0.4088	0.1420	-0.0406	0.1507	1

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

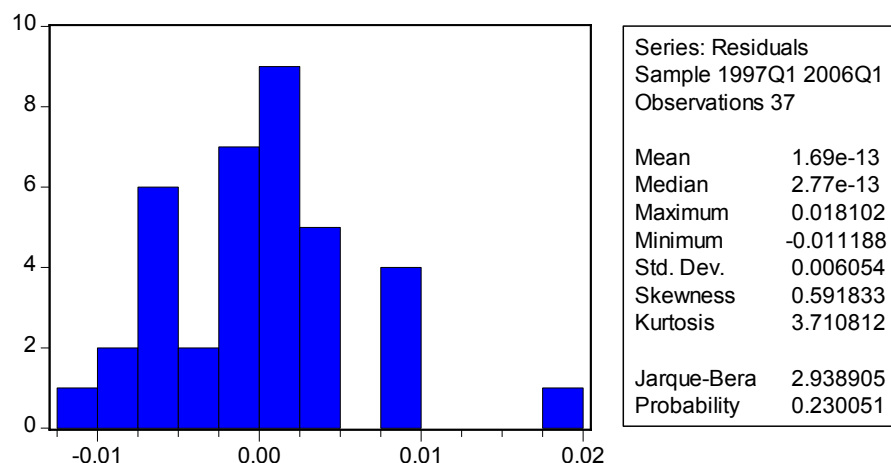
Tabela P44: VIF faktorji

Odvisna	R ²	VIF
DR_ECM	0.17663	1.21452
DR2	0.08207	1.08941
DR3	0.01816	1.01850
DR4	0.08977	1.09862
DR5	0.19716	1.24558

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

NORMALNA PORAZDELITEV RESIDUALOV

Slika P12: Opisna statistika residualov in Jarque-Bera test



Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

STACIONARNOST RESIDUALA

Tabela P45: Augmented Dickey-Fuller test enotnega korena

	konstanta	konstanta in trend
RES_DEP_PR_RM	-5.74217	-5.6771
	[0.0000]	[0.0002]
KRITIČNE VREDNOSTI		
1%	-3.626784	-4.234972
5%	-2.945842	-3.540328
10%	-2.611531	-3.202445

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

WALD TEST

Wald test za koeficienta pri umetnih spremenljivkah za evro gotovino:

Tabela P46: Vloge nebančnega sektorja

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.329020	(1, 25)	0.5714
Chi-square	0.329020	1	0.5662

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(7) - C(17)	0.005706	0.009948

Restrictions are linear in coefficients.

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz

Tabela P47: Vloge prebivalstva

Wald Test:

Equation: EN_DPR_903

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.401212	(1, 26)	0.0075
Chi-square	8.401212	1	0.0037

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(10) - C(11)	0.031518	0.010874

Restrictions are linear in coefficients.

Vir: izpis iz Eviewsa 5.0, lastni prikaz