



Latvijas Universitāte
Ekonomikas un vadības fakultāte
Finansu institūts

Ramona Rupeika-Apoga

Naudas piedāvājuma transmisijas mehānisms Baltijas valstīs

Promocijas darbs

Ekonomikas doktora zinātniskā grāda (Dr. oec) iegūšanai

Nozare: Ekonomika

Apakšnozare: Finanšes un kredīts

Zinātniskais vadītājs

Dr.habil. oec., profesors Elmārs Zelgalvis

Rīga 2002

Saturs

Ievads.....	3. lpp.
1. Naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma teorētiskie aspekti.....	7. lpp.
1.1. Naudas piedāvājuma transmisijas mehānisms naudas teorijā.....	7. lpp.
1.2. Modernie uzskati par naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma kanāliem.....	21. lpp.
1.2.1. Procenta likmes kanāls.....	22. lpp.
1.2.2. Kredīta kanāls.....	32. lpp.
1.2.3. Valūtas maiņas kursa kanāls.....	47. lpp.
2. Svērto monetāro agregātu piemērošanas iespējamība Baltijas valstīs.....	61. lpp.
2.1. Alternatīvas procedūras monetārā agregēšanā.....	62. lpp.
2.2. Svērto monetāro agregātu konstruēšana uz Baltijas valstu piemēra.....	67. lpp.
3. Naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarību analīze Baltijas valstīs.....	85. lpp.
3.1. Naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarību analīze, lietojot Dž. Keinsa transmisijas mehānismu.....	85. lpp.
3.2. Naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarību analīze, lietojot monetāristu transmisijas mehānismu.....	100. lpp.
3.3. Naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarību analīze uz Baltijas valstu datu bāzes.....	107. lpp.
Galvenie secinājumi un priekšlikumi.....	146. lpp.
Promocijas darba tekstā lietotie akronīmi un abreviatūras.....	150. lpp.
Izmantotās literatūras un avotu saraksts.....	151. lpp.
Pielikumi.....	1. lpp.

Ievads

Aktualitāte. Naudas piedāvājuma loma saimnieciskajā aprītē ir diskusiju arēnā jau vairākus gadsimtus. Naudas fundamentālo jautājumu risināšanai ir veltīti vairāki tūkstoši zinātnisko darbu. Vairākas naudas teorijas cenšas noteikt naudas nozīmi ekonomiskos procesos. Dažas teorijas uzskata, ka vienīgi ar naudas piedāvājuma regulēšanu var ietekmēt reālo ekonomiku, citas uzskata, ka nauda ir neitrāla. Vairums teoriju nav tik kategoriskas, uzskatot, ka uz reālo ekonomiku var iedarboties gan ar monetāro politiku, gan ar fiskālo. Tomēr, neskatoties uz lielu pētījumu skaitu, neviena teorija nevar paskaidrot, kā prognozēt visas pasaules finansu krīzes. Pētījumu grūtības ir saistītas ar tādu faktu, ka nauda atrodas pastāvīgā evolūcijas procesā. Tas nozīmē, ka ar finansu tirgus attīstību parādās jauni finansu instrumenti, kuri netika paredzēti iepriekšējās teorijās, un labi izpētītas likumsakarības vairs nevar attiecināt uz mūsdienu situāciju. Evolucionārais process rada naudas teoriju dinamiskumu. Ekonomisti ir spiesti visu laiku meklēt jaunus naudas piedāvājuma agregātus, kas atbilstu mūsdienu finansu tirgus attīstības prasībām.

Naudas agregāti ir svarīgi un nepieciešami gan monetārās politikas realizētājiem, gan pētniekiem. Monetārās politikas realizētāji agregātus var izmantot inflācijas tempu nodrošināšanai nepieciešamā līmenī, lai ietekmētu ekonomisko izaugsmi un bezdarbu. Pētnieki, savukārt, šos agregātus var izmantot, lai noteiktu naudas pieprasījuma funkciju vai ekonomikas komplekso modeli.

Naudas piedāvājuma regulēšana ir katras centrālās bankas monetārās politikas galvenais mērķis. Lai sekmīgi veiktu šo uzdevumu, centrālās bankas rīcībā jābūt zinātniski pamatotai metodoloģijai. Tai ir jāietver empīriski pamatota, uz naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma izpēti balstīta rādītāju sistēma. Naudas piedāvājuma regulēšanai jāizraugās naudas masas agregāti, kuru sakarība ar reālās ekonomikas rādītājiem ir zinātniski pierādīta, t.i. kuri atbilst naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma funkcionēšanas īpatnībām.

Pašlaik centrālās bankas naudas piedāvājuma regulēšanas praksē lieto tradicionālos naudas agregātus, kuri neatbilst minētajām prasībām. Līdz ar to naudas piedāvājuma pieauguma vai samazinājuma tempi ne vienmēr atbilst reālās ekonomikas attīstības objektīvajai nepieciešamībai.

Rietumvalstu zinātnieku (Morsink J., Bayoumi T., Gertler M., Gilchrist S.) pētījumi ir veltīti galvenokārt naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma kanālu izpētei. Nav sastopami pētījumi, kas būtu veltīti naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju savstarpējo sakarību analīzei. Speciālajā literatūrā nav sastopami ar empīriskiem aprēķiniem pamatoti rādītāji, kuri balstītos uz naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma un reālās ekonomikas savstarpējo sakarību izpēti. Tādējādi šī promocijas darba aktualitāti nosaka nepieciešamība centrālo banku praksē naudas piedāvājuma prognozēšanā lietot zinātniski pamatotus naudas agregātus, kā arī nepietiekamā problēmas izpēte speciālajā literatūrā.

Pētījumu objekts. Naudas piedāvājums Baltijas valstīs.

Darba mērķis. Uz naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma analīzes pamata atklāt naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarības un izstrādāt priekšlikumus, kā izvēlēties ekonomikas prognozēšanai objektīvi atbilstošākos naudas piedāvājuma rādītājus.

Izvirzītā mērķa sasniegšanai tika īstenoti sekojoši **uzdevumi**:

1. Analizēt naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma teorētiskos aspektus.
2. Uz Baltijas valstis datu bāzes analizēt naudas piedāvājuma ietekmi uz transmisijas kanāliem:
 - procenta likmes kanāla;

- kredīta kanāla;
 - valūtas maiņas kursa kanāla.
3. Konstruēt alternatīvus (svērtos) naudas agregātus.
 4. Noteikt naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju savstarpējo sakarību, lietojot Dž. Keinsa un monetāristu piedāvātos transmisijas mehānismus.
 5. Izstrādāt priekšlikumus ekonomikas prognozēšanai atbilstošāko, ar transmisijas mehānisma funkcionēšanu saistīto naudas piedāvājuma rādītāju izvēlei.

Pētījuma priekšmets. No naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma izrietošo naudas agregātu un reālās ekonomikas rādītāju savstarpējā sakarība.

Pētījuma metodes. Promocijas darba izstrādē izmantotas vispārpieņemtās ekonomikas zinātnes pētījumu kvantitatīvās un kvalitatīvas metodes, tajā skaitā grupējumu analīzes un sintēzes, indukcijas un dedukcijas, loģiski konstruktīvās, ekonomiski matemātiskās modelēšanas, ekspertu un statistiskās metodes.

Pētījuma turpināšanai var tikt pielietotas multifaktoru lineārā un antilineārā regresija.

Darbā izmantotie dati ir grupēti pēc piederības normālajam sadalījumam. Normālu sadalījumu pārbaudei tika izmantots Kolmogorova-Smirnova tests. Tālāk darbā mainīgie, kas atbild normālajam sadalījumam, tika analizēti, izmantojot Pīrsona korelācijas noteikšanas testu. Dati, kas neatbild normālajam sadalījumam, tika analizēti, pielietojot Spirmana korelācijas noteikšanas testu.

Pētījumā tiek izmantoti reālās ekonomikas rādītāji saskaņā ar SVF datu izplatīšanas standartiem.

Izmantotie materiāli: Pētījumu metodoloģiskais un teorētiskais pamats ir Latvijas un ārvalstu zinātnieku darbi, speciālo pētījumu rezultāti, zinātnisko konferenču un semināru materiāli. Pētījumu veikšanā izmantotā literatūra un avoti:

1. publicētie zinātniski darbi;
2. Baltijas valstu Centrālās Statistikas pārvaldes publicētie periodiskie izdevumi;
3. starptautisko institūciju publicētie pētījumi un statistiskie krājumi (galvenokārt SVF, OECD, Starptautiskās Norēķinu bankas);
4. Baltijas valstu un citu pasaules valstu centrālo banku (galvenokārt, Anglijas, Eiropas Centrālās Bankas, ASV, Kanādas, Japānas, Vācijas, Francijas, Argentīnas, Peru, Meksikas, Polijas, Nīderlandes) speciālistu izstrādāti zinātniski pētījumi;
5. autore patstāvīgi veiktie pētījumi.

Novitāte.

1. Izpētītas naudas piedāvājuma transmisijas kanālu funkcionēšanas īpatnības Baltijas valstīs.
2. Analizēta transmisijas mehānisma kanālu nozīme sakarību starp naudas piedāvājumu un reālo ekonomiku noteikšanā Baltijas valstīs.
3. Konstruēti tradicionāliem monetārajiem agregātiem alternatīvi rādītāji uz Baltijas valstu datu bāzes.
4. Uz Baltijas valstu datu bāzes noteiktas sakarības starp naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītājiem, ņemot vērā transmisijas mehānisma kanālu funkcionēšanu.
5. Izstrādāti priekšlikumi ekonomikas prognozēšanai atbilstošāko, ar transmisijas mehānisma funkcionēšanu saistīto naudas piedāvājuma rādītāju izvēlei.

Aizstāvamās tēzes.

1. Baltijas valstīs naudas piedāvājums efektīvi ietekmē šādus naudas piedāvājuma transmisijas kanālus:

- Latvijā: kredīta kanālu;
 - Lietuvā: kredīta un valūtas maiņas kanālu;
 - Igaunijā: kredīta kanālu.
2. Starp naudas piedāvājumu un reālās ekonomikas rādītājiem pastāv korelatīva sakarība, tādēļ naudas piedāvājumu var lietot reālās ekonomikas analizēšanā un prognozēšanā.
 3. Alternatīvie monetārie agregāti veido ciešākas likumsakarības ar reālās ekonomikas rādītājiem nekā tradicionālā plašā nauda M2.
 4. Starp naudas piedāvājumu un reālās ekonomikas rādītājiem (IKP, darba samaksu, ražošanas indeksu) pastāv ekonomiski nozīmīgas attiecības.
 5. Starp naudas piedāvājumu un nodarbinātības līmeni, bezdarba līmeni Lietuvā un Igaunijā pastāv ekonomiski nozīmīgas attiecības, bet Latvijā nepastāv.
 6. Starp naudas piedāvājumu un inflācijas indeksiem pārsvarā pastāv ekonomiski nenozīmīgas attiecības.

Darba apjoms un struktūra: Promocijas darbs sastāv no trim nodaļām.

Pirmajā nodaļā ir teorētiski analizēts naudas piedāvājuma transmisijas mehānisms. Pirmajā apakšnodaļā tika analizēts naudas piedāvājuma mehānisms dažādās naudas teorijās. Pirmā no tām Keinsa teorija, nākamā monetāristu teorija un beigās tika analizēti modernie uzskati par naudas piedāvājuma transmisijas mehānismu sekojošās teorijās: jaunā klasiskā, mūsdienu Keinsa, neokeinsiāniskā un reālā biznesa cikla teorijās. Izpētot naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma būtību, autore otrajā apakšnodaļā izanalizēja transmisijas kanālu nozīmi dažādās valstīs. Valstis tika dalītas pēc Starptautiskā valūtas fonda dalījuma: attīstītās, attīstības un pārejas perioda valstīs. Kā arī autore empīriski pētīja, kā naudas piedāvājums ietekmē transmisijas mehānisma kanālus Baltijas valstīs.

Otrajā nodaļā ir analizēti rietumvalstu pētnieciskie darbi attiecībā uz alternatīvām procedūrām monetārā agregēšanā. Aplūkotas regresa modeļa, aktīvu aizvietošanas un indeksu pieejas. Pamatojoties uz veikto analīzi, autore konstruēja alternatīvus agregātus monetārā agregēšanā, balstoties uz Baltijas valstu datu bāzi. Autore darbā izmantoja: Fišera, Svērtos un skaidras naudas ekvivalenta agregātus. Lai atšķirtu Tornkviša – Teila agregātu no pārējiem svērtiem agregātiem, tas tika lietots ar lielo burtu, proti, Svērtais agregāts.

Trešajā nodaļā ir veikti empīriski pētījumi, lai noteiktu naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju savstarpējo sakarību Baltijas valstīs. Pirmajā apakšnodaļā tika analizētas naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarības, lietojot Keinsa transmisijas mehānismu. Otrajā apakšnodaļā tika analizētas naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarības, lietojot monetāristu transmisijas mehānismu. Trešajā apakšnodaļā tika noteiktas korelācijas starp naudas piedāvājuma agregātiem un reālās ekonomikas rādītājiem, kuri nebija analizēti iepriekšējās apakšnodaļās. Kā arī tika analizēta naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju izmaiņu dinamika un izstrādāti priekšlikumi ekonomikas prognozēšanai atbilstoši, ar transmisijas mehānisma funkcionēšanu saistīto naudas piedāvājuma rādītāju izvēlei.

Darba kopējais apjoms, neskaitot pielikumus, ir 157 lappuses datorsalikumā. Darbā ir iekļauti 34 tabulas, 59 grafiki, 23 formulas un 105 pielikumi. Bibliogrāfiskajā sarakstā ir iekļauti 156 izmantotās literatūras avoti.

Pētījuma ierobežojumi. Darba ierobežotā apjoma dēļ netika detalizēti analizēta transmisijas mehānisma kanālu nozīme Baltijas valstīs, tika analizēts, galvenokārt, kā naudas piedāvājums ietekmē šos kanālus. Tāpat netika analizēta transmisijas mehānisma pilna iedarbība uz reālo ekonomiku, autore analizēja tikai vienu posmu, proti, kā naudas piedāvājums ietekmē reālās ekonomikas rādītājus. Darbā netika konstruēti visi iespējami

monetāri agregāti, pamatā pētījumos tika izmantota indeksu pieeja, kā arī tikai daži no šiem agregātiem.

Pētījumā tika izmantoti oficiāli statistikas dati, tādēļ netika pētīta ēnu ekonomikas ietekme. Darba secinājumi un priekšlikumi balstās uz autores izdarītiem aprēķiniem, kuri tika iegūti, analizējot oficiālus statistikas datus. Tādēļ, piemēram, autores priekšlikums neizmantojot naudas piedāvājuma agregātus inflācijas līmeņa analīzē Latvijā nenozīmē, ka autore teorētiski noliedz naudas piedāvājuma ietekmi uz inflāciju. Dotais priekšlikums nozīmē, ka tie inflācijas indeksi, kurus piedāvā oficiāli statistikas avoti, pamatojoties uz autores veikto ekonomisko analīzi, nevar būt pielietoti cenu stabilitātes saglabāšanai Latvijā.

Darbā korelācijas aprēķinu rezultātā tika noteiktas naudas agregātu un reālās ekonomikas rādītāju sakarības, bet nav pētītas sakarības ietekmējošie faktori.

Pētījumu veikšanas periods. Pētījumi par naudas piedāvājuma ietekmi uz reālās ekonomikas rādītājiem tika veikti Latvijā no 1995.-2001.gadam; Igaunijā un Lietuvā no 1994.-2001.gadam ceturkšņu griezumā. Atsevišķi jautājumi pētīti nedaudz īsākā vai ilgākā periodā.

Darbā **atsauces uz literatūru** tiek dotas kā zemteksta piezīmes. Grafikiem, tabulām, formulām un shēmām, kuras sastādīja un aprēķināja autore, atsauces netika dotas.

Aprobācija.

1. Studiju kursā “Monetārā un banku ekonomika” ekonomikas bakalaura un augstākā profesionālā studiju programmā Ekonomika (Finansu menedžments) Latvijas Universitātes Ekonomikas un vadības fakultātē.
2. Studiju kursā “Globālās finanses I” un “Globālās finanses II” ekonomikas bakalaura un augstākā profesionālā studiju programmā Ekonomika (Finansu menedžments) Latvijas Universitātes Ekonomikas un vadības fakultātē.
3. Studiju kursā “Valūtas tirgi un operācijas” ekonomikas bakalaura un augstākā profesionālā studiju programmā Ekonomika (Finansu menedžments) Latvijas Universitātes Ekonomikas un vadības fakultātē.
4. Studiju kursā “Naudas un banku sistēmas” augstākā profesionālā studiju programmā Ekonomika (Finansu menedžments) Latvijas Universitātes Ekonomikas un vadības fakultātē.
5. Pildot LZP zinātnisko projektu 010034 “Nacionālās valūtas kursa ietekme uz Latvijas tautsaimniecības attīstību”, 2001.-2002.g.
6. Pildot LZP zinātnisko projektu Nr.4-1-1-595 “Naudas piedāvājuma attīstība Latvijā”, 2001.-2002.g.
7. Piedalīšanās Pasaules Bankas projektā CERGE-EI Announces Research Competition in the Field of Economics / Macroeconomic shocks in Euroland vs. Latvia, 2000.-2001.g.
8. Izstrādājot mācību kursu “International Finance” ES Sokrāta programmas ietvaros no 2001.g.-2006.g.
9. Par galvenajiem rezultātiem ziņots 8 starptautiskajās zinātniskajās konferencēs.
10. Promocijas darba veikšanas procesā sagatavoti un publicēti (vai iesniegti publicēšanai) 13 zinātniski raksti latviešu un angļu valodās.

1.Naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma teorētiskie aspekti

1.1.Naudas piedāvājuma transmisijas mehānisms naudas teorijā

Nauda ietekmē ekonomiku dažādu iemeslu dēļ un dažādos veidos. Dažādu monetāro teoriju pārstāvji strīdas nevis par to, ka viņu pieeja ir vienīgā pareizā, bet gan pievērš uzmanību tam, ka viņu pieeja dod vislabāko priekšstatu par to, kas notiek ekonomikā.

Tā, Keinsa naudas teorija vērš uzmanību uz naudas pieprasījuma atkarību no nominālās procentu likmes un ienākuma līmeņa. Kvantitatīva naudas teorija (Ādams Smits, Devids Jums, Dāvids Rikardo, Džeims Mills, Džons Stjuarts Mills, Tomas Maltus un citi) pauž uzskatu, ka naudas pieprasījums nav atkarīgs no procentu likmes izmaiņām, līdz ar to naudas apgrozības ātrums ir pastāvīgs lielums, un naudas piedāvājuma pieaugums izraisa proporcionālu nacionālā ienākuma pieaugumu, tātad naudas piedāvājuma izmaiņas atkarīgas no cenām un izlaides lieluma. Reālā biznesa cikla teorijas pārstāvji (Roberts Lukass un citi) uzskata, ka nauda var ietekmēt vienīgi cenu līmeni, bet ne ražošanas apjomu. Monetārās teorijas pārstāvji (Miltons Frīdmens, Kārls Brunners, Alans Melcers un citi) par galveno instrumentu ekonomikas stabilitātes sasniegšanai uzskata apgrozībā esošā naudas daudzuma regulēšanu, un no tā seko, ka naudas piedāvājuma izmaiņas lielā mērā nosaka makroekonomikas parametrus.

Roberts Kings izdala divus mehānismus, ar kuru palīdzību var iedarboties uz ekonomisko konjunktūru: naudas masas regulēšana un valsts izdevumu regulēšana. Aktuāls ir jautājums, kurš mehānisms ir jāizmanto, lai optimizētu ekonomikas funkcionēšanu. Šo jautājumu atrisinājums ir asu diskusiju arēnā jau septiņdesmit gadus. Liberālie ekonomisti (neoklasīki, neoaustrieši, monetāristi) uzskata, ka galvenais mehānisms, kas ietekmē ekonomiku, ir naudas masas regulēšana, bet keinsiānistu uzskati nav tik strikti, viņi uzskata, ka efektīvāk uz ekonomiku vienā gadījumā iedarbojas viens mehānisms, bet otrā gadījumā otrs¹.

Par vienu no galvenajiem Dž. Keinsa nopelniem tiek uzskatīts tas, ka viņš bija pirmais, kurš izpētīja situāciju, saskaņā ar kuru naudas daudzuma izmaiņas neietekmē IKP.² Tieši tāpēc autore sāks analizēt naudas piedāvājuma ietekmi uz ekonomiku ar Dž. Keinsa naudas teorijas transmisijas mehānismu.

1936.gadā bija nopublicēta slavena angļu ekonomista Dž. Keinsa grāmata –“The General Theory of Employment, Interest, and Money”. Tieši šī grāmata kļuva par “Keinsiānisma revolūcijas” sākumu, kas ir, neapstrīdami, viens no svarīgākajiem notikumiem ekonomiskās analīzes vēsturē pēdējos trīs gadsimtos. Pateicoties Keinsam, parādījās jauna ekonomiskās zinātnes disciplīna- makroekonomika. No otras puses, keinsiānisma revolūcija bija reakcija uz neoklasīku ekonomiskās dzīves analīzes pieejas trūkumiem. Keinss pierādīja, ka valsts aktīva makroekonomiska iejaukšanās ekonomikā ir nepieciešama.³

Autore uzskata, ka, pateicoties keinsiānisma revolūcijai, ekonomiskajā teorijā parādījās milzīga starpība starp neoklasīku mikroekonomiku un keinsiānistu makroekonomiku. Šo faktu autore izskaidro ar to, ka abas pieejas balstās uz dažādām

¹ King R. New Classical Macroeconomics,- Journal of Economic Perspectives 13,1995, 64p.

² Шэкп Г. Новые направления в экономической теории: 1926-1939 гг,- Современная экономическая мысль Серия экономическая мысль Запада Ред. Афансьева В. и Энтова Р., Прогресс, Москва, 1981, 39 стр.

³ Шэкп Г. Новые направления в экономической теории: 1926-1939 гг,- Современная экономическая мысль Серия экономическая мысль Запада Ред. Афансьева В. и Энтова Р., Прогресс, Москва, 1981, 43 стр.

metodoloģiskām iestrādēm, kuras sastāv no dažādiem un nesalīdzināmiem pētīšanas objektiem un teorijām, kas dod gandrīz pretējus vērtējumus tirgus ekonomikas funkcionēšanas raksturam un kuras dod dažādus secinājumus uz valsts vēlamu iejaukšanos ekonomikā. Kā rezultāts, tālāka makroekonomikas attīstība pēc Keinsa aizgāja divos virzienos.

Pirmajā gadījumā makroekonomistu lielāka daļa cenšas analizēt Keinsa makroekonomiku, pielietojot neoklasiku standartus. Tādā veidā tradicionālā kensiānisma evolūcija transformējas uz kensiānisma- neoklasisko sintēzi, saskaņā ar kuru Keinsa teorija tiek interpretēta kā īpašs gadījums no neoklasiskās teorijas. Vēlāk neoklasisko tradīciju piekritēji (L.Valras, A. Maršals, K. Vikselis, A.Flauks, F.Uikstids, F.Jedžuorts, R.Kans, G.Hotellings, A.Lernara un citi) atteicās no Keinsa pieejas un izstrādāja savu makroekonomiku. Rezultātā pasaulē parādījās tādas skolas kā monetārisms un jaunā klasiskā skola. Reaģējot uz šo faktu, daži keinsiānisti (Džons Tobins, Franko Modiljani un citi) radīja jaunu Keinsa teorijas interpretāciju (jāatzīmē, ka jaunā interpretācija bija ļoti tāla no Keinsa idejām), tieši, jauno keinsiānismu.¹ Un katra nākamā skola arvien vairāk un vairāk izmantoja ekonomiskās zinātnes standartus- makroekonomikas evolūcijas gaitā jaunas skolas arvien vairāk balstās uz optimizāciju, metodoloģisku individuālismu. Tādēļ mūsdienās makroekonomika ir neiedomājama bez makroekonomisko likumsakarību pielietošanas, atsevišķo saimniecisko subjektu mērķu funkciju noteikšanā, izmantojot maksimizāciju un minimizāciju.

Otrajā gadījumā, daži ekonomisti centās attīstīt oriģinālu Keinsa teoriju. Izveidotā skola guva nosaukumu "postkeinsiānisms". Postkeinsiānisms, uz doto brīdī, ir makroekonomiskās analīzes vienīgā nozīmīgā alternatīva gan jaunajam keinsiānismam, gan neoklasiku tradīciju skolas piekritējiem: monetārisma un jaunajiem klasiķiem.² Postkeinsiānisma pamatlicēji ir Džoans Robinsons, Nikolas Kaldors.

Keinsa naudas un kredīta politikas transmisijas mehānisms parāda, kā naudas masas izmaiņas ietekmē citus mainīgus lielumus ekonomikā.

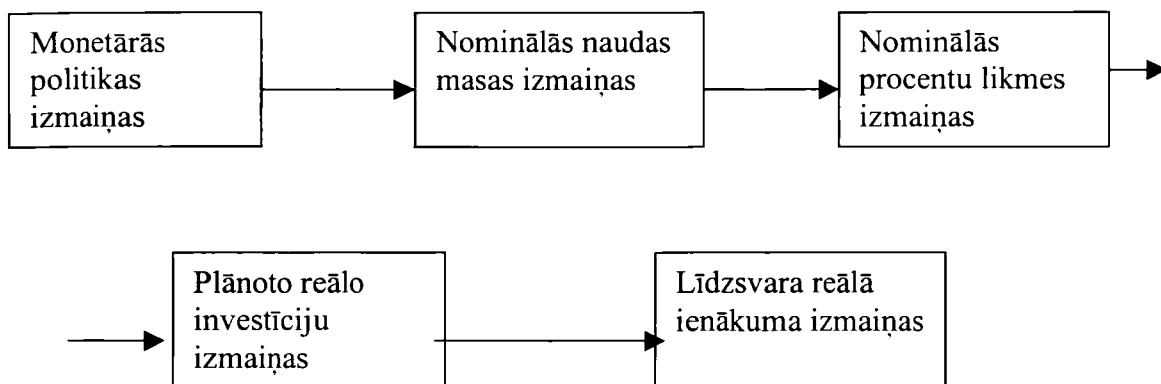
Saskaņā ar tradicionālu Keinsa modeli naudas masas izmaiņas, saistītās ar centrālās bankas realizēto monetāro politiku, ietekmē reālu līdzsvara ienākumu ar diviem paņēmiem.

Pirmkārt, nominālās naudas masas izmaiņas ved pie likviditātes efekta, ietekmējot līdzsvara nominālu procentu likmi.

Otrkārt, procentu likmes izmaiņas izraisa plānoto reālo investīciju un plānoto kopēju izdevumu izmaiņas pretējā virzienā. Rezultātā, šīs izmaiņas, parādītas 1.1.shēmā, izraisa līdzsvara reālā ienākuma izmaiņas tajā pat virzienā, kā arī nominālās naudas masas izmaiņas.

¹ Mankiw N. A Quick Refresher Course in Macroeconomics,- Journal of Economic Literature 28,1990, 1645-60 p.

² Розманский И. Традиционное кейнсианство и кейнсианско-неоклассический синтез,- Прогресс, Москва, 2000, 389 стр.



1.1.shēma

Transmisijas mehānisms Dž. Keinsa naudas teorijā¹

Saskaņā ar transmisijas mehānismu nominālās naudas masas izmaiņu efekta lielums ir atkarīgs no diviem faktoriem.

- Pirmkārt, ja likviditātes efekts (vai nominālās naudas masas izmaiņu ietekme uz nominālo procentu likmi) ir nozīmīgs, tad kopējā ietekme uz reālo ienākumu, visticamāk, arī būs nozīmīga un otrādi.

No kā ir atkarīgs likviditātes efekts?

Ja reālo naudas atlikumu pieprasījumu līkne ir atkarīga no procentu likmes izmaiņām, tad nominālās naudas masas izmaiņas pie nemainīga cenu līmeņa vedīs pie mazākas nominālās procentu likmes izmaiņas. Likviditātes efekts, šajā gadījumā būs neliels. Turpretī, ja reālas naudas atlikumu pieprasījuma līkne ir mazāk atkarīga no procenta, tad dotās nominālās naudas masas izmaiņas pie nemainīga cenu līmeņa izraisīs lielākas nominālās procentu likmes izmaiņas. Šajā gadījumā likviditātes efekts būs liels.

Tādēļ, jo mazāka ir naudas pieprasījuma elastība pret procenta izmaiņām, jo lielāks būs likviditātes efekts no nominālās naudas masas izmaiņas.

- Otrkārt, ja doto procentu likmes izmaiņu ietekmes efekts uz plānoto reālo investīciju ir mazāks, tas nozīmē, ka investīcijas ir relatīvi neelastīgas pret procenta izmaiņām, tad kopējais monetārās politikas efekts uz reālo ienākumu, visticamāk, būs salīdzinoši neliels. Ja doto reālo procentu likmes izmaiņu efekts uz plānoto reālo investīciju lielumu ir salīdzinoši liels, tas nozīmē, ka investīcijas ir jūtīgas pret procentu likmes izmaiņām, tad kopējais monetārās politikas efekts būs liels.

Tādēļ, jo lielāka ir plānoto reālo investīciju atkarība no procentu likmes izmaiņas, jo lielāks būs kopējais monetārās politikas iedarbības efekts uz līdzsvara reālo ienākumu.

Autore secina, ka saskaņā ar transmisijas mehānismu Dž.Keinsa naudas teorijā:

- nominālās naudas masas pieaugums pie nemainīga cenu līmeņa izraisa līdzsvara nominālās procentu likmes samazinājumu un līdzsvara reālā ienākuma palielinājumu;
- nominālās naudas masas samazinājums pie nemainīga cenu līmeņa, attiecīgi, izraisa līdzsvara nominālās procentu likmes palielināšanos un līdzsvara reālā ienākuma samazinājumu;
- iedarbība uz reālo ienākumu ir lielāka, kad naudas pieprasījums ir mazāk atkarīgs no procentu likmes izmaiņas.

1960-ie gadi bija tradicionālā Keinsa modeļa uzplaukuma periods. Tas bija laiks, kad ekonomistus dēvēja par ekonomikas "precīziem regulētājiem".¹ Bet neskatoties uz

¹ Par bāzi shēmas sastādīšanai kalpoja Blindera(1986) un Rozmainska (2000) darbi

panākumiem: bezdarba līmeņa samazināšanu 1960-jos gados, daži ekonomisti, pazīstami kā monetāristi, nebija pārliecināti, ka tradicionālais Keinsa modelis un Filipsa līkne ir atbilstoši ekonomikas orientieri. Šī ekonomistu grupa ietver sevī tādus zinātniekus kā Miltons Frīdmens, Kārls Brunners, Alans Melcers, Dāvids Meiselmans. Ekonomisti apgalvoja, ka budžeta un nodokļu politikas instrumenti ļoti nelielā mērā ietekmē ekonomiku, dodot priekšroku monetāras politikas instrumentiem.² Tieši tādēļ šos ekonomistus dēvē par “monetāristiem”.

Monetāristi nenoliedza Dž. Keinsa teoriju, Miltons Frīdmens teica:

“Esmu pārliecināts, ka Keinsa teorija ir pareiza teorija, ņemot vērā tās pieejamību un koncentrāciju uz dažiem svarīgiem jautājumiem, kā arī potenciālās spējas. Es biju spiests to noliegt nevis no šīm pozīcijām, bet tādēļ, ka esmu pārliecināts, ka tā ir pretrunā ar acīmredzamo: tās prognozes netika apliecinātās ar reālo pieredzi.

...Pārlasot “Vispārējo teoriju”, es kārtējo reizi pārliecinātos par to, cik izcils cilvēks bija Keinss un cik tuvāk man ir viņa pieeja un mērķi, nekā pieeja un mērķi, kurus izvirza viņa piekritēji”.³

Monetāristi uzskata, ka Dž. Keinsa piekritēji ir nepareizi interpretējuši viņu uzskatus par reālās ekonomikas aktivitātes determinantiem un par dažādu faktoru relatīvu nozīmi, kuri ietekmē ekonomiku.

Par svarīgāku nominālā nacionālā ienākuma determinantu, saskaņā ar monetāristiem, tika atzīta nominālā naudas masa. Monetāristi uzskatīja, ka kvantitatīva naudas teorija, kā tiek parādīts Kembridžas vienādojumā ($M^d = kY$), ir reāls ekonomikas uzvešanās modelis.

Alfrēds Maršāls un viņu kolēģi no Kembridžas Universitātes piedāvāja savu (bihevisoru) kvantitatīvas naudas teorijas variantu.

$$M^d = kPy, \quad [1.1]^4$$

kur

M^d - kopējais naudas daudzums, kuru glabā visi ekonomikas aģenti;

k - koeficients ($0 < k < 1$);

P - nomināls ražošanas apjoms;

y - nomināls ienākums, iegūts no mājsaimniecībām.

Šis vienādojums atspoguļo vienkāršu naudas pieprasījuma teoriju no mājsaimniecības puses, tas parāda, ka mājsaimniecības saglabā noteiktu daļu no nominālā ienākuma naudas veidā.

Turpmāk autore novērtēs nominālās naudas masas izmaiņas ietekmi uz līdzsvara cenu līmeni, saskaņā ar kvantitatīvo naudas teoriju.

Pieņemsim, ka centrālā banka nolēma mainīt sākotnēju naudas masu M_0 uz αM_0 , kur α - patstāvīgs lielums, kurš nav vienāds ar vieninieku.

Zinot, ka sākotnējais cenu līmenis ir $P_0 = M_0 / (ky_0)$, (sk. 1.2.formulu), jauns cenu līmenis pēc naudas masas pieauguma tiek reizināts ar koeficientu α un ir vienāds ar $P_1 = \alpha M_0 / (ky_0)$.

¹ Mankiw N. A Quick Refresher Course in Macroeconomics,- Journal of Economic Literature 28,1990, 1656 p.

² Brunner K. and Allan M. Money and the Economy: Issues in Monetary Analysis, 1992, 56p.

³ citāts no Gordon R. Milton Friedman's Monetary Framework: A Debate with His Critics.- Chicago: University of Chicago Press, 1974.-134 p.

⁴ Миллер Р., Ван-Хуз Д. Современные деньги и банковское дело.- Москва: ИНФРА-М, 2000.-475 стр.

$$P = M_0 / (ky_0), \quad [1.2.]^1$$

kur

P- līdzsvara cenu līmenis;

M_0 - nominālā naudas masa;

k- koeficients ($0 < k < 1$);

y_0 - nomināls ienākums.

Rezultātā, absolūtas cenu izmaiņas pēc naudas masas pieauguma ir $P_1 - P_0 = (\alpha - 1) [M_0 / (ky_0)]$. Proporcionālās cenu līmeņa izmaiņas attiecība pret sākotnējo līmeni ir:

$$(P_1 - P_0) / P_0 = (\alpha - 1) [M_0 / (ky_0)] / [M_0 / (ky_0)] = \alpha - 1 \quad [1.3.]^2$$

Pieņemsim, ka $\alpha = 2$. Tad mūsu piemērā, naudas masa palielinājās no M_0 uz $2M_0$. Rezultātā cenu līmenis pieauga no $P_0 = M_0 / (ky_0)$ uz $P_1 = 2M_0 / (ky_0) = 2P_0$.

Cenu līmenis ir dubultojies, tādēļ ka cenas pieauga atbilstoši naudas masas pieaugumam. No 1.3.formulas izriet, ka saskaņā ar klasisko modeli tāda naudas masas dubultošana izraisa proporcionālas cenu līmeņa izmaiņas, tas ir, cenu līmenis palielināsies par 100%, kas savukārt nozīmēs cenu līmeņa dubultošanu.

Autore nonāk pie secinājuma, ka naudas masas pieaugums ir vienāds ar proporcionālām cenu līmeņa izmaiņām uz precēm un pakalpojumiem. Naudas masas pieaugums pie pilnas nodarbinātības neietekmē ražošanas līmeni. Tomēr krasas naudas masas izmaiņas var būtiski ietekmēt cenu līmeni. Tādēļ ekonomisti -klasīki uzskatīja, ka monetārās politikas galvenais mērķis ir cenu stabilitāte.³

Tajā laikā, kad Frīdmens un pārējie monetāristi saprata, ka koeficients k Kembridžas vienādojumā var mainīties, mainoties procentu likmei, saskaņā ar spekulatīvo naudas glabāšanas motīvu, viņi nesaprata, ka spekulatīvais motīvs ir empīriski svarīgs naudas pieprasījuma uzvešanās determinants.⁴

Monetāristi uzskatīja, ka saskaņā ar klasisko teoriju kopējais pieprasījums objektīvi atspoguļo ekonomikas funkcionēšanas procesu. Tāpēc viņi piekrīt Kembridžas vienādojuma koeficienta k lomai un uzskata, ka naudas aprites ātrums ir pastāvīgs lielums vai arī prognozējams lielums. Atbilstoši tādām pieņēmumam kopējais preču un pakalpojumu pieprasījums ir pilnīgi atkarīgs no naudas masas.⁵

Gordons R. uzskata, ka monetārās teorijas kopējo pieprasījumu var izskatīt kā šaurāku Keinsa modeļa variantu.⁶ 1.2.shēmā autore piedāvā monetāristu transmisijas mehānismu.

¹ Миллер Р., Ван-Хуз Д. Современные деньги и банковское дело.- Москва: ИНФРА-М, 2000.-476 стр.

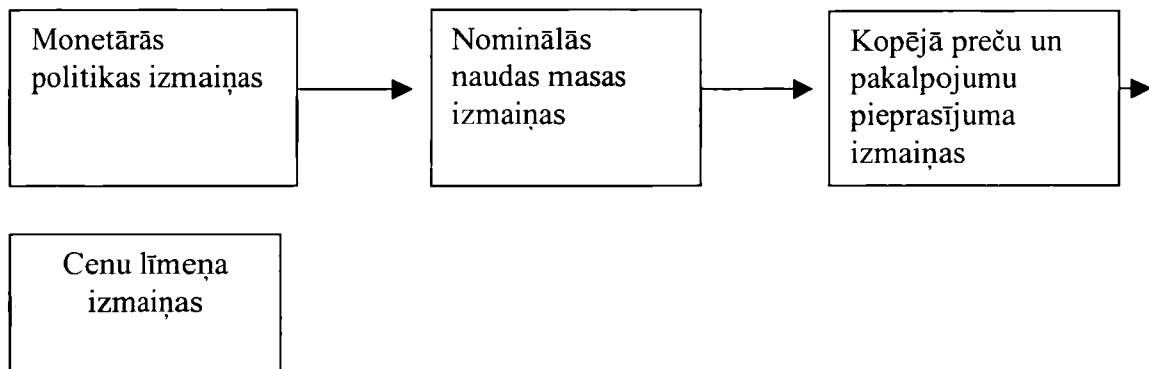
² Миллер Р., Ван-Хуз Д. Современные деньги и банковское дело.- Москва: ИНФРА-М, 2000.-478 стр.

³ Шэкп Г. Новые направления в экономической теории: 1926-1939 гг.- Современная экономическая мысль Серия экономическая мысль Запада Ред. Афансьева В. и Эптова Р., Прогресс, Москва, 1981, 41 стр.

⁴ Gordon R. What is New – Keynesian Economics? Journal of Economic Literature 28, 1990, 1115-71 p.

⁵ Meltzer A. Is Monetarism Dead? National review, Nov. 4, 1991, 15-16p.

⁶ Gordon R. Milton Friedman's Monetary Framework: A Debate with His Critice, 1974, 152 p.



1.2.shēma

Transmisijas mehānisms monetārisma¹

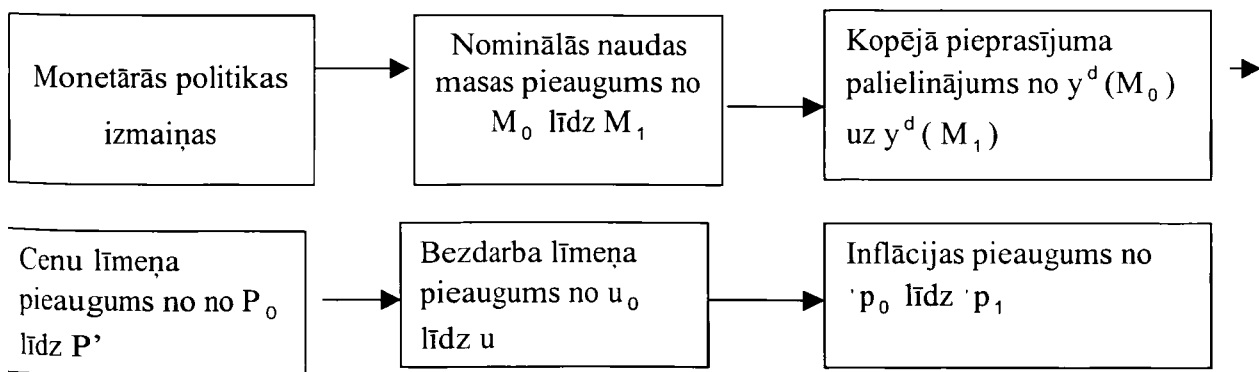
Saskaņā ar monetāristu transmisijas mehānismu, monetārās politikas izmaiņas caur nominālās naudas masas izmaiņām ietekmē kopējā preču un pakalpojumu pieprasījuma izmaiņas, kas, savukārt, izraisa cenu līmeņa izmaiņas.

Pētot Keinsa un monetāristu transmisijas mehānismus, autore nonāk pie secinājuma, ka nominālā naudas masa ir svarīgākais kopējā pieprasījuma determinants un galvenā atšķirība starp monetāristiem un tradicionāliem Keinsa teorijas piekritējiem.

Cita svarīga atšķirība ir saistīta ar īsā un ilgstošā laika posma ekonomikas līdzsvaru. Keinss uzskatīja, ka ekonomisti-klasiķi pārvērtē ilgstošā laika posma nozīmi, bet monetāristi apgalvo, ka Keinss pārvērtē īsā laika posma nozīmi. Monetāristi uzskatīja, ka īsā laika posmā līdzsvars var atšķirties no ilgstošā.²

Monetāristi apgalvoja, ka ilgstošs kopēja pieprasījuma palielinājums, kurš ir saistīts ar nominālās naudas masas pieaugumu, var izraisīt stagflāciju.

Sākumā autore analizēja monetāristu transmisijas mehānismu īsā laika posmā (sk. 1.3.shēmu).



1.3.shēma

Monetāristu transmisijas mehānisms īsā laika posmā, kuru izraisa nominālās naudas masas pieaugums³

¹ Par bāzi shēmas sastādīšanai kalpoja Gordona (1974) un Rozmainska (2000) darbi

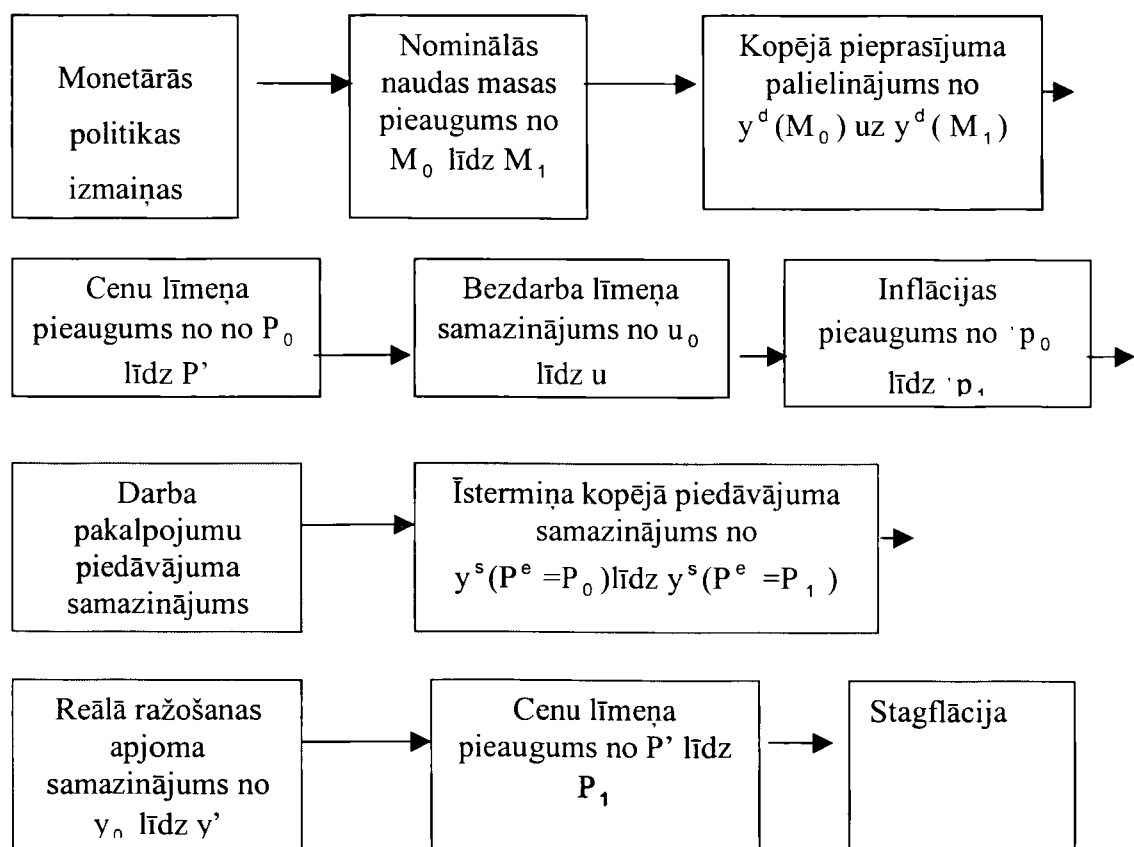
² Blinder A. Keynes after Lucas, - Eastern Economic Journal, 1986, 209-16 p.

³ Par bāzi shēmas sastādīšanai kalpoja Gordona (1974) un Rozmainska (2000) darbi

Ja strādniekiem ir pilna informācija salīdzinoši ilgā laika posmā, tad ekonomiku var raksturot ar dabisko ražošanas līmeni (y_0). Tas nozīmē, ka līdzsvars ekonomikā būs sasniedzams pie dabiskas inflācijas, kuru apzīmē u_0 . Ja ekonomika atrodas līdzsvara stāvoklī pie bezdarba un inflācijas līmeni (u_0 un P_0), tad naudas masas palielinājums izraisīs kopēja pieprasījuma nobīdi no $y^d(M_0)$ uz $y^d(M_1 > M_0)$. Īsā laika posmā cenu līmenis pieaugs no P_0 līdz P' , tādēļ ka ekonomika pāriet uz jaunu īslaicīgo līdzsvara punktu preču tirgū. Šajā punktā reālais ražošanas līmenis būs augstāks par dabisko līmeni ($y' > y_0$). Kas, savukārt, izraisīs bezdarba līmeņa u_0 samazinājumu, bet inflācijas līmenis īsā laika posmā pieaugs no p_0 līdz p_1 .

Ja ilgstošā laika posmā strādnieki vēro augstākas cenas un inflāciju, tad viņi sapratīs, ka šīs izmaiņas samazināja viņu reālo darba algu. Strādnieki, savukārt, samazinās darba pakalpojumu piedāvājumu. Reālais ražošanas apjoms samazināsies, un bezdarbs pieaugs līdz brīdim, kamēr ekonomika nerasnīgs jaunu ilgstošo līdzsvaru.

Jāatzīmē, ka ilgstošā laika posmā būs vērojams cenu līmeņa un inflācijas pieaugums, samazinoties reālam ražošanas līmenim un pieaugot bezdarbam. Mainoties plānotām cenām un inflācijai, mēs vērosim stagflāciju (sk.1.4.shēmu).



1.4.shēma

Monetāristu transmisijas mehānisms ilgstošā laika posmā, kuru izraisa nominālās naudas masas pieaugums¹

¹ Par bāzi shēmas sastādīšanai kalpoja Gordona (1974) un Rozmainska (2000) darbi

Dotā teorija guva nosaukumu stagflācijas teorija, kuru izraisa kopējā pieprasījuma izmaiņas. Saskaņā ar šo teoriju regulējošās institūcijas, kuras stimulē kopējo pieprasījumu (monetāristi uzskatīja, ka tikai nominālā naudas masa ietekmē kopējo pieprasījumu), labākajā gadījumā sasniedz īslaicīgo reālo efektu. Ilgstošs nominālās naudas masas pieaugums var izraisīt reālā ražošanas apjoma pieaugumu un bezdarba līmeņa samazinājumu īsā laika posmā, bet nevar sekmēt reālus ilgstošus efektus. Tādēļ ka informācija kļūst pieejama un formējas jauni plāni, ekonomika atgriežas pie dabiska reālā ražošanas un bezdarba līmeņa.¹

Apkopojot izdarītus secinājumus par naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma nozīmi naudas teorijās, autore secina, ka:

- klasiskās teorijas postulāts apgalvo, ka, kaut arī nominālā naudas masa ir galvenais faktors, kurš nosaka kopējo preču un pakalpojumu pieprasījumu, monetārā politika neietekmē reālu ekonomisku aktivitāti;

Dž. M. Keinss un viņa piekritēji izstrādāja teoriju, saskaņā ar kuru monetārās, budžeta un nodokļu politikas īstenošana ļauj ietekmēt kopējo preču un pakalpojumu pieprasījumu. Keinsiānisti uzskatīja, ka alga ir neelastīga un rēķinājās ar naudas ilūzijas eksistēšanu (stāvoklis, kad ekonomikas aģenti maina savu uzvešanos, mainoties nomināliem rādītājiem, pat nemainoties reāliem rādītājiem). Rezultātā, saskaņā ar Keinsa teoriju, monetārā politika var ietekmēt reālus ekonomiskos rādītājus;

- monetāristi, kā arī ekonomisti klasiķi, apgalvo, ka naudas masa ir galvenais kopējā pieprasījuma determinants ekonomikā. Monetāristi uzskata, ka tradicionālo Keinsa modeli var izmantot, analizējot monetārās politikas efektivitāti tikai īstermiņa periodā. Saskaņā ar monetāristu uzskatiem, īstermiņa periodā naudas masas izmaiņas ietekmē reālus ekonomikas rādītājus, tādus kā nodarbinātības līmenis un ražošanas apjoms. Bet ilgstošā laika posmā monetārās politikas īstenošana nedod nekādus reālus rezultātus, un vienīgais ekonomikas rādītājs, kurš mainās atbilstoši realizējamai politikai, ir cenu līmenis.

Tādēļ, analizējot īslaicīgo periodu, monetāristi ir tuvāk keinsiānistiem, bet ilgstošā analizē-klasiķiem. Tāda balansēšana atspoguļo plašāku problēmu, kuru mēģina atrisināt mūsdienu ekonomisti.

Pirmkārt, nav skaidrības attiecībā uz ilgstošā perioda robežām.

Otrkārt, nav īsti skaidrs, kādam ir jābūt dabiskam bezdarba līmenim- līmenim, pie kura tiecas ekonomika ilgtermiņa periodā.

Modernās naudas teorijas cenšas atbildēt uz šiem jautājumiem, piedāvājot savus risinājumus.

Autore sāks savu analīzi ar jauno klasisko teoriju, tādēļ ka:

- 1) jaunās klasiskās teorijas pārstāvji bija pirmie, kuri izmantoja racionālās plānošanas hipotēzi, ka indivīdi veic savu plānošanu, ņemot vērā visu pieejamo informāciju gan par pagātni un tagadni, gan par nākotni, kā arī vienlaicīgi izmanto savas zināšanas par ekonomikas funkcionēšanas principiem. Šo hipotēzi izstrādāja ekonomists Džons Muzs(Muth) no Indiānas Universitātes, publicējot to 1961.g. Tālāk šo hipotēzi izmantoja tādi makroekonomikas pētnieki kā Roberts Lukass (Lucas) no Čikāgas Universitātes, Tomass Sādžents (Sargent) no Stenfordas Universitātes un Nils Volles(Wallace) no Minnesotas Universitātes, lai paskaidrotu īstermiņa Filipisa liknes nespēju izskaidrot 1970 – to gadu ekonomisko situāciju;
- 2) jaunā klasiskā teorija kalpos par bāzi tālākai jaunā keinsiānisma analīzei.

¹ Миллер Р., Ван-Хуз Д. Современные деньги и банковское дело.- Москва: ИНФРА-М, 2000.-582 стр.

Galvenie jaunās klasiskās teorijas elementi:

1. racionālais egoisms;
2. pilna konkurence ar elastīgām cenām un darba algu;
3. eksistē informācijas ierobežojumi, bet visi indivīdi veic racionālu plānošanu, tas ir viņi izmanto pieejamo informāciju gan par pagātni, gan par tagadni un nākotni, saprot ekonomiskus procesus un savstarpējas likumsakarības.¹

Saskaņā ar tradicionālo Keinsa modeli, strādnieki veic adaptētu plānošanu atbilstoši tekošam un nākotnes cenu līmenim un inflācijai. Rezultātā, monetārās politikas īstenošana, kura ir vērsta uz nominālās naudas masas palielinājumu un attiecīgi, kopējā pieprasījuma pieaugumu, izraisīs cenu līmeņa palielinājumu. Cenu līmeņa palielinājums palielinās darba pieprasījumu, un attiecīgi palielinās nodarbinātības līmeni. Saskaņā ar jauno klasisko teoriju dotā strādnieku uzvešanās ir irracionāla, ja vienīgi viņiem nav ierobežojumu uz informācijas saņemšanu par centrālās bankas darbību, vai arī strādnieki nesaprot, kā dotā darbība ietekmē cenu un inflācijas līmeni. Rezultātā, jaunās klasiskās teorijas piekritēji uzskata, ka strādnieki sapratīs, ka nominālās naudas masas pieaugums ar laiku palielinās cenu līmeni un inflāciju.

Tādā veidā, ekonomisti (Lukass Roberts, Tomass Sārdžents un Nils Volles) apgalvo, ka strādnieku plāni attiecībā uz nākotnes cenu līmeni (p^e) īstenībā ir atkarīgi no viņu prognozēm attiecībā uz centrālās bankas politikas īstenošanu, kura ir vērsta uz nominālās naudas masas kontrolēšanu M^e . Vēl vairāk, viņu inflācijas plānošana (p^e) īstenībā ir atkarīga no strādnieku prognozēm, attiecībā uz naudas masas pieauguma tempiem.²

Pieņemsim, ka centrālā banka savlaicīgi paziņoja par saviem plāniem palielināt nominālu naudas masu no M_0 līdz M_1 . Kā arī pieņemsim, ka centrālā banka realizēja savus plānus. Tas izraisīs kopējā pieprasījuma palielinājumu. Pie vienādiem pārējiem nosacījumiem cenu līmenis pieaugs, kas izraisīs darba pieprasījuma un nodarbinātības palielinājumu, kas, savukārt, palielinās reālo ražošanas apjomu.

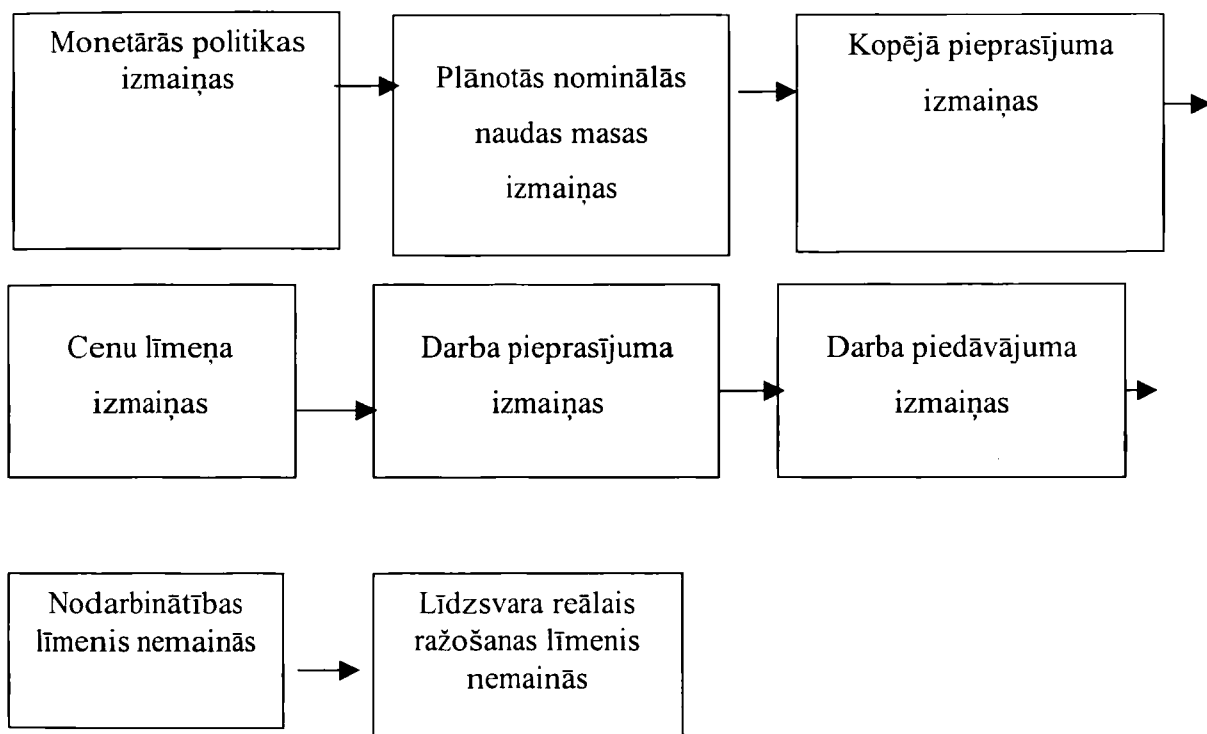
Jaunā klasiskā modelī tomēr darbinieki prognozē naudas masas pieaugumu un attiecīgi $M^e = M_1$. Viņi saprot ekonomikas funkcionēšanas principus, attiecīgi, viņi sagaida cenu līmeņa pieaugumu un zina, cik liels ir tas pieaugums, rezultātā viņi palielina savu cenu plānošanu, kas izraisa darba piedāvājuma samazinājumu un, attiecīgi, kopējā piedāvājuma samazinājumu. Šīs izmaiņas notiek vienlaicīgi ar darba pieprasījuma un kopējā pieprasījuma palielinājumu.

Rezultātā, līdzsvara cena palielinās īsa laika posmā, bet nodarbinātība un reālais ražošanas apjoms paliek sākotnējā līmenī (N_0 un y_0), tas ir monetārā politika ir neitrāla (neietekmē reālus ekonomikas rādītājus), pat īsā laika posmā.

Plānotās nominālās naudas masas izmaiņu sekas jaunā klasiskās teorijas modelī autore apkopo 1.5.shēmā.

¹ Миллер Р., Ван-Хуз Д. Современные денги и банковское дело.- Москва: ИНФРА-М, 2000.-598 стр.

² Миллер Р., Ван-Хуз Д. Современные денги и банковское дело.- Москва: ИНФРА-М, 2000.-599 стр.



1.5.shēma

Transmisijas mehānisms jaunā klasiskās teorijas modelī, kuru izraisa plānotās nominālās naudas masas izmaiņas¹

Jaunās klasiskās skolas piekritēji apgalvo, ka pat mazāka informācija par centrālās bankas darbību, noved pie esošiem rezultātiem.²

Saskaņā ar šo teoriju, indivīdi savos plānos paredzēs monetārās politikas sistemātisku darbību, un visa šī sistemātiska darbība ietekmes ekonomiku neitrāli, pat īsā laika posmā.

Protams, cilvēki nevar visu paredzēt, vēl vairāk, centrālās bankas darbība var būt neparedzama. Centrālā banka var paziņot par noteiktās monetārās politikas īstenošanu, bet beigās tas bankai neizdodas realizēt. Jebkurā gadījumā laiku pa laikam centrālās bankas darbība būs nesistemātiska un neparedzama, tas ir, indivīdi nevarēs to paredzēt.

Tādēļ autore uzskata par nepieciešamu izanalizēt neplānotās nominālās naudas masas pieauguma sekas jaunā klasiskā modelī. Ja nominālā naudas masa palielinās no M_0 līdz M_1 (neplānots palielinājums), tad kopējais pieprasījums palielinās, kas savukārt, palielina cenu līmeni un darba pieprasījumu.

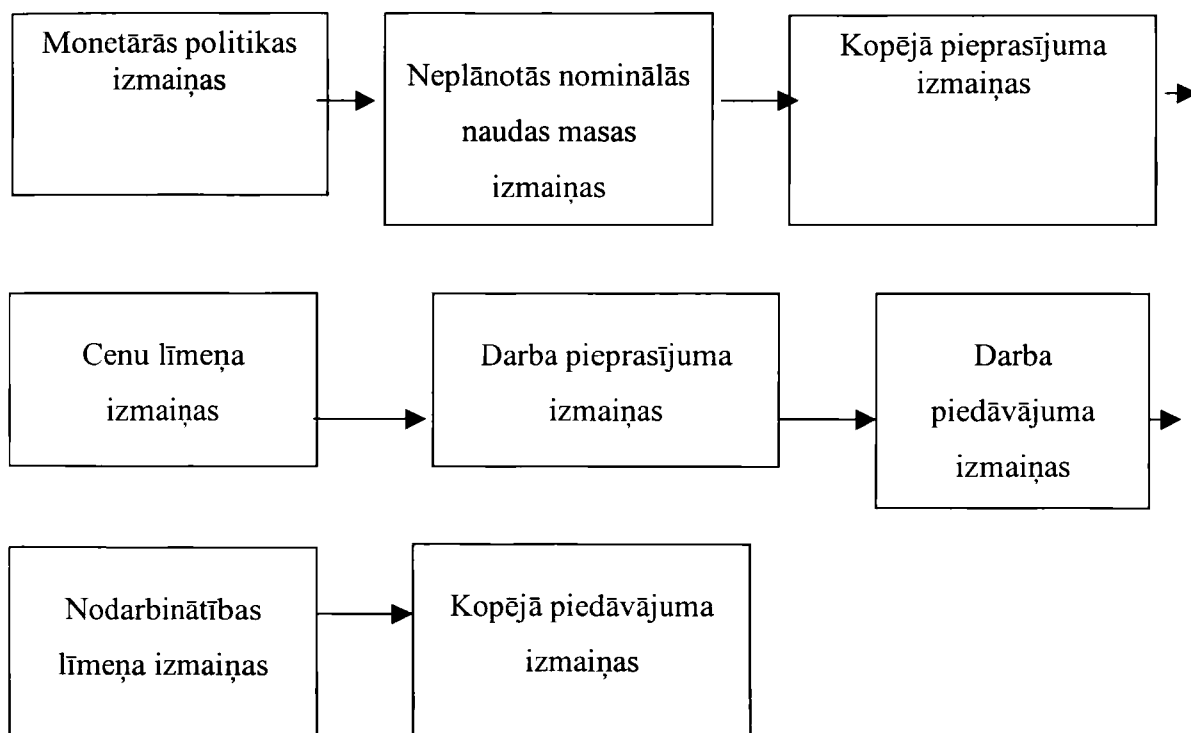
Ja darbinieki uzskata, ka naudas masa būs M_0 , tad viņi kļūdaini pieņems nominālās darba algas palielinājumu par reālās darba algas pieaugumu un darba piedāvājuma palielinājumu. Nodarbinātība pieaugs līdz N_1 īsā periodā, un kopējais

¹ Par bāzi shēmas sastādīšanai kalpoja Kinga (1995) un Rozmainska (2000) darbi

² King R. New Classical Macroeconomics,- Journal of Economic Perspectives 13,1995, 65p.

pieāvājums palielināsies līdz y_1 . Rezultātā, saskaņā ar jauno klasisko modeli, monetārās politikas īstenošana var iedarboties uz ekonomiku īstermiņa periodā, pie nosacījuma, ka bankas darbība ir nesistemātiska un neparedzama.

Neplānotās nominālās naudas masas izmaiņu sekas īsā laika posmā jaunā klasiskās teorijas modelī autore apkopo 1.6.shēmā.

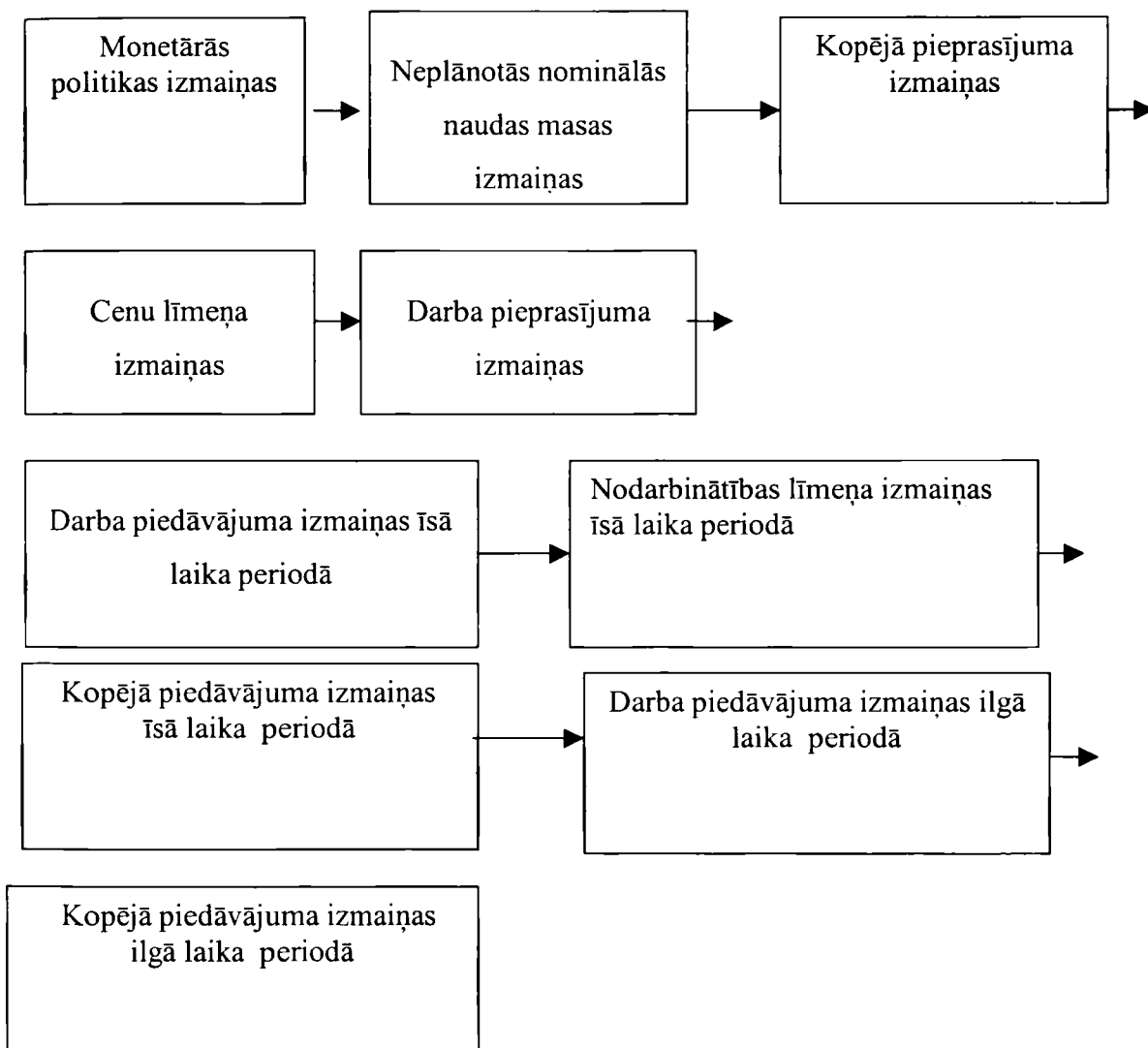


1.6.shēma

Neplānotās nominālās naudas masas izmaiņu sekas īsā laika posmā jaunā klasiskās teorijas modelī¹

Kas tad notiek ilgstošā laika posmā? Saskaņā ar jauno klasisko teoriju, ilgstošā laika posmā cilvēki atklās, ka centrālā banka kļūdaini vai speciāli palielināja nominālu naudas masu bez “iepriekšēja brīdinājuma”. Viņi rezultātā mainīs savas prognozes – cenu prognozes palielināsies, rezultātā darba piedāvājums un kopējais piedāvājums samazināsies. Autore attēlo šo situāciju 1.7.shēmā.

¹ Par bāzi shēmas sastādīšanai kalpoja Kinga (1995) un Rozmainska (2000) darbi



1.7.shēma

Neplānotās nominālās naudas masas izmaiņu sekas ilgstošā laika posmā jaunā klasiskās teorijas modelī¹

Analīzes rezultātā autore nonāca pie secinājuma, ka saskaņā ar jauno klasisko teoriju sistemātiskā un plānotā monetārās politikas darbība neatstāj nekādu ietekmi uz reāliem ekonomiskiem rādītājiem īsā laika posmā, bet nesistemātiskā un neplānotā darbība tikai īslaicīgi ietekmē šos rādītājus.

Daži mūsdienu keinsianisti, piemēram, Franko Modiljani un Roberts Solovs no Masačusetsas institūta, kā arī Dž. Tobins no Jelskas universitātes, uzskata, ka neefektīvās politikas pieņēmums ir galējais monetārisma variants. Tā, piemēram, Tobins M.Frīdmena koncepciju dēvē par "1.monetārisma variantu", bet jauno klasisko teoriju par "2. monetārisma variantu".²

¹ Par bāzi shēmas sastādīšanai kalpoja Kinga (1995) un Rozmainska (2000) darbi

² Rotemberg J. The New Keynesian Microfoundation, - NBER, macroeconomics Annual 1987, ed. By Stanly Fischer, 1987, 235-36 p.

Asas diskusijas jauno klasiķu un citu teoriju piekritēju vidū rada ilgtermiņa ražošanas lejupslīdes. Ja jaunā klasiskā teorija ir pareiza, tad kā var paskaidrot Lielās Depresijas ilgstošo ražošanas krīzi? Saskaņā ar šo teoriju cilvēkiem vajadzētu korigēt savas prognozes attiecībā uz realizējamo monetāro politiku un Lielajai Depresijai būtu automātiski jābeidzas divu gadu laikā, bet tomēr tas tā nenotika. Jaunās klasiskās teorijas piekritēji ilgstošas ražošanas lejupslīdes paskaidro ar nepareizu valsts ekonomisko politiku. Piemēram, Lielās Depresijas laikā valsts īstenoja ļoti nesistemātisku monetāru politiku, kas būtiski apgrūtināja prognozes koriģēšanu. Kā arī, ņemot vērā, pārāk lielu kapitāla samazinājumu, kuru izraisīja banku depozītu neapdrošināšana no valsts puses, kas kopumā negatīvi ietekmēja ekonomisku aktivitāti.

Galvenie klasiskās teorijas pretinieki ir mūsdienu Keinsa teorijas piekritēji (piemēram, Stenli Fišers, Jjo Anna Greja, Džons Teilors), kuri uzskata, ka monetārā politika var ietekmēt reālus ekonomiskus rādītājus. Mūsdienu Keinsa teorijas darba līgumi paredz dabisko nodarbinātības līmeni un dabisko ražošanas līmeni. Bet darbinieki un darba devēji vienojas par nominālās darba algas fiksāciju noteiktā līmenī un par konkrētu periodu. Šajā laikā monetārās politikas īstenošana var izraisīt cenu izmaiņas, kas mainīs nodarbinātības līmeni un reālo ražošanas apjomu, salīdzinot ar dabisko līmeni. Rezultātā, reālā ražošanas apjoma pieaugums vai samazinājums var būt ilglaicīga parādība.¹

Ekonomistu vidū nav saskaņas attiecībā uz to, kāda teorija ir pareiza. Veicot jaunās klasiskās teorijas un mūsdienu Keinsa teorijas analīzi, autore uzskata, ka :

1. abas teorijas apgalvo, ka reālā nodarbinātība un reāls ražošanas apjoms ir atkarīgi no neplānotām cenu izmaiņām vai arī no cenu līmeņa "pārsteiguma". Jaunā klasiskā modelī tas var notikt, ja, piemēram, centrālā banka pieļauj savā darbībā noteiktās kļūdas, vai arī tās darbība nav saprotama, vai arī tā neatklāj savu darbību. Mūsdienu Keinsa teorijā tas notiek, kad faktiskais cenu līmenis atšķiras no līmeņa, kuru prognozēja dalībnieki un darba devēji.
2. abas teorijas apgalvo, ka reāls ražošanas apjoms atšķirsies no dabiska līmeņa, kurš būtu ekonomikā pie pilnas pieejamas informācijas, sakarā ar negaidītām cenu līmeņa svārstībām. Šo apgalvojumu var pārbaudīt praksē, bet, tādēļ ka šis apgalvojums ir abās teorijās, tad šī pārbaude mums nedos. Ekonomisti sauc šo parādību par vienlīdzīgas novērošanas problēmu, kad teorijas dod vienādas prognozes attiecībā uz ekonomiku, tās empīriskā salīdzināšana ir apgrūtināta ar vienlīdzīgiem novērošanas rezultātiem. Šī parādība bieži vien sastopama, strādājot ar modeļiem, kuri balstās uz racionālās prognozēšanas hipotēzēm.

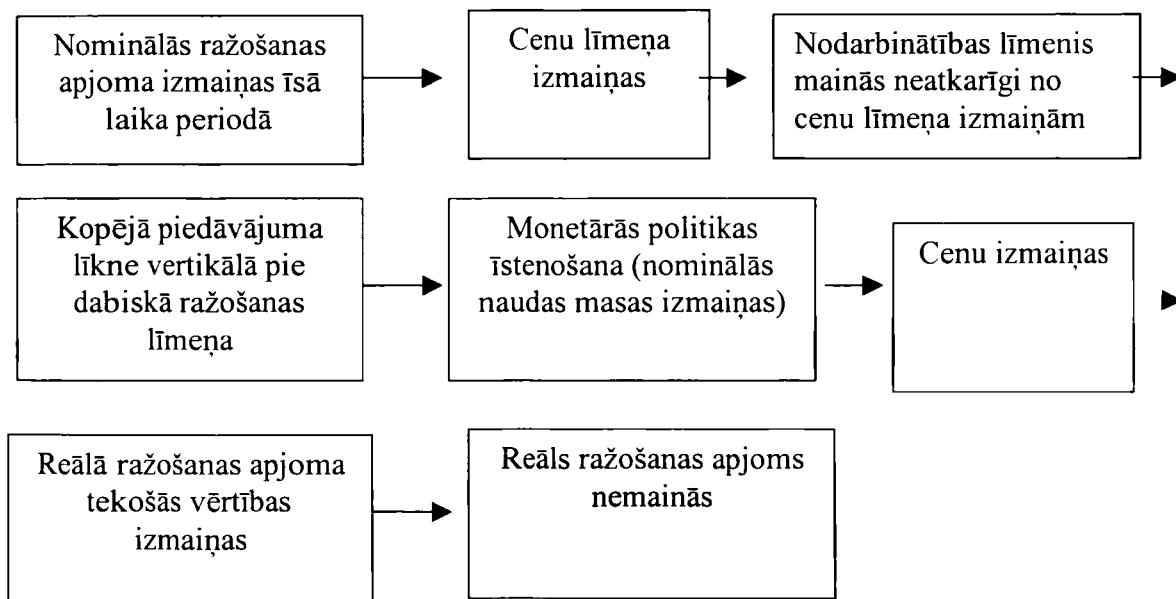
1990. gadu ekonomiskie pētījumi, zināmā mērā, empīriski pierādīja abu teoriju pamatotību. Tomēr jāatzīmē, ka abu teoriju empīriskā salīdzināšana izrādījās ļoti sarežģīta un joprojām nav pilnas skaidrības attiecībā uz šo jautājumu.

Veicot jaunās klasiskās teorijas analīzi, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- ja ekonomikā būtu pilnīga konkurence, darba algas un cenas būtu pilnīgi elastīgas, un cilvēki domātu racionāli, tad gandrīz visi mūsdienu ekonomisti būtu klasiskās teorijas piekritēji. Bet pilnā informācija mūsu pasaulē neeksistē, tādēļ tie ekonomisti, kuri piekrīt klasiskam modelim, cenšas izstrādāt klasiskās teorijas jaunu pieeju. Saskaņā ar jebkuru teoriju, sistemātiskā monetārās politikas realizēšana nedod reālu efektu. Ja pat dotā momentā nauda nav pilnīgi neitrāla, tad kopumā tā ir neitrāla ilgākā laika posmā;

¹ Blinder A. Keynes, Lucas and Scientific Progress,- American Economic review, 1987, 133 p.

- ja klasiskā jeb jaunā klasiskā teorija būtu patiesas, tad sanāktu, ka nominālā ražošanas apjoma izmaiņas īsā laika periodā praktiski pilnīgi atspoguļotos cenu līmeņa izmaiņās. Tā kā strādnieki un firmas noteiktu nodarbinātības līmeni neatkarīgi no cenu līmeņa izmaiņām, kopējā piedāvājuma līkne būtu vertikāla pie dabiskā ražošanas līmeņa ekonomikā. Kopējā pieprasījuma izmaiņas, kuras izraisa monetārās politikas īstenošana, vedīs tikai pie cenu izmaiņām, kas, savukārt, ietekmēs tekošo reālā ražošanas apjoma vērtības pieaugumu, reālam ražošanas apjomam paliekot nemainīgam. Autore attēlo šo mehānismu 1.8. shēmā.



1.8.shēma

Klasiskās jeb jaunās klasiskās teorijas transmisijas mehānisms¹

Tomēr daudzi ekonomisti (Pols Samulsons, Džons Tobins, R. Solovs un citi) uzskata, ka cenas un kopējais nominālais ienākums parasti nemainās kopā, pierādot to ar cenu nemainīgumu īsā laika posmā. Tradicionālā keinsianisma teorētiķi (piemēram, Klauvers Roberts) un daudzi mūsdienu keinsianisti (piemēram, Akerlofs ar Jellenu) akcentē savu uzmanību tikai uz darba cenu nemainīgumu (fiksēta darba alga).² Bet cenu nemainīgums nenozīmē naudas neitralitāti, vismaz periodā, kad darba alga ir fiksēta. Dotā gadījumā monetārās politikas realizēšana var dot reālu efektu.

Citi mūsdienu keinsianisti (piemēram, Dāvids Kards, Džeri Patriks un Kennans Džons) uzskata, ka racionālu līgumu teorija, ir tikai pirmais mēģinājums paskaidrot, kāpēc nauda nav neitrāla. Viņi uzskata, ka cenas īsā laika posmā daudzām precēm nav elastīgas.³ Šo faktu paskaidrojot ar Lielo Depresiju, kad kopējā pieprasījuma samazinājums 1929.-1933.g. izraisīja ļoti nelielu cenu samazinājumu. Piemēram, cenas uz lauksaimniecības precēm samazinājās par 6%, bet reāls ražošanas apjoms par 80%. Šis fakts pierāda, ka cenas ir neelastīgas, un attiecīgi arī naudas neitralitātes neesamību.

¹ Par bāzi shēmas sastādīšanai kalpoja Kinga (1995) un Rozmainska (2000) darbi

² Akerlof G. The market for lemons: Quality, uncertainty and the market mechanism, - Quarterly Journal of Economics 89, 1970, 488-500 p.

³ Gordon R. What is New – Keynesian Economics? Journal of Economic Literature 28, 1990, 1115-71 p.

Bet tomēr ne visi ekonomisti tam piekrīt, piemēram, tādi ekonomisti, kā monetāristi, neoklasīki un daži keinsiānisti.

Mūsdienu keinsiānistu grupa (Barro Roberts ar Grosmani Heršeli) izstrādāja modeli, kurš ir pilnīgi pretējs klasiskam modelim, saskaņā ar kuru “preču piedāvājums nosaka pieprasījumu”. Bet jaunās klasiskās teorijas modelis apgalvo, ka “preču pieprasījums nosaka piedāvājumu”. Šajā un citos modeļos, kurus izstrādāja neokeinsiānisti, klasiskā modeļa postulāts par pilnas nodarbinātības esamību tiek noraidīts. Viņi uzskata, ka tirgi nosāka cenas un ražošanas apjomu, bet tajā pat laikā šajos tirgos nav konkurences. Daži no keinsiānistiem apšaubā indivīdu racionālu uzvedību, kuru pārēji ekonomisti pieņem kā pašu par sevi saprotamu lietu.¹

Cita ekonomistu grupa (Frojens Ričards, Vauds Rodžers, Mankju Gregori un Plozers Čarlzs) izstrādāja teoriju, kura ir pilnīgi pretējā mūsdienu keinsiānismam. Šie teorētiski uzskata, ka “preču pieprasījums nenosaka piedāvājumu”. Saskaņā ar izstrādātiem modeļiem, kopējā pieprasījuma izmaiņas neietekmē reālo ražošanas apjomu un nodarbinātības līmeni.² Vienīgais faktors, kas paskaidro reālo rādītāju cikliskās izmaiņas ir piedāvājuma mainīgums. Šie ekonomisti ir pazīstami kā reālā biznesa cikla teorētiki.

Neapmierinātība ar esošām teorijām paātrināja jaunu teoriju izstrādi. Neokeinsiānisti un reālā biznesa cikla teorijas piedāvā dažādas pieejas, kuru pašlaik analizē ekonomisti.

Analizējot un salīdzinot neokeinsiānisko un reālā biznesa cikla teorijas, autore nonāk pie secinājumiem, ka

- saskaņā ar neokeinsiāniskas teorijas uzskatiem, nauda nav neitrāla un tā ietekmē ekonomisko aktivitāti;
- turpretī pilnīgi pretējs viedoklis ir reālā biznesa cikla teorijas piekritējiem – nauda ir neitrāla un neietekmē ekonomiku.

Dažādu viedokļu esamība ļauj autorei izdarīt tādu secinājumu – ka, iespējams, naudas teoriju galvenā problēma ir pieņēmums, ka tikai viena teorija ir pareiza. Iespējams, ka reālai ekonomikai, kura sastāv no daudziem cilvēkiem, tirgiem un nozarēm var piemērot ne tikai vienu teoriju. Tādā daudzu sektoru modeļu ekonomikā var būt pareizas vairākas teorijas, katra no tām var būt pielietota atsevišķam sektoram.

Ja dažādas ekonomiskās teorijas pielietotu dažādām mūsdienu ekonomikas sastāvdaļām, tad jebkura atsevišķi paņemta klasiskā, tradicionālā keinsiānisma, monetārisma, jaunā klasiskā, mūsdienu keinsiānistu, neokeinsiānistu un reālā biznesa cikla teorija būs nepietiekoša, lai noteiktu ekonomisko aktivitāti un cenu līmeni. Iemesls ir saistīts ar to, ka visi ekonomikas sektori ir savstarpēji saistīti un monetārā politika tiek īstenota visā ekonomikā. Bet tādas teorijas palīdz paskaidrot, kāpēc centrālā banka bieži sūdzas par to, ka nevar stabilizēt visus ekonomikas sektorus vienlaicīgi.

Piemēram, ekonomikas daudzu sektoru modelī “līgumu” sektoru var uzlabot pielietojot dažus politikas instrumentus, bet “klasiskais” sektors var neko no tā neiegūt vai pat pasliktināties pēc tādās darbības. Ekonomikas daudzu sektoru modeļi palīdz paskaidrot, kāpēc dažās nozarēs netiek slēgti darba algas līgumi, bet citās – tiek praktizēti un kāpēc dažos sektoros slēdzot darba alga līgumus neindeksē darba algu.

¹ Миллер Р., Ван-Хуз Д. Современные деньги и банковское дело.- Москва: ИНФРА-М, 2000.-636 стр.

² Mankiw G. Commentary, in: Monetary Policy on the 75th anniversary of the Federal Reserve System, ed. Michael T. Belongia,- Boston: Kluwer academic Publishers, 1991, 275-276 p.

Naudas teorija attīstīties arī tālāk un diskusijas par naudas neitralitāti būs aktuālas vēl pietiekoši ilgu laiku, tas stimulē naudas teorētiskus izstrādāt jaunas koncepcijas un veikt pētījumus.

1.2. Modernie uzskati par naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma kanāliem

Lai noteiktu un īstenotu naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma ietekmi uz tautsaimniecību ir nepieciešams saprast, kādi instrumenti to iespaido un cik lielā mērā. Naudas piedāvājuma izmaiņas transformējas uz ekonomiku ar transmisijas kanālu palīdzību. Iepriekšējā apakšnodalā autore analizēja transmisijas mehānismu dažādās teorijās: gan keinsianismā, gan monetāriskā, kā arī modernās teorijās. Šajā apakšnodalā autore analizē naudas piedāvājuma nozīmi katrā kanālā, lai noteiktu kā naudas piedāvājuma izmaiņas realizējas katrā kanālā, kā arī kāda empīriskā nozīme ir šai iedarbībai. Lai sasniegtu izvirzīto mērķi darba autore veica jaunākās speciālās literatūras izpēti, iepazīs ar centrālo banku personālu anketēšanas un interviju rezultātiem. Darbā ir izmantota informācija no ziņojumā – “Report on consolidation in the financial sector”, kurš apkopo Finanšu ministriju un centrālo banku darbinieku viedokļus par naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma kanālu nozīmi vairākās valstīs. Šajā ziņojumā savu viedokli izsaka speciālisti no sekojošām valstīm un organizācijām: no Austrālijas, Beļģijas, Francijas, Vācijas, Itālijas, Japānas, Holandes, Spānijas, Zviedrijas, Šveices, Lielbritānijas, ASV, kā arī no Eiropas Centrālās Bankas, Eiropas Komisijas, Starptautiskā Valūtas Fonda, Ekonomiskās Sadarbības un Attīstības Organizācijas.

Naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma ietekme uz reālo ekonomiku – tā saucamo “melno kasti”- vienmēr ir ekonomistu uzmanības lokā. Zinātniskā literatūrā izdala vairākus transmisijas kanālus: ieskaitot procenta likmes, valūtas kursu, inflācijas gaidas (lielāka gaidāma inflācija pazemina reālo procenta likmi), banku kredītu, bilances efektu, labklājības efektu, bet ir maz pierādījumu par kanālu precīzu ietekmi uz reālo ekonomiku (piemēram, Miškins F.). Autore savā darbā pētīja sekojošos transmisijas kanālus:

- procenta likmes (monetārais);
- kredīta;
- valūtas maiņas kurss.

Šis iedalījums ir nosacīts, jo kanāli ir cieši saistīti un centrālā banka nevar tieši izmērīt konkrēta kanāla iedarbību. Tā var salīdzināt atsevišķus rādītājus un to attīstību, netieši gūstot priekšstatu par transmisijas mehānismu.

1.2.1. Procenta likmes kanāls

Saskaņā ar vienkāršo monetārā (procenta likmes) kanāla modeli, centrālās bankas politika nosaka īstermiņa procenta likmes. Arbitrāža tirgū nodrošina, ka ilgtermiņa finansu aktīvu ienesīgums ir tekošās un nākotnes īstermiņa likmju vidējais svērtais, pieskaitot attiecīgu risku. Konkurence aizdēvēju starpā nodrošinās, ka procenta likmes, kuras nosaka bankas, būs determinētas, ņemot vērā tirgus procentu likmju termiņa struktūru. Praksē arbitrāža nav absolūta un ir atkarīga no citiem faktoriem, tādiem kā tirgus likviditāte un monopolspējas līmenis.

Procenta likmes kanāls ir cieši saistīts ar kredītu kanālu. Saskaņā ar neoklasisko teoriju, konkurences palielināšana finansu starpnieku vidū sekmē ilgtermiņa procentu likmju palielināšanu. Palielinoties procentu likmēm, samazinās izsniegto kredītu kopapjoms, jo bankas izsniedz kredītus tikai pēc dziļākas kredītu atdošanas iespēju

analīzes, savukārt kredītus ar augstām procentu likmēm uzņēmumi būtu spējīgi atpelnīt, līdzekļus ieguldot paaugstināta riska projektos, kas ne vienmēr būtu veiksmīgi. Rezultātā firmas samazina investēšanu un reālo darbību.¹

Lai varētu labāk izprast procenta likmes kanāla nozīmi, ir nepieciešams izpētīt procentu likmju mehānismu, neņemot vērā monetārās politikas pasākumus. Nepiekrītot Modiljani –Millera uzskatiem, Garlejs G. un Šous S. 1995.gadā ieviesa jaunu ideju par firmas un mājsaimniecības finansu struktūras svarīgumu.² Viņi izmantoja jēdzienus, kurus ieviesa Akerlofs G. 1970.gadā: morālais risks (moral hazard) un neveiksmīgas izvēles (adverse selection) problēmas.³ Garlejs G. un Šous S. uzskatīja, ka asimetriskā informācija var novest pie morālā riska (moral hazard) un neveiksmīgas izvēles (adverse selection) problēmām. Saskaņā ar viņu ideju, slikti aizņēmēji monetārās politikas restrikcijas laikā bankrotē ātrāk nekā ekspansīvās politikas laikā, un kreditori nevar viegli atšķirt labus debitorus no sliktiem. Tādēļ kreditori palielinās procentu likmes, kad monetārā politika būs restriktīva. Daimonds D. 1984.gadā savā rakstā "Financial intermediation and delegated monitoring" apgalvo, ka bankas spēlē "deleģētas pārraudzības"⁴ lomu. Tas nozīmē, ka tās iegūst speciālās zināšanas par firmu un indivīdu kredītspēju. Tādēļ bankas darbība ir saistīta ar mazāku sistemātisku risku, un tās ir spējīgas pielāgot procentu likmes jebkurā laikā. Kredīta devēji kredītus piedāvā tieši finansu tirgū. Tomēr dažām firmām (īpaši nelielām) ir grūtāk padarīt savu finansu stāvokli pievilcīgāku kreditoriem nekā citām. Tādā veidā, kredītspēja ir atkarīga ne tikai no procentu lieluma, bet arī no citiem faktoriem, tādiem kā spēja pierādīt kredītu nepieciešamību. Finansu tirgū var vienkārši atteikt un neiedot kredītu, ja kredītņēmējs nespēj savus projektus prezentēt kā rentablus. Rezultātā, monetārai politikai ir asimetrisks efekts uz aizņēmējiem: mazām firmām tas būs lielāks nekā lielām.

Autore izpēta kā procenta likmes kanāls izpaužas dažādās valstīs. Valstu izvēle pamatojas uz SVF valstu klasifikāciju: attīstītas valstis, attīstības valstis un valstis pārejas periodā.⁵

No attīstīto valstu grupas autore izvēlējās Japānu. Japānas gadījums, ņemot vērā dažus apstākļus, kurus autore pamato tālāk, var dod īpašu nozīmi monetārās politikas transmisijas mehānisma izpētei.

Japānas Banka 90-to gadu beigās ļoti spēcīgi samazināja diennakts procentu likmi-monetārās politikas operatīvo mērķi- tik zemu, cik ir iespējams, līdz 0.03%. Likme būtu nulle, bet 0.03% ir nepieciešami, lai kompensētu transakcijas izdevumus. Pēdējos gados monetārā politika sasniedza nominālo procentu likmju līmeni, un monetārās transmisijas testēšana tik neparastā vidē var dod efektīvu politikas novērtējumu.

Pētījumi bāzējas uz vektoru autoregressa (VAR) modeli. Šis modelis ļauj izmantot tikai dažus ierobežojumus, lai noteiktu kā monetārās politikas šoki ietekmē reālu ekonomiku. Autore izpētīja dažādus modeļa veidus: bāzes modeli, privāto sektoru

¹ Siegfried N. Monetary Transmission Mechanisms in Euroland,- Hamburg University pb., 2001,1-15 p.

² Gurley G. and Shaw S. Financial aspects of economic development,- American Economic Review 45(4), 1995, 515-538 p.

³ Akerlof G. The market for lemons: Quality, uncertainty and the market mechanism,- Quarterly Journal of Economics 89, 1970, 488-500 p.

⁴ Diamond D. Financial intermediation and delegated monitoring,- Review of Economic Studies 51, 1984, 393-414 p.

⁵ IMF Analytical Framework, Concepts, Definitions and Classifications, - Dissemination Standards bulletin, 2002

finansēšanas modeli, bankas kreditēšanas modeli un apkopoto modeli. Šos modeļus izstrādāja Džeims Morsinks ar Tamimi Bajomi.¹

Bāzes modelis sastāv no ekonomikas aktivitātes, cenas, procentu likmes un plašās naudas rādītāja. Ekonomiska aktivitāte tiek mērīta ar reālo privāto pieprasījumu (reālais IKP mīnus kopējie valdības izdevumi) tādēļ, ka privātā sektora pieprasījumu regulē, pārsvarā, ar fiskālo politiku, kura tiek uzskatīta pa eksogēnu.² Privātais pieprasījums tiek izteikts kā potenciālās izlaides koeficients. Cenu līmenis tiek izteikts ar patēriņa cenu pārmaiņas indeksu. Reālā plašā nauda (M2 plus depozītu sertifikāti (CD)) tiek dalīta ar potenciālo produkcijas izlaidi. Tādā veidā plašās naudas izmaiņas var viegli interpretēt kā monetārās politikas multiplikatoru.

Papildus nemainīgiem terminiem un laika trendam, VAR (vektoru autoregressa) arī iekļauj divus fona rādītājus ar mērķi saistīt īstermiņa pieprasījuma novirzes ceturksni pirms un ceturksni pēc patēriņa nodokļa ieviešanas 1989.gadā aprīlī un nodokļa palielināšanas 1997.gadā aprīlī, lai ietekmes summa būtu nulle visu laiku. Pētījuma periods ir no 1982.g-2000.g., dati ir par ceturkšņiem.

Bāzes modelis piedāvā četrus rezultātus saistītus ar procenta likmes transmisijas mehānismu:

- 1) procenta likmes šoks statistiski nozīmīgi ietekmē reālo privāto pieprasījumu;
- 2) plašās naudas šoks statistiski nozīmīgi ietekmē ekonomisko aktivitāti, pat ja procenta likmes ir iekļautas modelī (tās tiek kontrolētas), kas pierāda, ka nepolitiskie monetārie šoki arī ir svarīgi, nosakot ekonomisko aktivitāti, un ka procenta likmes kanāls pats par sevi nav monetāro šoku transmisijas avots ;
- 3) procenta likmes šoka ietekme uz izlaidi, vairumā gadījumos, tiek pārraidīta caur plašo naudu;
- 4) šaurai naudai nav lielas ietekmes uz izlaidi.

Pētnieki nonāca pie secinājuma, ka procenta likmes kanāls pats pa sevi neizraisa monetārus šokus Japānā. Lai pilnveidotu pētījumus, Bajomi ar Morsinku papildināja centrālās bankas diennakts procentu likmes ar komercbanku likmi. Tiek konstatēts, ka diennakts likme uzreiz un spēcīgi ietekmē kredītlīkmi tiešā veidā. Savukārt, M2 un privātais pieprasījums reaģē uz kredītlīkmi šokiem negatīvi un statistiski nozīmīgi. Tas ļauj izdarīt secinājumu, ka procenta likmes kanāla darbība sākas ar centrālās bankas procentu politiku un pēc tam caur banku kredītlīkmi un banku bilanci (ieskaitot plašu naudu) ietekmē privāto pieprasījumu.

Nākamais privāto sektoru finansēšanas modelis ir bāzes modeļa modifikācija. Bāzes modelis tiek papildināts ar privātā sektora finansēšanas komponentiem: banku kredītiem uzņēmumiem un māsājniecībām (banku kredīti), valdības institūciju kredītiem tam pašam sektoram (sabiedriskie kredīti) un uzņēmumu finansēšanu caur vērtspapīru tirgu.

Saskaņā ar šo modeli japāņu ekonomisti konstatēja, ka bankas kredīti spēlē galveno lomu naudas piedāvājuma transmisijas mehānismā caur naudas piedāvājuma ietekmi uz reālo ekonomiku.

Nākamais modelis pārbaudīja banku lomu naudas piedāvājuma transmisijas mehānismā, pievienojot bāzes modelim galvenos bankas aktīvu komponentus: kredītus un ieguldījumus vērtspapīros.

¹ Morsink J. and Bayoumi T. A Peek Inside the Black Box: The Monetary Transmission Mechanism in Japan,- IMF staff paper Vol.48.No1, 2001, 22-57 p.

² Bayoumi T. The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s,- IMF working paper No.WP/99/13, 1999, 156 p.

Pētījumos iegūtie rezultāti apstiprināja iepriekšējā modelī iegūtos secinājumos, ka bankas kredīta kanālam (šajā gadījumā bilances kanālam, kas ir kredītu kanāla sastāvdaļā) ir liela ietekme uz reālo ekonomiku. Autori konstatēja, ka banku kredīti un vērtspapīri negatīvi reaģē uz procentu šokiem un pozitīvi uz monetāriem šokiem.

Un pēdējais apkopotais modelis atšķiras no bāzes modeļa ar diviem būtiskiem aspektiem.

Pirmkārt, atspoguļo īpašu biznesa investīciju jutīgumu pret monetāriem šokiem. Tas tiek panākts, dalot privāto pieprasījumu biznesa investīcijās un pārēja privātā pieprasījuma.

Otrkārt, pievienojot VAR modelim banku kredītus.

Šis modelis parāda pozitīvu sakarību starp M2 un centrālās bankas diennakts procenta likmi.

Morsinks ar Bajoumi nonāk pie secinājuma, ka naudas piedāvājuma ietekme uz procenta likmēm ir negatīva un nenozīmīga.

Nākamā valsts grupa ir attīstības valstis, no šīs grupas tika analizētas Peru un Meksika.

Peru centrālās bankas pētījumi parādīja, ka centrālās bankas refinansēšanas likmes palielinājums ietekmē banku diennakts likmi. Tas savukārt var ietekmēt tirgus ilgtermiņa likmi, tādējādi ietekmējot kopējo pieprasījumu un inflāciju. Procenta likmes kanāls ietekmē kredītu apjoma izmaiņas vietējā valūtā par 80%¹. Pētījumi parādīja, ka naudas bāze, diennakts procenta likme un valūtas kurss ietekmē ilgtermiņa kreditēšanas likmes un citus mainīgos, tādus kā inflācija, devalvācijas gaidas, plašā nauda vietējā valūtā un privātā sektora kreditēšana.

Rezultātā Zenons Kjuspe Misaico nonāca pie secinājuma, ka procenta likmes kanāls ir efektīvs Peru gadījumā.²

Meksika agrāk nekā citas Latīņamerikas valstīs pārgāja uz peldošo valūtas kursa režīmu (1995.g), un monetārā politika kļuva par galveno ekonomikas enkuru. Tādēļ šis valsts izpētei autore pievērsa īpašu uzmanību.

Martinezs L., Sančess O. un Verners, analizējot tirdzniecības un netirdzniecības sektorus, atklāja, ka eksogens procentu likmju pieaugums negatīvi un statistiski nozīmīgi ietekmē cenu līmeni.³ Pētījumu rezultāti parādīja, ka procenta likmes kanāls, papildus ietekmei caur valūtas maiņas kanālu, negatīvi ietekmē pieprasījumu un beigās arī cenas.

Reālo procentu likmju pieaugums palielināja starpnieku izdevumus (starpība starp kredītu un depozītu likmēm), kas savukārt, izraisīja produkcijas izlaides samazinājumu. Procentu likmju pieaugums par 1% izraisīja vidējo izdevumu pieaugumu par 0.36% uzreiz un 0,49% ilgtermiņa periodā (statistiski nozīmīgs virs 5%), izraisot produkcijas izlaides samazinājumu par 0,23% (statistiski nozīmīgs virs 10%) pēc četriem mēnešiem. Papildus tiek atklāts, ka reālo procentu likmju pieaugums negatīvi ietekmē piegādātāju

¹ Quispe Misaico Z. Monetary policy in a dollarised economy: the case of Peru, - published in Monetary policy frameworks in a global context, edited by Lavan Mahadeva and Gabriel Sterne, Routledge & Bank of England, London-New York, 2000, 215 p.

² Quispe Misaico Z. Monetary policy in a dollarised economy: the case of Peru, - published in Monetary policy frameworks in a global context, edited by Lavan Mahadeva and Gabriel Sterne, Routledge & Bank of England, London-New York, 2000, 227 p.

³ Martínez L., Sánchez O. and Werner A. Monetary policy and the transmission mechanism in Mexico, - Bank of Mexico, 2000, 175-209 p.

kredītu. Procenta likmes pieaugums par 1%, vidēji, sākumā izraisa kredīta pieaugumu, bet pēc 3 mēnešiem samazinājumu. Rezultātā piegādātāju kredīts samazinājies par 0,6%.¹

Martinezs, Sančes un Verners uzskata, ka procenta likmes ietekme uz starpnieku izdevumiem nenozīmē procentu likmes kanāla statistiski nozīmīgu ietekmi uz ekonomiku. Viņi uzskatā, ka procentu likmes kanāla ietekme uz ekonomiku ir apšaubāma.

Aplūkosim trešo valstu grupu – valstis pārejas periodā: Poliju un Baltijas valstis. Pie līdzīgiem rezultātiem kā Japānā un Meksikā nonāca arī Polijas centrālās bankas darbinieki.² Viņi uzskata, ka procenta likmes kanālam ir neliela nozīme, salīdzinot ar valūtas maiņas kursa kanāla statistiski nozīmīgu un ļoti ātru iedarbību uz inflāciju, produkcijas izlaidi un nominālām algām.

Apkopojot iegūtos rezultātus dažādās valstīs, autore nonāca pie secinājuma, ka, pārsvarā, patstāvīga procenta likmes kanāla ietekme uz reālo ekonomiku ir nenozīmīga. Vairumā gadījumos, procenta likmes kanāls ir atkarīgs no mijiedarbības ar cietiem kanāliem, vai nu kredīta vai nu valūtas maiņas kursa kanāliem. Kas parāda, ka ekonomikā visas parādības ir savstarpēji saistītas.

Promocijas darba autore veica savu pētījumu Baltijas valstīs, lai noteiktu naudas piedāvājuma nozīmi transmisijas mehānisma kanālos. Kā arī salīdzināt iegūtos rezultātus ar rezultātiem, kurus ieguva citu valstu autori, veicot pētījumus dažādās valstīs.

Ar SPSS programmas palīdzību autore noteica korelāciju starp procentu likmēm un naudas masas agregātiem, tādā veidā nosakot naudas piedāvājuma nozīmi procenta likmes kanālā Baltijas valstīs. Pētījuma dati atbilst intervāla skalai, naudas masas rādītājiem ir normālais sadalījums, centrālās bankas procentu likmes Lietuvā neatbilst normālam sadalījumam, tādēļ korelāciju noteikšanai tika izmantots Spirmana koeficients. Pētījumos tika izmantota arī grafiskā analīze – izklīdināšanas diagramma (scatter).

1.1.tabulā ir piedāvāti Spirmana korelācijas koeficienti starp centrālo banku procentu likmēm un naudas masas rādītājiem.

1.1.tabula

Spirmana korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem M0, M2 un centrālās bankas procentu likmēm Lietuvā no 1999.-2001.g.

	M0	M2	Centrālās bankas diennakts likme	Centrālās bankas likviditātes likme
M0	1,000	,941(**)	-,033	,091
M2	,941(**)	1,000	-,183	-,539
Centrālās bankas diennakts likme	-,033	-,183	1,000	,917(**)
Centrālās bankas likviditātes likme	,091	-,539	,917(**)	1,000

Pētīt 1.1. tabulā aprēķinātus koeficientus, autore izdara sekojošus secinājumus:

- starp M0 un centrālās bankas diennakts likmēm pastāv negatīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir -0.033;

¹ Martínez L., Sánchez O. and Werner A. Monetary policy and the transmission mechanism in Mexico, - Bank of Mexico, 2000, 175-209 p.

² Bohdan K. and Wróbel E. The monetary transmission mechanism and the structural modelling of inflation at the National Bank of Poland, - National Bank of Poland, 2001, 232-252 p.

- starp M0 un centrālās bankas likviditātes likmēm pastāv pozitīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir 0.091;
- starp M2 un centrālās bankas diennakts likmēm pastāv negatīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir -0.183;
- starp M2 un centrālās bankas likviditātes likmēm pastāv negatīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir 0.539;
- visas pastāvošas korelācijas ir statistiski nenozīmīgas, tas nozīmē, ka starp naudas masas rādītājiem un centrālās bankas procentu likmēm nepastāv ekonomiski nozīmīga sakarība.

Vadoties no pētījumiem, kurus veica Morsinsks ar Bajomi Japānā, autore pārbaudīja vai starp centrālo banku procentu likmēm un kredīta likmēm pastāv korelācijas. (sk.1.2.tabulu)

1.2. tabula

Spirmana korelācijas koeficienti starp centrālās bankas procentu likmēm un procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs Lietuvā no 1999.-2001.g.

	Centrālās bankas diennakts likme	Centrālās bankas likviditātes likme	Īstermiņa kredītlīkmes	Vidējā termiņa kredītlīkmes	Ilgtermiņa kredītlīkmes
Centrālās bankas diennakts likme	1,000	,917(**)	,017	,383	,467
Centrālās bankas likviditātes likme	,917(**)	1,000	,442	,648(*)	,418
Vidējā termiņa kredītlīkmes	,383	,648(*)	,727(**)	1,000	-,523(*)
Ilgtermiņa kredītlīkmes	,467	,418	-,659(**)	-,523(*)	1,000

Analizējot koeficientus no 1.2.tabulas, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- starp centrālās bankas diennakts likmēm un īstermiņa kredītlīkēm kredītiestādēs pastāv pozitīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir 0.017;
- starp centrālās bankas diennakts likmēm un vidēja termiņa kredītlīkēm kredītiestādēs pastāv pozitīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir 0.383;
- starp centrālās bankas diennakts likmēm un ilgtermiņa kredītlīkēm kredītiestādēs pastāv pozitīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir 0.467;
- starp centrālās bankas likviditātes likmēm un īstermiņa kredītlīkēm kredītiestādēs pastāv pozitīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir 0.442;
- starp centrālās bankas likviditātes likmēm un vidējā termiņa kredītlīkēm kredītiestādēs pastāv pozitīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir 0.648;

- starp centrālās bankas likviditātes likmēm un īstermiņa kredītlīkmēm kredītiestādēs pastāv pozitīva korelācija- Spirmana korelācijas koeficients ir 0.418;
- arī šajā pētījumā visas pastāvošas korelācijas ir statistiski nenozīmīgas, tas nozīmē, ka starp centrālās bankas procentu likmēm un procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs nepastāv ekonomiski nozīmīgas attiecības.

Iegūtie secinājumi nesakrīt ar Morsinka un Bajomi atklājumiem, tādēļ ka Lietuvas centrālās bankas politika nevar ietekmēt procentu likmes kredītiem kredītiestādēs.

Tālāk autore pārbaudīja vai starp kredītlīkmēm un naudas masas rādītājiem pastāv statistiski nozīmīgas sakarības (sk.1.3.tab). Visiem pamatdatiem ir normālais sadalījums, tādēļ korelāciju noteikšanai tika izmantots Pirsona koeficients.

1.3.tab.

Pirsona korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem M0, M2 un kredītlīkmēm kredītiestādēs Lietuvā no 1993.-2001.g.

	M0	M2	Īstermiņa kredītlīkmes	Vidējā termiņa kredītlīkmes	Ilgtermiņa kredītlīkmes
M0	1,000	,945(**)	-,885(**)	-,737(**)	,320
M2	,945(**)	1,000	-,830(**)	-,678(**)	,518(*)
Īstermiņa kredītlīkmes	-,885(**)	-,830(**)	1,000	,781(**)	-,571(**)
Vidējā termiņa kredītlīkmes	-,737(**)	-,678(**)	,781(**)	1,000	-,467(*)
Ilgtermiņa kredītlīkmes	,320	,518(*)	-,571(**)	-,467(*)	1,000

Analizējot 1.3.tabulā piedāvātus koeficientus, autore nonāca pie sekojošiem secinājumiem:

- starp M0 un īstermiņa kredītlīkmēm kredītiestādēs pastāv negatīva korelācija- Pirsona korelācijas koeficients ir -0.885;
- starp M0 un vidējā termiņa kredītlīkmēm kredītiestādēs pastāv negatīva korelācija- Pirsona korelācijas koeficients ir -0.737;
- starp M0 un ilgtermiņa kredītlīkmēm kredītiestādēs pastāv pozitīva korelācija- Pirsona korelācijas koeficients ir 0.320;
- starp M2 un īstermiņa kredītlīkmēm kredītiestādēs pastāv negatīva korelācija- Pirsona korelācijas koeficients ir -0.830;
- starp M2 un vidējā termiņa kredītlīkmēm kredītiestādēs pastāv negatīva korelācija- Pirsona korelācijas koeficients ir -0.678;
- starp M2 un ilgtermiņa kredītlīkmēm kredītiestādēs pastāv pozitīva korelācija- Pirsona korelācijas koeficients ir 0.518;
- starp ilgtermiņa kredītu likmēm un naudas masas rādītājiem pastāvošas korelācijas ir gan statistiski gan ekonomiski nenozīmīgas;
- iegūtas negatīvas korelācijas starp īstermiņa, vidējā termiņa kredītu likmēm un naudas masas rādītājiem ir gan statistiski gan ekonomiski nozīmīgas, kas sakrīt arī ar citu valstu iegūtiem rezultātiem: Morsinks ar Bajomi (Japānā); Bohdans ar Vrobeli (Polija). Tas apstiprina secinājumu, pie kura nonāca Morsinks ar Bajomi, ka caur banku kredītlīkmi var ietekmēt reālu ekonomiku. Autore grib atzīmēt, ka kredītlīkmes ietekme uz ekonomiku ir īstermiņa.

Nemot vērā, ka Lietuvas centrālās bankas politika nevar ietekmēt kredītiestāžu kredītu likmes, autore uzskata, ka Lietuvā procenta likmes kanāls ir neefektīvs. Autore izdarītais secinājums sakrīt ar secinājumu, pie kura nonāca arī Lietuvas centrālās bankas darbinieks Igors Vetlovs, uzskatot, ka Lietuvā procenta likmes kanāls nedarbojas.¹

Latvijas gadījumā tika izmantotas Latvijas bankas refinansēšanas likme, procentu likmes lombarda kredītiem līdz 10 dienām un no 21 dienas. Kā arī papildus tika izmantotas vidējās svērtas gada likmes latos izsniegtajiem īstermiņa un ilgtermiņa kredītiem kredītiestādēs.

Nemot vērā, ka visiem mainīgiem ir normālais sadalījums, statistiskas nozīmes noteikšanai tika izmantots Pirsona korelācijas koeficients.

1.4.tab.

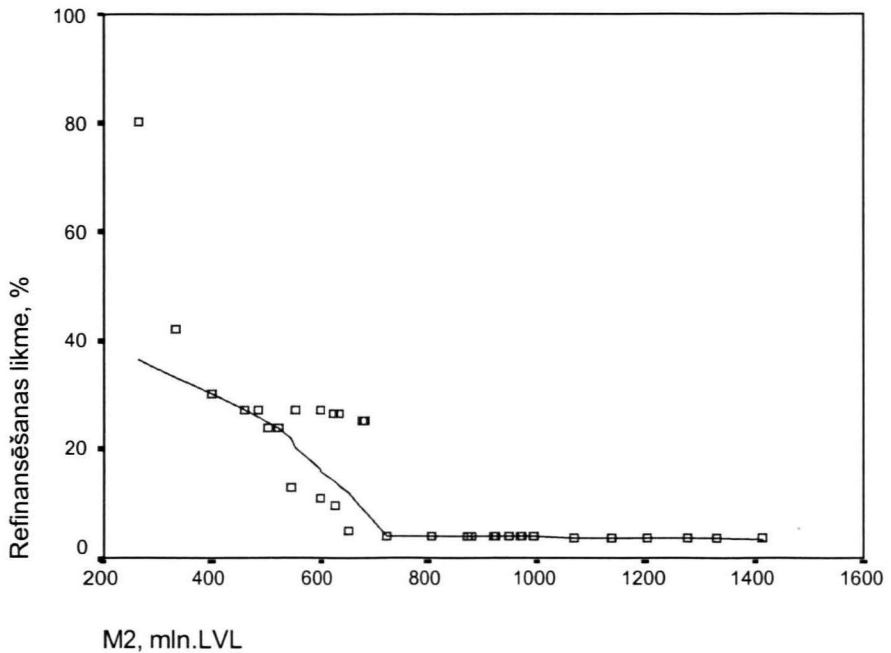
Pirsona korelācijas koeficienta noteikšana starp naudas masas rādītājiem M0, M2 un procentu likmēm Latvijā no 1993.-2001.g.(refinansēšanas likme) un no 1997.-2001.g.(lombarda likmes)

	M0	M2	Refinan - sēšanas likme	Procentu likme lombarda kredītiem līdz 10 dienām	Procentu likme lombardu kredītu no 21 dienas
M0	1,000	,962(**)	-,844(**)	,147	,147
M2	,962(**)	1,000	-,741(**)	-,293	-,293
Refinansēšanas likme	-,844(**)	- ,741(**)	1,000	,179	,179
Procentu likme lombarda kredītiem līdz 10 dienām	,147	-,293	,179	1,000	1,000(**)
Procentu likme lombardu kredītu no 21 dienas	,147	-,293	,179	1,000(**)	1,000

Saskaņā ar Pirsona testu:

- starp M0, M2 un centrālās bankas refinansēšanas likmēm pastāv negatīvas korelācijas: korelācijas koeficienti ir - 0.844 un -0.741 attiecīgi, kas ir daudz ciešākas nekā Lietuvas gadījumā;
- starp M0, M2 un centrālās bankas lombarda likmēm līdz 10 dienām pastāv gan pozitīvas, gan negatīvas korelācijas: korelācijas koeficienti ir 0.147 un -0.293 attiecīgi;
- starp M0, M2 un centrālās bankas lombarda likmēm līdz 21 dienai pastāv gan pozitīvas, gan negatīvas korelācijas: korelācijas koeficienti ir 0.147 un -0.293 attiecīgi;
- plašās naudas M2 ietekme uz refinansēšanas likmi ir negatīva un statistiski nozīmīga. Autore 1.1.garfīkā attēlo plašās naudas M2 ietekmi uz refinansēšanas likmi Latvijā.

¹ Vetlovs I. Aspects of Monetary Policy and the Monetary Transmission Mechanism in Lithuania, - Baltic International Centre for Economic Policy Studies, Baltic Economic Trends, 2001, N2, 28-37 p.



1.1. grafiks

M2 (mln.LVL) ietekme uz Latvijas Bankas refinansēšanas likmi no 1993.-2001.g.

Pielietojot grafisku analīzi, autore nonāk pie secinājuma, ka, kaut arī starp refinansēšanas likmi un naudas masas rādītājiem pastāvošas statistiskas sakarības ir nozīmīgas, tomēr ekonomiskas sakarības tādas nav. Tas nozīmē, ka centrālā banka ar naudas piedāvājuma palīdzību nevar ietekmēt procenta likmes kanālu Latvijā.

Darba autore pārbaudīja, vai Latvijā starp centrālās bankas procentu likmēm un kredīta likmēm kredītiestādēs pastāv pozitīvas sakarības. (sk. 1.5.tab.)

1.5.tabulas analīze ļauj autorei izdarīt sekojošo secinājumu, ka starp centrālo banku (refinansēšanas likme) un komercbanku procentu likmēm pastāv statistiski nozīmīgas sakarības. Tas apstiprina viedokli, kuru izteica Japānas ekonomisti Džeims Morsinks ar Tamimi Bajomi, ka monetārās politikas transmisijas mehānisma procenta likmes kanāla ietekme uz ekonomiku sākas ar centrālo banku procentu likmju ietekmes uz banku kredītlīkēm, kas, savukārt, ietekmē komercbanku bilanci. Pie līdzīgiem secinājumiem nonāca arī Veronika Babiča, uzskatot, ka Latvijā centrālo banku noteiktās procentu likmes tiešā veidā ietekmē komercbanku procentu likmes.¹

¹ Babich V. Monetary Transmission in Latvia, - Baltic International Centre for Economic Policy Studies, Baltic Economic Trends, 2001, N2, 16-28p.

1.5.tabula

Pirsona koeficientu noteikšana starp centrālās bankas procentu likmēm un procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs Latvijā no 1993.-2001.g.(refinansēšanas likme) un no 1997.-2001.g.(lombarda likmes)

	Refinansēšanas likme	lombarda kredītiem procentu likme līdz 10 dienām	Lombardu kredītu procentu likme no 21 dienām	Kredītlikmes, ilgtermiņa	Kredītlikmes, īstermiņa
Refinansēšanas likme	1,000	,179	,179	,837(**)	,892(**)
lombarda kredītiem procentu likme līdz 10 dienām	,179	1,000	1,000(**)	,589(**)	,533(*)
Lombardu kredītu procentu likme no 21 dienām	,179	1,000(**)	1,000	,589(**)	,533(*)
Kredītlikmes, ilgtermiņa	,837(**)	,589(**)	,589(**)	1,000	,926(**)
Kredītlikmes, īstermiņa	,892(**)	,533(*)	,533(*)	,926(**)	1,000

1.6.tab. ir piedāvāti Pirsona korelācijas koeficienti starp komercbanku procentu likmēm un naudas masas rādītājiem.

1.6.tabula

Pirsona korelācijas koeficientu noteikšana starp naudas masas rādītājiem M0, M2 un kredītlikmēm kredītiestādēs Latvijā no 1995.-2001.g.

	M0	M2	Vidējās svērtas gada likmes latos izsniegtajiem kredītiem kredītiestādēs, ilgtermiņa	Vidējās svērtas gada likmes latos izsniegtajiem kredītiem kredītiestādēs, īstermiņa
M0	1,000	,973(**)	-,876(**)	-,941(**)
M2	,962(**)	1,000	-,818(**)	-,834(**)
Vidējās svērtas gada likmes latos izsniegtajiem kredītiem kredītiestādēs, ilgtermiņa	-,876(**)	-,818(**)	1,000	,926(**)
Vidējās svērtas gada likmes latos izsniegtajiem kredītiem kredītiestādēs, īstermiņa	-,941(**)	-,834(**)	,926(**)	1,000

Veicot pārbaudi starp kredītlikmēm un naudas masas rādītājiem, autore nonāca pie līdzīgiem rezultātiem kā Lietuvas gadījumā:

- starp naudas masas rādītājiem un kredītlikmēm pastāv negatīvas ekonomiski nozīmīgas attiecības, Pirsona koeficienti no -0.818 līdz -0.941 ;
- starp kredītlikmēm un naudas masas rādītājiem gan Lietuvā, gan Latvijā pastāv skaitliski līdzīgi korelācijas koeficienti.

Apkopojot visus iegūtus secinājumus, autore nonāca pie kopējā secinājuma, ka abās valstīs naudas masas izmaiņas izraisa lielāku ietekmi uz kredītiestāžu procenta likmēm, nevis centrālo banku procenta likmēm. Iegūtie rezultāti apstiprina secinājumus, pie kuriem nonāca Japānas pētnieki, ka naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma

procenta likmes kanāla ietekme uz reālo ekonomiku sākas ar centrālo banku procentu likmju ietekmi uz banku kredītlīkēm, kas, savukārt, ietekmē komercbanku bilanci. Tas, savukārt, nozīmē, ka procenta likmes kanāls atsevišķi no citiem kanāliem gan Lietuvā, gan Latvijā nav efektīvs.

Autore nepētīja atsevišķi procenta likmes kanāla nozīmi Igaunijā. Pieņemot par pamatu Raula Lattēmae ar Rasmusa Pikkani pētījumus, saskaņā ar kuriem Igaunijā procenta likmes kanāls nav efektīvs. Kā arī pie dotā jautājuma autore atgriezās 3. nodaļā.

Nākamā apakšnodaļā autore analizē naudas piedāvājuma nozīmi kredīta kanālā Baltijas valstīs.

1.2.2. Kredīta kanāls

Pēc banku krīzes 90-jos gados ekonomistu liela daļa veltīja savu uzmanību tieši monetārās transmisijas kredīta kanāla izpētei (piemēram, Bernanke B. ar Getleru M. 1995.g.; Kašips A. ar Šteinu J. 1997.g.; Kakes J. 1998.g.). Kredīta kanāls ir visnenākais monetārās politikas kanāls, kas ietekmē ekonomiku caur kredīta apjoma izmaiņām finansu iestādēs un ir cieši saistīts ar procenta likmes kanālu. Kredīta kanāls iedalās divās daļās: banku kredīts un bilances kredīts. Monetārā politika var ietekmēt ekonomiku, iedarbojoties uz banku kredītēšanas apjomu (bankas kredīta kanāls). Bilances kredīta kanāls vai arī finansu katalizators balstās uz kredītņēmēja bilanci, kura parāda klienta kredītspēju.

Bankas kredīta kanāla nozīme ir atkarīga no vērtspapīru, bankas kredītu un bankas depozītu savstarpēju aizstāšanu. Kad procentu likmes samazinās, norēķinu kontu un krājkontu depozīti bankās samazinās, kas prasa tām samazināt bilances lielumu un, attiecīgi, samazināt kredītēšanas apmērus.

Bankas spēlē neatkarīgu, svarīgu lomu informācijas problēmu un citu kredītu tirgus domstarpību risināšanā, tādēļ, ka daži aizņēmēji (mazas firmas) nevar viegli atrast aizstājējus bankām. Rezultātā, izmaiņas banku spējā aizdot naudu – vai nu ietekmē monetārās politikas attīstību vai nu maina bankas kapitālu un finansēšanas iespējas, transformējoties uz aizņēmējiem.

Ekonomistu vidū pastāv debātes par bankas kredīta kanāla empīrisku nozīmi. Daži ekonomisti, pētot pat vienas un tās pašas valstis, nonāk pie dažādiem rezultātiem, vieni uzskata, ka kredīta kanāls ir nozīmīgs naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma kanāls (Kašips A. ar Šteinu J.), bet citi apšauba kanāla nozīmi (piemēram, Deili S. un Heildens A., Favero C., Mīrons J. un De Bondts).

Darba autore analizē kredīta kanāla nozīmi ASV, ES, Peru un Japānā.

ASV:

Kašips ar Šteinu, pētot ASV datus pa ceturkšņiem individuālo banku līmenī, piedāvā empīrisku atbalstu kredītēšanas kanāla pastāvēšanai ASV.¹ Viņi secina, ka monetārai politikai ir īpaša ietekme uz kredītēšanas politiku salīdzinoši nelielās bankās ar nelielu bilances likviditāti. Diemžēl šos pētījumus autori nevarēja veikt citās valstīs, tādēļ ka mazo firmu un banku detalizēti dati nav pieejami. Tomēr, empīriskie pētījumi, kuri balstās uz agregētiem datiem, var nest vērtīgus atklājumus.

Eiropas Savienība:

Nikolaus A. Zigfrid uzskata, ka bankas nevar bez maksas aizvietot depozītus ar citiem līdzekļiem, kas nebūtu obligātās rezervēšanas normas objekts, vai līdzekļiem, kuri nebūtu atkarīgi no centrālās bankas likmes. Tā kā restriktīva centrālās bankas politika

¹ Kashyap A. and Stein J. What Do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?,- American Economic Review, NBER Working Paper No.6065, 1997, 1-15 p.

piespiež bankas samazināt kredīta piedāvājumu, tad bankas kredīta kanāla nozīme būs atkarīga no ilgtermiņa kredīta īpatsvara bankas portfelī. Viņš nonāk pie secinājumiem, ka bankas kredīta kanāla ietekme būs stiprāka Vācijā un Holandē, bet Itālijā, Spānijā un Austrijā mazāka.¹

Saskaņā ar hipotēzi, kuru izvirzīja Kečetti 1999.gadā, monetārās politikas izmaiņas, un attiecīgi bankas kredīta kanāla iedarbība, būs nozīmīgāka tajās valstīs, kurās banku sistēma ir nestabila un ir daudz mazu banku, kā arī ekonomika ir atkarīga no banku finansēšanas spējām un mazām firmām.² Savā pētījumā Kečetti analizē EMS valstu bankas sistēmu: bankas sistēmas stabilitāti, bankas finansēšanas nozīmi, firmas lielumu, banku koncentrāciju. Analīzes rezultātā autors secina, ka mazas firmas ir vairāk atkarīgas no bankām nekā lielas. Viņš izmanto VAR (vektoru autoregres) metodi, lai izvērtētu bankas kredīta kanāla nozīmi, un atrod dažus pierādījumus savai hipotēzei. Kečetti nonāk pie secinājuma, ka konsolidācija, palielinot bankas lielumu un uzlabojot bankas sistēmas stabilitāti, samazina bankas kredīta kanāla nozīmi.

Lai noskaidrotu, vai Holandē kredīta kanālam ir nozīme un vai kredīta tirgus ir pieprasījuma determinēts, Jans Kakes izmantoja disagregētus datus, pielietojot Johansena testu. Autors nonāca pie secinājumiem, ka:

- banku kredīts nav monetārās transmisijas mehānisma svarīgs kanāls;
- bankas izmanto parādzīmes kā bufera fondu, lai kompensētu eksogēnus pārkāpumus.³

Jan Kakesa izdarīti secinājumi nesakrīt ar N.Zigfrīda pētījumiem, jo viņš uzskatīja, ka Holandē kanālam ir liela nozīme, toties Jana pētījuma rezultāti sakrīt ar De Bondta izdarītiem secinājumiem.

De Bondts, nosakot bankas kredīta kanāla nozīmi, pēta bankas sektora ieguldījumus vērtspapīros kā bankas spēju turpināt kreditēšanu, sekojot depozītu samazināšanas politikai. Saskaņā ar šo pētījumu, kurš koncentrējas uz lielākām ES valstīm, Bondts secināja, ka tādās valstīs kā Beļģija, Holande, Lielbritānija bankas kredīta kanālam nav nozīmes, bet Francijā, Itālijā, Vācijā ir.⁴ Tas nesakrīt ar N.Zigfrīda pētījumiem, jo viņš uzskatīja, ka Holandē kanālam ir liela nozīme, bet Itālijā tā ir mazāka. Tik dažādus rezultātus autore skaidro ar vienu no četriem iemesliem:

1. finansu sektors Lielbritānijā un Holandē ir "veselāks" nekā citās valstīs;⁵
2. Beļģijā, Holandē un Lielbritānijā ir vairāk bankas ar ārvalstu kapitālu, līdz ar to palielinās iespējas atrast citas finansēšanas alternatīvas, kas, savukārt, mazina bankas kredīta kanāla nozīmi.⁶ Saskaņā ar datiem Beļģijā, Holandē un Lielbritānijā 30-40% bankas sistēmas kapitāla pieder ārzemniekiem, kamēr citās valstīs mazāk nekā 10%;⁷

¹ Siegfried N. Monetary Transmission Mechanisms in Euroland,- Hamburg University pb., 2001,1-15 p.

² Cecchetti S. Legal Structure, financial structure, and the monetary policy transmission mechanism,- NBER Working Paper N.7151, 1999, 85-99 p.

³ Kakes J. Identifying the mechanism: is there a bank lending channel of monetary transmission in the Netherlands?,- Dutch Central Bank, AB Amsterdam, Netherlands March 1998, 63-67 p.

⁴ De Bondt G. Financial structure and monetary transmission in Europe: a cross-country study,- University of Amsterdam pb., 1999, 59-124 p.

⁵ Kashyap A. and Stein J. What Do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?,- American Economic Review, NBER Working Paper No.6065, 1997, 11 p.

⁶ Jayartne J. and Morgan D. Information problems and deposit constraints at banks,- Research paper 9731, Federal Reserve Bank of New York, 1997, 45-98p.

⁷ De Bondt G. Financial structure and monetary transmission in Europe: a cross-country study,- University of Amsterdam pb., 1999, 75 p.

3. Mazs banku koncentrācijas līmenis, kā piemēram, Vācijā, bankas kredīta kanāla nozīme var būt pastiprināta, tādēļ ka mazām bankām ir mazāka iespēja atrast papildus resursus;¹

4. Labāk attīstīts parādu tirgus Lielbritānijā mazina bankas kredīta ietekmi.

Peru:

Peru gadījumā, mazas un vidējas firmas, kā arī dažas lielas korporācijas ir atkarīgas no banku kreditēšanas. Šis raksturojums ļauj izdarīt secinājumu, ka bankas kredīta kanālam ir liela nozīme Peru. Centrālajai bankai ir ierobežotas iespējas samazināt komercbanku kredīta piedāvājumu, vismaz līdz 1996.-1997.gadiem, samazinot finansu fondus, pateicoties alternatīviem ārējiem avotiem bankas sistēmas finansēšanā. Centrālās bankas monetārās politikas ietekme uz vietējiem kredītiem privātā sektorā ir neitralizēta.

Vienkārši skatoties uz kredīta sistēmu, nevar noteikt, kura daļa no kredītu variācijām izraisa izmaiņas fondu piedāvājumā (asociēta ar bankas kredīta kanālu) un kura daļa izraisa izmaiņas kredīta pieprasījumā (vairumā saistīta ar naudas kanālu).

Zenons Kjuspe Misaico, Peru centrālās bankas darbinieks, veicot savu pētījumu par monetārās politikas transmisijas mehānismu ekonomikā ar daļēju dolarizāciju, izmantoja strukturālo vektoru autoregressa (SVAR) modeli. Viņš pieņēma, ka, ja pastāv pieprasījuma šoki, mēs varam prognozēt pozitīvu variāciju kredītiem kā vietējā valūtā, tā arī ārvalstu valūtā vietējā tirgū. Ja ir negatīvs piedāvājuma šoks kredīta tirgū, mēs varam prognozēt negatīvu reakciju kredītiem vietējā valūtā un pozitīvu reakciju kredītiem ārvalstu valūtā, ņemot vērā līdzekļu plūsmas aizvietojamību bankas sistēmā. Izdarot tādu pamatpieņēmumu, mēs sadalām izmaiņu variāciju kredītiem vietējā valūtā un ārvalstu valūtā.²

Tādā veidā Kjuspe Misaico noteica, kāds vietējo kredītu variācijas procents ir saistīts ar piedāvājuma un pieprasījuma šokiem attiecīgi. Pētot ikmēneša datus par 1997.-2000.g. periodu, viņš atklāja, ka:

- kredītu variācija vietējā valūtā, kuru izraisa piedāvājuma šoks ir 20%, bet ārvalstu valūtā vairāk nekā 90%;³
- kredītu variācija vietējā valūtā, kuru izraisa pieprasījuma šoks ir 80%, bet ārvalstu valūtā gandrīz nulle.⁴

Rezultātā autors nonāca pie secinājuma, ka naudas piedāvājuma transmisijas mehānisms ar monetārā kanāla palīdzību ietekmē kredītus vietējā valūtā par 80%, bet kredīta kanāls ir neitralizēts ar līdzekļu aizstāšanas iespēju banku sistēmā.

Japāna:

Atgriezīsimies pie banku kreditēšanas modeļa, kuru autore apskatīja 1.2.1.nodaļā.

Saskaņā ar banku kreditēšanas modeli, M2 ietekmē banku kredītus pozitīvi pirmos divos gados, sasniedzot savu maksimumu 7-8 ceturksnī, un tālāk seko ietekmes samazinājums.

¹ Roger W. Report on consolidation in the financial sector,- 2001, www.bis.org

² Quispe M. Monetary policy in a dollarised economy: the case of Per,- published in Monetary policy frameworks in a global context, edited by Lavan Mahadeva and Gabriel Sterne, Routledge & Bank of England, London-New York, 2000, 215 p.

³ Quispe M. Monetary policy in a dollarised economy: the case of Per,- published in Monetary policy frameworks in a global context, edited by Lavan Mahadeva and Gabriel Sterne, Routledge & Bank of England, London-New York, 2000, 226 p.

⁴ Quispe M. Monetary policy in a dollarised economy: the case of Per,- published in Monetary policy frameworks in a global context, edited by Lavan Mahadeva and Gabriel Sterne, Routledge & Bank of England, London-New York, 2000, 226 p.

Morsinsks ar Bajomi nonāk pie secinājuma, ka banku kredīti spēlē nozīmīgu lomu kā starpnieki, pārraidot procenta likmes un naudas šoku, kas savukārt ietekmē ekonomisko aktivitāti.

Rodas jautājums, kādēļ pētījumu rezultāti ir tik atšķirīgi?

Pētot šo jautājumu, autore pievienojas viedoklim, kurus izvirzīja Bermanke B. ar Blinderu B., Garretsens H. ar Sevanku J., uzskatot, ka monetārai kontrakcijai uzreiz seko būtisks vērtspapīru portfeļu samazinājums, kas var būt interpretēts kā buferšoks, kuru bankas izmanto, lai pasargātu kredīta darbību no monetārās politikas šokiem, kaut vai īstermiņa periodā. Sekojošs tam kredītu samazinājums var būt attiecināts uz pieprasījuma efektu. Šeit arī rodas galvenā problēma noteikt, vai monetārā politika izraisa kredīta izmaiņas vai to izraisa pieprasījuma izmaiņas. Lielāki pētījumi, kas tiek veikti, izmantojot agregēšanas datus, tajā skaitā arī Bermanke ar Blinderu, cieš no svarīgas identifikācijas problēmas: nespējas noteikt, vai kredīta samazinājumu pēc monetārās politikas restrikcijas izraisa bankas politika vai pieprasījums. Pēdējā gadījumā kredīta kanālam nav nozīmes. Tādēļ arī rodas tik dažādi rezultāti.

Indeksācijas problēmu risināšanai tiek piedāvāts izmantot "panel" datus no daudzām nefinansu iestādēm (piemēram, Getlers M. un Gilchrist S., Oliners S. ar Rudebašu G. un Gilchrist S. ar Zakrajseku T.). Autori nonāk pie secinājumiem:

1. ka restriktīvās monetārās politikas rezultāts ir tāds, ka mazas firmas samazina kredīta apjomus, bet lielas pieprasa vairāk;
2. ka kredīta tirgus ir pieprasījuma determinēts, kas padara kredīta kanālu par nenozīmīgu.

Rezultātā autore nonāk pie secinājuma, ka bankas kredīta kanāla nozīme ir dažāda, nevar noliegt, ka bankas kredīta kanāls iedarbojas uz ekonomiku, tomēr iedarbības pakāpe ir visai atšķirīga, vienās valstīs tam nav lielas nozīmes, bet citās ir pretēji. Dažādu valstu centrālo banku speciālisti tika intervēti, atbildot uz jautājumu: vai bankas kredīta kanāls ir svarīgs dotajā valstī¹. Aptaujas rezultātā noskaidrojās, ka bankas kredīta kanāla iedarbība uz ekonomiku ir cieši saistīta ar tradicionālo monetāro kanālu. 1990.-jos gados ASV tika pierādīts, ka bankas kapitāla šoks iedarbojas uz bankas kreditēšanu, un problēmas, saistītas ar kredītu saņemšanu, samazināja aktivitāti dažādos reģionos un rūpniecības nozarēs. Tomēr pilnas skaidrības, attiecībā uz bankas kredīta kanāla neatkarīgo lomu transmisijas mehānismā, tā arī nebija. Pastāv tāds apkopots viedoklis, ka bankas kredīta kanālam, kā tādām (bez monetārā kanāla), nav nozīmīga efekta uz transmisijas mehānisma ātrumu un lielumu. Kā arī centrālo banku speciālisti uzskata, ka nekas nemainīsies arī nākotnē.

Vācijas centrālās bankas darbinieki, uzskata, ka kanālam ir iedarbība uz maza un vidēja lieluma firmām. Tomēr, kā ziņo Bundesbanka, ņemot vērā kopējo globalizāciju, kas padara mazu firmu pieeju naudas tirgum arvien vieglāku, bankas kredīta kanāla nozīme arvien samazinās.

Otrais kredīta kanāla variants monetārā politikā ir bilances kanāls, kas ir saistīts ar kredīta nodrošinājuma nozīmi. Kad restriktīvas monetārās politikas rezultātā palielinās procentu maksājumi par neatmaksātiem kredītiem, firmas sastopas ar finansiālām grūtībām, un tās bilances stāvoklis pasliktinās. Bilances stāvoklis galvenokārt ir atkarīgs no neatmaksāto parādu lieluma.

Kā ar bankas kredīta kanālu, akadēmiskā literatūrā pastāv pretēji viedokļi arī attiecībā uz bilances kanāla (mājsaimniecības) empīrisko nozīmi. Vairāki pētnieki (Džapelli T. ar Pagano M. (1989.g.), Bačetta P. ar Gelahu S. (1997.g.) un De Bondts G. (1999g.)) apšaubā kanāla eksistenci, vismaz dažās valstīs. Bet citi pētnieki atrod dažus

¹ Roger W. Report on consolidation in the financial sector,- 2001, www.bis.org

gadījumus, kad kanāla ietekme ir nozīmīga. Piemēram, Dornbušs 1998.gadā atklāja, ka dažās Eiropas valstīs bankas kredīta un bilances kanāli ietekmē reālo ekonomiku, īpaši finansu struktūru, māsaimniecības parādu līmeni un priekšroku došanu hipotekāriem kredītiem.¹ Cits zinātnieks – De Bonds 1999.gadā veica testēšanu par māsaimniecības un biznesa neto vērtības (bilances) atkarību no monetārās politikas transmisijas, pārbaudot bilances kanāla esamību.² Viņš atklāja, ka bilances kanāls darbojas Vācijā, Itālijā un Holandē, bet Beļģijā, Francijā un Lielbritānijā nedarbojas.

Tādi zinātnieki kā Iakovello M. ar Minetti R. uzskata, ka bilances kanāla iedarbības pakāpe dažādās Eiropas valstīs atšķiras, pamatojot to ar dažādu kredīta tirgu attīstību.³ Viņi uzskata, ka konsolidācijas process samazina bilances kanāla nozīmi. Turpretī vadošo centrālo banku darbinieki uzskata, ka globalizācijas process neietekmē bilances kanālu, daži no viņiem domā, ka nākotnē situācija var mainīties.⁴

Savos pētījumos autore neveica kredīta kanāla efektivitātes pārbaudi Baltijas valstīs, tādēļ ka tas nav tiešā veidā saistīts ar promocijas darba tēmu, bet veica analīzi, nosakot naudas piedāvājuma nozīmi kredīta kanālā Baltijas valstīs.

Darba autore savu pētījumu sāka ar Lietuvu.

Visiem mainīgiem ir normālais sadalījums, kas ļauj pētījumā izmantot Pīrsona korelācijas koeficientu. Pētījuma objekti tika sadalīti pa termiņiem: īstermiņa un ilgtermiņa kredīti; pa valūtām: nacionālā valūtā un ārvalstu valūtā. 1.7.tabulā tika atspoguļotas korelācijas starp naudas masas rādītājiem un īstermiņa kredītiem laika posma no 1995.g.līdz 2001.g. (pa ceturkšņiem).

1.7.tabula
Pīrsona korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem un īstermiņa kredītiem Lietuvā no 1995.g.-2001.g.

	Mo	M2	Īstermiņa kredīts litos	Īstermiņa kredīts ārvalstu valūtā	Īstermiņa kredīti kopā
Mo	1,000	,883(**)	-,864(**)	,596(**)	-,655(**)
M2	,883(**)	1,000	-,897(**)	,576(**)	-,702(**)
Īstermiņa kredīts litos	-,864(**)	-,897(**)	1,000	-,447(*)	,885(**)
Īstermiņa kredīts ārvalstu valūtā	,596(**)	,576(**)	-,447(*)	1,000	,022
Īstermiņa kredīti	-,655(**)	-,702(**)	,885(**)	,022	1,000

Iegūtie rezultāti ļauj izdarīt interesantus secinājumus, ka:

1. starp naudas masas rādītājiem M0, M2 un īstermiņa kredītiem pastāv statistiski nozīmīgas attiecības;
2. naudas masas pieaugums izraisa īstermiņa kredītu nacionālā valūtā samazinājumu, savukārt, naudas masas pieaugums izraisa īstermiņa kredītu ārvalstu valūtā palielinājumu;
3. korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem un īstermiņa kredītiem nacionālā valūtā ir gandrīz divreiz augstāki nekā kredītiem ārvalstu valūtā: tā starp M0 un īstermiņa kredītiem nacionālā valūtā

¹ Dornbusch F. and Giavazzi T. The immediate challenges for the European Central Bank.- NBER Working Paper No 6369, Cambridge, MA, 1998,56-78 p.

² De Bondt G. Financial structure and monetary transmission in Europe: a cross-country study.- University of Amsterdam pb., 1999, 59-124 p.

³ Iacoviello M. and Minetti R. The credit channel of monetary policy and housing markets: international empirical evidence.- Mimeo, LSE, 2000, 1-77 p.

⁴ Roger W. Report on consolidation in the financial sector,- 2001, www.bis.org

- korelācijas koeficients ir -0.864 , bet starp īstermiņa kredītiem ārvalstu valūtā un M0 korelācijas koeficients ir 0.596 ;
4. kredītu ārvalstu valūtā esamība samazina kopējo korelāciju starp naudas masas rādītājiem un kopējiem īstermiņa kredītiem;
 5. starp īstermiņa kredītiem nacionālā valūtā un īstermiņa kredītiem ārvalstu valūtā statistiski nozīmīgas attiecības nepastāv.

1.8. tabulā autore izrēķina korelācijas koeficientus starp naudas masas rādītājiem M0, M2 un ilgtermiņa kredītiem, kā arī visiem kredītiem kopā laika posma no 1995.g. līdz 2001.g.

1.8.tabula

Pirsona korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem un ilgtermiņa kredītiem, kā arī visiem kredītiem kopā Lietuvā no 1995.g.-2001.g.

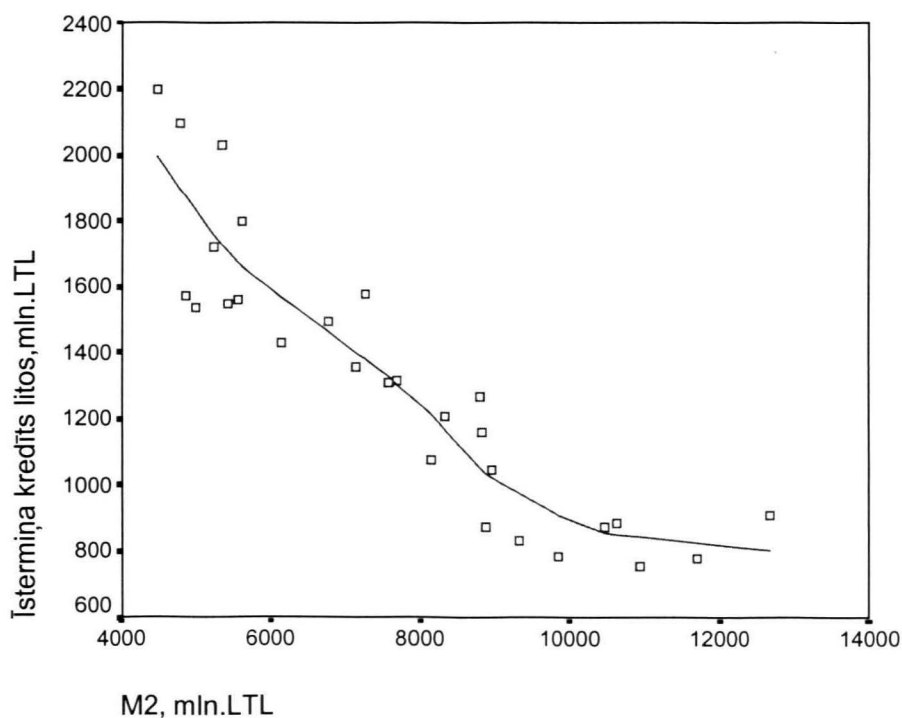
	M0	M2	Ilgtermiņa kredīti litos	Ilgtermiņa kredīts ārvalstu valūtā	Ilgtermiņa kredīti kopā	Kredīti kopā
M0	1,000	,883(**)	,525(**)	,882(**)	,908(**)	,848(**)
M2	,883(**)	1,000	,523(**)	,970(**)	,986(**)	,927(**)
Ilgtermiņa kredīti litos	,525(**)	,523(**)	1,000	,367	,550(**)	,441(*)
Ilgtermiņa kredīts ārvalstu valūtā	,882(**)	,970(**)	,367	1,000	,979(**)	,938(**)
Ilgtermiņa kredīti	,908(**)	,986(**)	,550(**)	,979(**)	1,000	,940(**)
Kredīti kopā	,848(**)	,927(**)	,441(*)	,938(**)	,940(**)	1,000

1.8.tabulas apkopoti rezultāti ļauj izdarīt sekojošus secinājumus:

1. starp naudas masas rādītājiem M0, M2 un ilgtermiņa kredītiem pastāv pozitīvas un statistiski nozīmīgas attiecības;
2. korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem un ilgtermiņa kredītiem ārvalstu valūtā ir ciešāki nekā starp kredītiem nacionālā valūtā: tā Pirsona koeficienti starp M0, M2 un ilgtermiņa kredītiem ārvalstu valūtā ir 0.882 un 0.970 attiecīgi, bet Pirsona koeficienti starp M0, M2 un ilgtermiņa kredītiem nacionālā valūtā ir 0.525 un 0.523 attiecīgi. Pilnīgi pretējais rezultāts tika iegūts korelācijas ar īstermiņa kredītiem;
3. starp ilgtermiņa kredītiem nacionālā valūtā un ilgtermiņa kredītiem ārvalstu valūtā statistiski nozīmīgas attiecības nepastāv;
4. pretrunīga kredītu iedarbība, atkarībā no valūtas, nesamazina, bet palielina kopējo korelāciju starp ilgtermiņa kredītiem un naudas masas rādītājiem: tā Pirsona korelācijas koeficienti ar M0, M2 un ilgtermiņa kredītiem kopā ir 0.908 un 0.986 attiecīgi;
5. starp M2 rādītājiem un ilgtermiņa kredītiem ārvalstu valūtā, ilgtermiņa kredītiem kopā un visiem kredītiem kopā pastāv attiecīgas korelācijas: 0.970 ; $0,986$; $0,927$. Visciešākās korelācijas ir starp M2 un ilgtermiņa kredītiem kopā: korelācijas koeficients ir $0,986$;
6. šaurākais naudas masas rādītājs M0 dot līdzīgus rezultātus, bet korelācijas koeficienti ir nedaudz zemāki: $0,882$; $0,908$; $0,848$. Visciešākās korelācijas ir starp M0 un ilgtermiņa kredītiem kopā: korelācijas koeficients ir $0,908$;

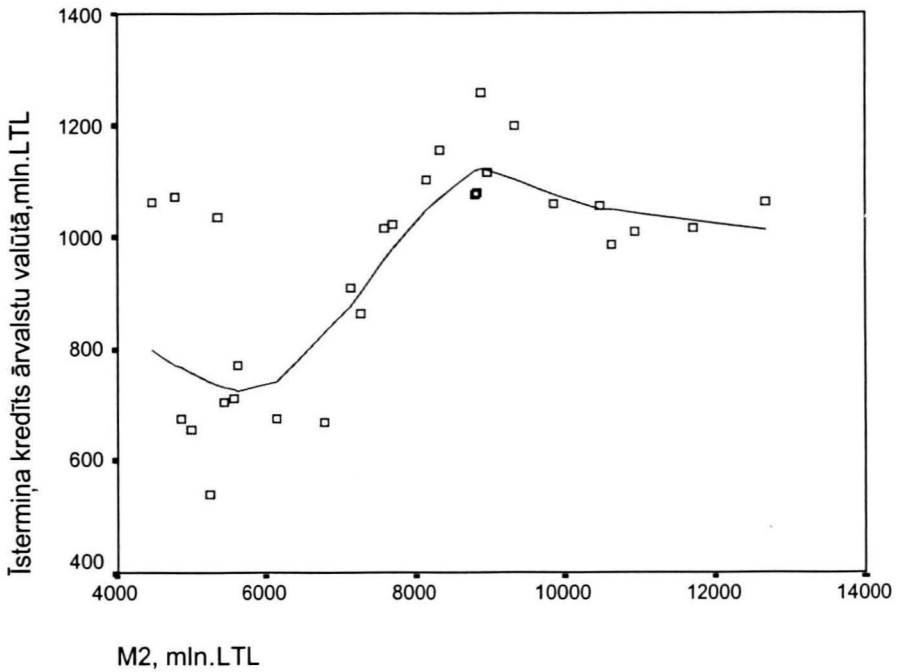
7. korelācijas starp naudas masas rādītājiem un ilgtermiņa kredītiem nacionālā valūtā vislabāk atspoguļo $M0$ nevis $M2$ (korelācijas koeficienti: 0,525 un 0,523 attiecīgi);
8. starp naudas masas rādītājiem un ilgtermiņa kredītiem, kā arī kredītiem kopā pastāv statistiski nozīmīgas attiecības, un šīs attiecības ir pozitīvas, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, kredīta apjoms palielinās.

Tālāk darbā autore izmanto grafisko pētīšanas metodi, lai pārbaudītu un padziļinātu izdarītus secinājumus. Grafiskai analīzei tika izmantots plašākais naudas masas rādītājs $M2$, jo tam ir ciešākās korelācijas ar kredītiem nekā naudas bāzei $M0$. 1.2. grafikā tiek atspoguļotas korelācijas starp $M2$ un īstermiņa kredītiem nacionālā valūtā no 1995.g.-2001.g. 1.3. grafikā tiek atspoguļotas korelācijas starp $M2$ un īstermiņa kredītiem ārvalstu valūtā no 1995.g.-2001.g. un 1.4. grafikā tiek atspoguļotas korelācijas starp $M2$ un īstermiņa kredītiem kopā no 1995.g.-2001.g.



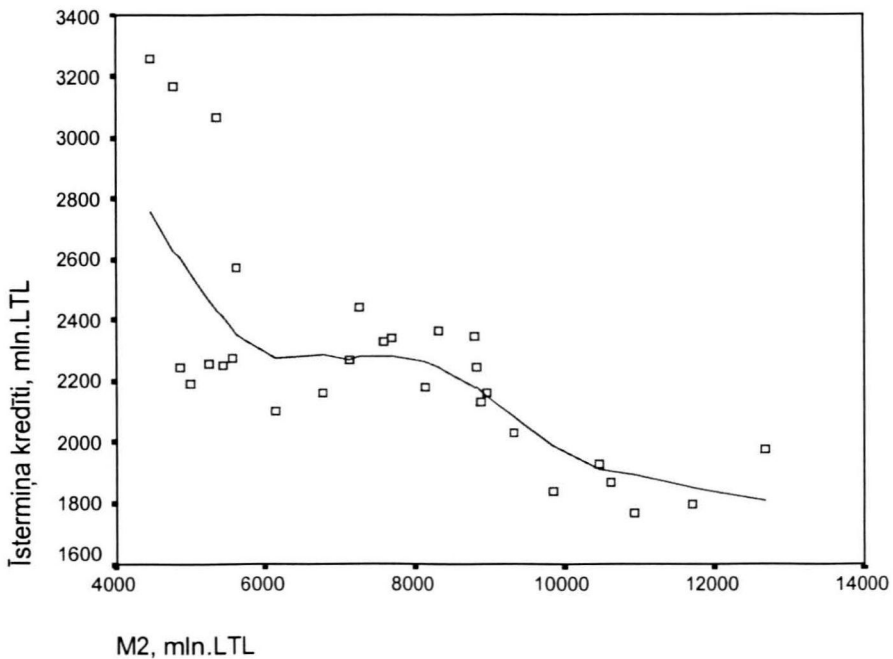
1.2.garfiks

$M2$ un īstermiņa kredīti nacionālā valūtā no 1995.-2001.g. Lietuvā, mln. LTL



1.3.garfiks

M2 un īstermiņa kredīti ārvalstu valūtā no 1995.-2001.g. Lietuvā, mln.LTL



1.4.garfiks

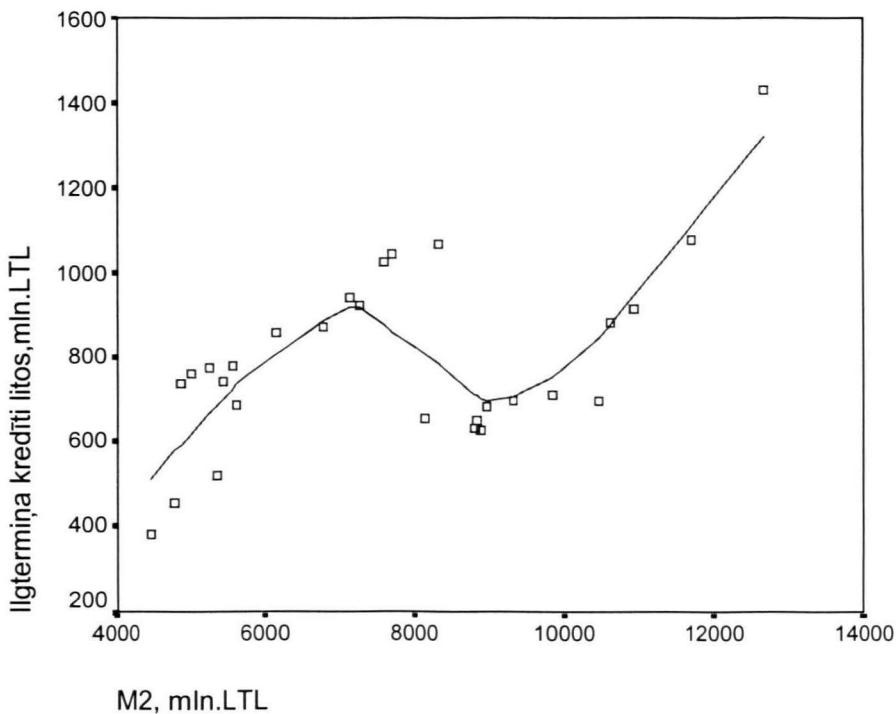
M2 un īstermiņa kredīti kopā no 1995.-2001.g. Lietuvā, mln. LTL

Grafiskā analīze apstiprina izdarītos secinājumus, ka starp naudas masas rādītājiem un īstermiņa kredītiem pastāv statistiski nozīmīgas attiecības un šīs attiecības starp kredītiem nacionālā valūta un īstermiņa kredītiem kopā ir negatīvas, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, kredīta apjoms samazinās. Izdarītais secinājums

neatbilst ekonomiskai teorijai, saskaņā ar kuru, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, kredīta apjomam ir jāpalielinās, pateicoties naudas multiplikatoram. Autore atrod skaidrojumu šim faktam, izanalizējot kredītu dinamiku par pētījuma periodu. Tā:

- īstermiņa kredīti nacionālā valūtā pētījuma periodā ir samazinājušies no 2195,1mln. 1995.g.sākumā līdz 911,5mln. 2001.g.beigās;
- arī īstermiņa kredīti kopā samazinājās pētījuma periodā no 3258,2mln. līdz 1974,4mln.;
- īstermiņa kredīti ārvalstu valūta pētījuma periodā ir svārstījušies, bet būtiski nav mainījušies: 1995.g.sākumā tie sastādīja 1063,1mln. un 2001.g.beigās - 1062,9mln.;
- Naudas masa ir pieaugusi pētījuma periodā: tā M0 pieauga no 437,4mln. līdz 4263mln.; M2 no 1491,3 līdz 12690,6mln.

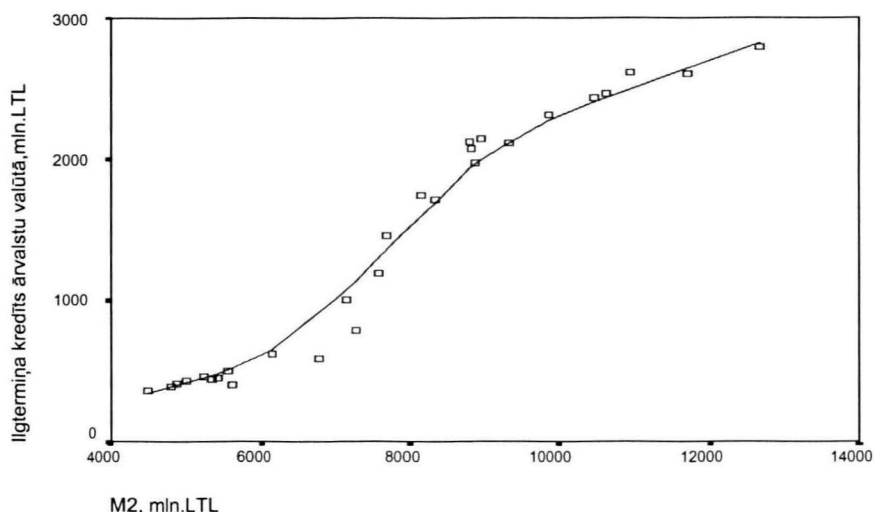
Ņemot vērā, ka naudas masa pieauga, bet īstermiņa kredīti nacionālā valūtā un kopā samazinājās, parādās negatīva saite starp kredītiem un naudas masu. Naudas masas pieaugums var būt skaidrojams ar citu kredītu veidu piegumu pētījuma periodā. Tālāk darba autore pārbaudīja, veicot grafisko analīzi, kādas attiecības pastāv starp naudas masu un ilgtermiņa kredītiem. 1.5. grafikā tiek atspoguļotas korelācijas starp M2 un ilgtermiņa kredītiem nacionālā valūtā no 1995.g.-2001.g.



1.5.grafiks

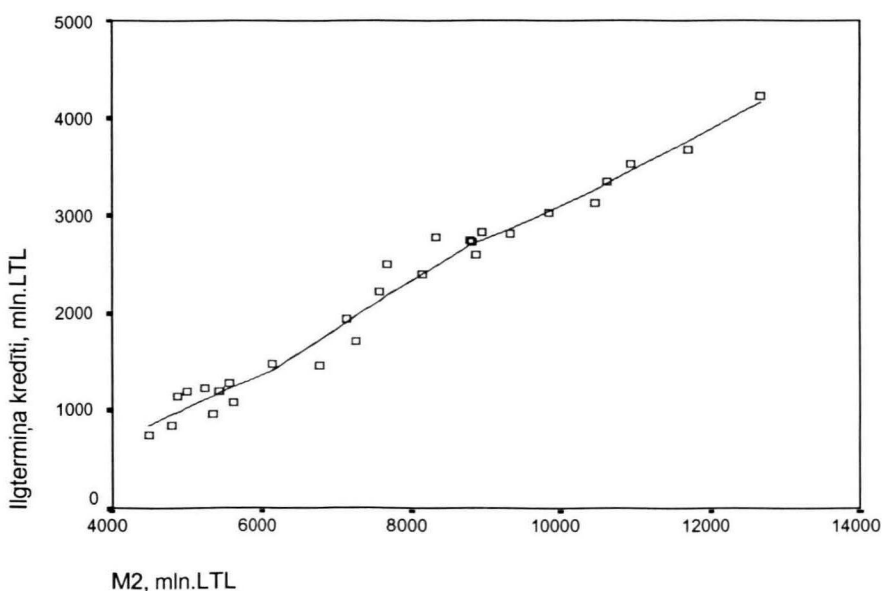
M2 un ilgtermiņa kredīti nacionālā valūtā no 1995.g.-2001.g. Lietuvā, mln.LTL

1.6.grafikā tiek atspoguļotas korelācijas starp M2 un ilgtermiņa kredītiem ārvalstu valūtā no 1995.-2001.g. un 1.7. grafikā tiek atspoguļotas korelācijas starp M2 un ilgtermiņa kredītiem kopā no 1995.-2001.g.



1.6.garfiks

M2 un ilgtermiņa kredīti ārvalstu valūtā no 1995.-2001.g. Lietuvā., mln. LTL



1.7.garfiks

M2 un ilgtermiņa kredīti kopā no 1995.-2001.g. Lietuvā, mln. LTL

1.5.garfiks, 1.6.garfiks, 1.7.garfiks atspoguļo pozitīvu korelāciju starp M2 un ilgtermiņa kredītiem, visciešākās korelācijas veidojas starp M2 un ilgtermiņa kredītiem kopā. Analizējot ilgtermiņa kredītu dinamiku pētījuma periodā, autore konstatē, ka kredīta apjomi visu laiku pieaug: tā pētījuma periodā ilgtermiņa kredītu apjomi nacionālā valūtā ir pieauguši 3,77 reizes, ārvalstu valūta 7,74 reizes un kopā 5,71 reizi. Naudas masas rādītāji M0 pieauga 9,75 reizes un M2 8,51 reizi pētījuma periodā.

Pētījumu rezultātā autore nonāca pie secinājuma, ka nosakot korelāciju starp naudas masas rādītājiem un kredītiem, ir jāņem vērā ne tikai termiņi un valūtu nomināli, bet ir lietderīgi izpētīt arī kredītu dinamiku.

Apkopojot visus iegūtos rezultātus, autore nonāk pie secinājumiem, ka

- Lietuvā naudas piedāvājums ietekmē kredīta kanālu efektīvi un tās notiek ar ilgtermiņa kredītu palīdzību. Ņemot vērā, ka ilgtermiņa kredītu īpatsvars ārvalstu

valūtā ir divreiz lielāks nekā nacionālā valūtā, ciešākas likumsakarības pastāv starp naudas masas rādītājiem un ilgtermiņa kredītiem ārvalstu valūtā. Ciešākas korelācijas starp naudas daudzumu apgrozībā un kredītiem ārvalstu valūtā var būt saistītas ne tikai ar lielāku ārvalstu kredītu īpatsvaru kopējos kredītos, bet arī ar valūtas maiņas kursa kanāla ietekmi. Naudas masas rādītāju ietekmi uz valūtas maiņas kursa kanālu autore analizē nākamajā apakšnodaļā;

- ciešākas korelācijas starp naudas masas rādītājiem un kredītiem veidojas ar plašākiem naudas masas rādītājiem, kas ir saskaņā ar ekonomisko teoriju. Tomēr autore grib atzīmēt, ka arī starp naudas bāzi (M0) un kredītiem veidojas ciešas korelācijas.

Tālāk darbā autore izpēta naudas masas ietekmi uz kredīta kanālu Igaunijā, bet kredīti netiek dalīti pēc termiņiem un valūtām, bet pēc juridiskā statusa: privātie un komerciālie.

Naudas masas rādītājiem un kredītiem ir normālais sadalījums, tāpēc korelāciju noteikšanai tika izmantots Pirsona koeficients.(sk. 1.9.tab.)

1.9.tabula

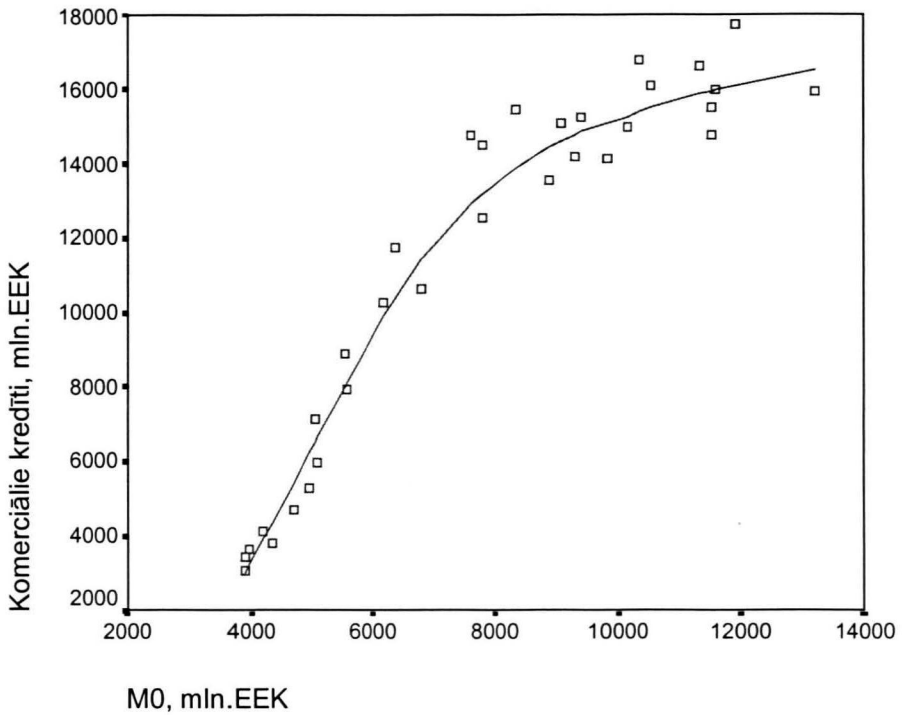
Pirsona korelācijas koeficients starp naudas masas rādītājiem un kredītiem
Igaunijā no 1994.-2001.g.

	M0	Komerčiālie kredīti	Privātie kredīti	M2	Kredīti kopā
M0	1,000	,924(**)	,948(**)	,948(**)	,949(**)
Komerčiālie kredīti	,924(**)	1,000	,927(**)	,925(**)	,991(**)
Privātie kredīti	,948(**)	,927(**)	1,000	,994(**)	,969(**)
M2	,948(**)	,925(**)	,994(**)	1,000	,965(**)
Kredīti kopā	,949(**)	,991(**)	,969(**)	,965(**)	1,000

1.9.tabulā apkopoti rezultāti ļauj izdarīt sekojošus secinājumus:

1. starp naudas masas rādītājiem M0, M2 un komerciāliem, kā arī privātiem kredītiem pastāv statistiski nozīmīgas attiecības;
2. korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem un privātiem kredītiem ir ciešāki nekā starp komerciāliem kredītiem. Tā starp M0 un privātiem kredītiem Pirsona koeficients ir 0,948, bet starp M0 un komerciāliem kredītiem Pirsona koeficients ir 0,924; starp M2 un privātiem kredītiem ir 0,994, bet starp M2 un komerciāliem kredītiem ir 0,925;
3. plašākam naudas masas rādītājam M2 ir lielāka korelācija ar kredītiem nekā naudas bāzei;
4. starp naudas masu un kredītiem pastāv pozitīvas korelācijas, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, pieaug arī kredīta apjoms.

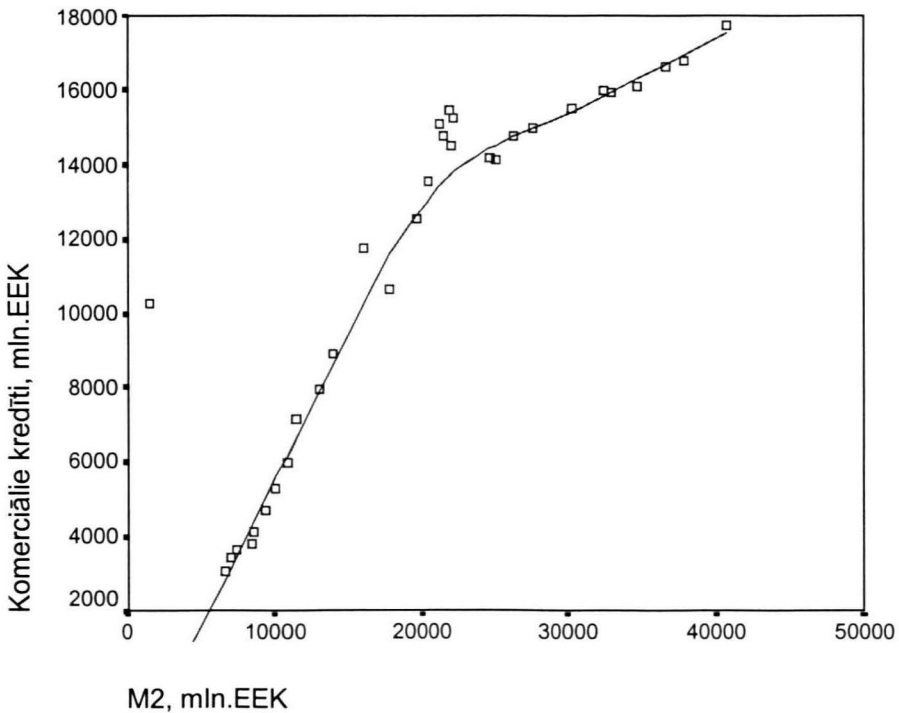
Lai pārbaudītu izdarītos secinājumus, darbā tika pielietota grafiskā analīze. 1.8.grafikā tiek attēlotas attiecības starp M0 un komerciāliem kredītiem no 1994.-2001.g.



1.8.grafiks

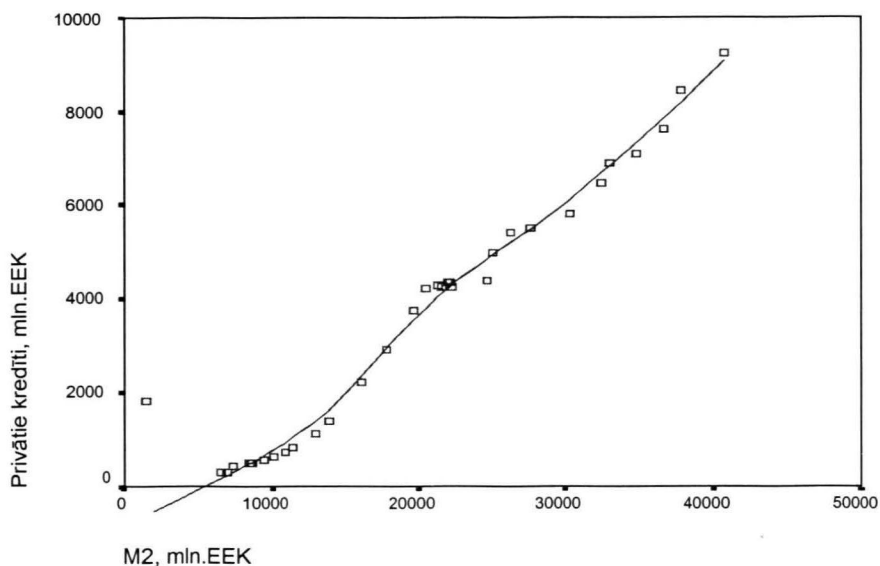
M0 un komerčiālie kredīti no 1994.-2001.g. Igaunijā, mln. EEK

1.9. grafikā tiek attēlotas attiecības starp M2 un komerčiāliem kredītiem no 1994.-2001.g. un 1.10.grafikā tiek attēlotas attiecības starp M2 un privātiem kredītiem no 1994.-2001.g.



1.9.grafiks

M2 un komerčiālie kredīti no 1994.-2001.g. Igaunijā, mln. EEK



1.10.grafiks

M2 un privātie kredīti no 1994.-2001.g. Igaunijā, mln. EEK

Grafiskā analīze apstiprina izdarītos secinājumus un ļauj autorei uzskatīt, ka Igaunijā naudas daudzums apgrozībā ietekmē kredīta kanālu efektīvi. Pētot kredītu dinamiku, autore konstatē, ka komerciālie kredīti pieaug 5,76 reizes pētījuma periodā, privātie kredīti pieaug 32,46 reizes, kredīti kopā 8,01 reizi. Tik milzīgs privātā sektora pieaugums ir saistīts ar nelieliem apjomiem periodā sākumā, bet, salīdzinot privātā sektora un komerciālā sektora kredītu apjomus uz 2001.g. beigām, tika konstatēts, ka komerciālā kredīta apjomi pārsniedz privātā kredīta apjomus divas reizes. Naudas masas pieauguma tempi nebija tik lieli kā kredītu apjomu pieaugumi, sastādot trīs reizes naudas bāzei un 6,21 reizi plašai naudai.

Naudas masas rādītāji spēcīgi un pozitīvi ietekmē gan privātos, gan komerciālos kredītus, īpaši plašāki naudas masas agregāti.

Tālāk autore analizē naudas piedāvājuma nozīmi kredīta kanālā Latvijā.

Latvijas gadījumā autore ņema kredītus, dalot tos uz kredītiem valsts uzņēmumiem un kredītiem privātuzņēmumiem.

Kredītiem un naudas masas rādītājiem ir normālais sadalījums, tādēļ korelāciju noteikšanā tika izmantots Pīrsona koeficients.(sk. 1.10.tab.)

1.10. tabula
Pīrsona korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem un kredītiem Latvijā no 1996.-2001.g.

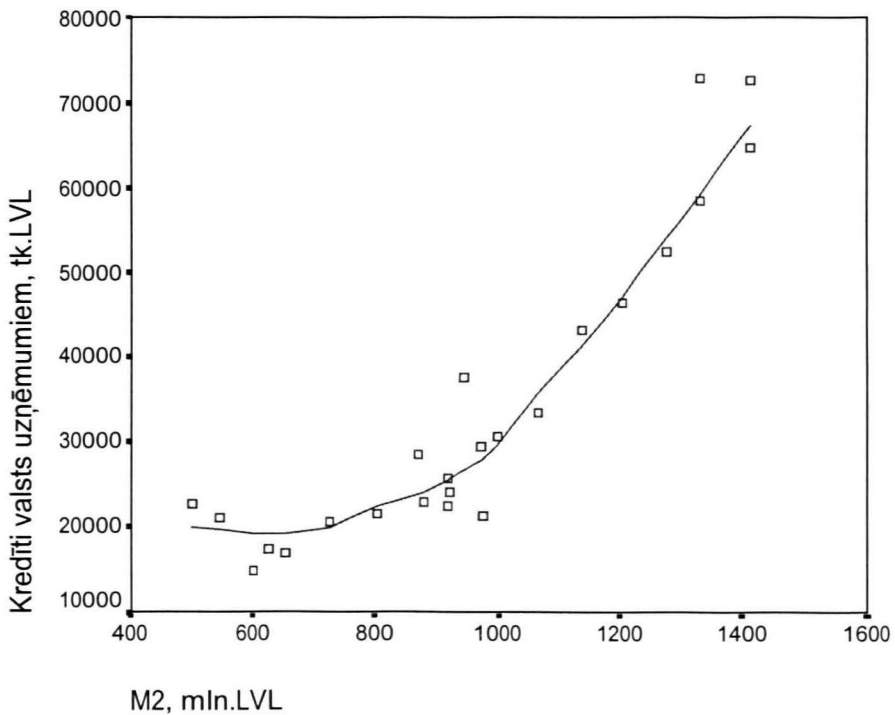
	Mo	M2	Kredīti privātuzņēmumiem	Kredīti valsts uzņēmumiem
Mo	1,000	,962(**)	,956(**)	,744(**)
M2	,962(**)	1,000	,758(**)	,900(**)
Kredīti privātuzņēmumiem	,956(**)	,758(**)	1,000	,620(**)
Kredīti valsts uzņēmumiem	,744(**)	,900(**)	,620(**)	1,000

Analizējot 1.10.tabulā iegūtos rezultātus, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- starp naudas masas rādītājiem un kredītiem pastāv pozitīvas un statistiski nozīmīgas attiecības;
- korelācijas koeficienti starp M0, M2 un kredītiem valsts uzņēmumiem ir attiecīgi 0.744 un 0.900;
- korelācijas koeficienti starp M0, M2 un kredītiem privātuzņēmumiem ir attiecīgi 0.956 un 0.758.

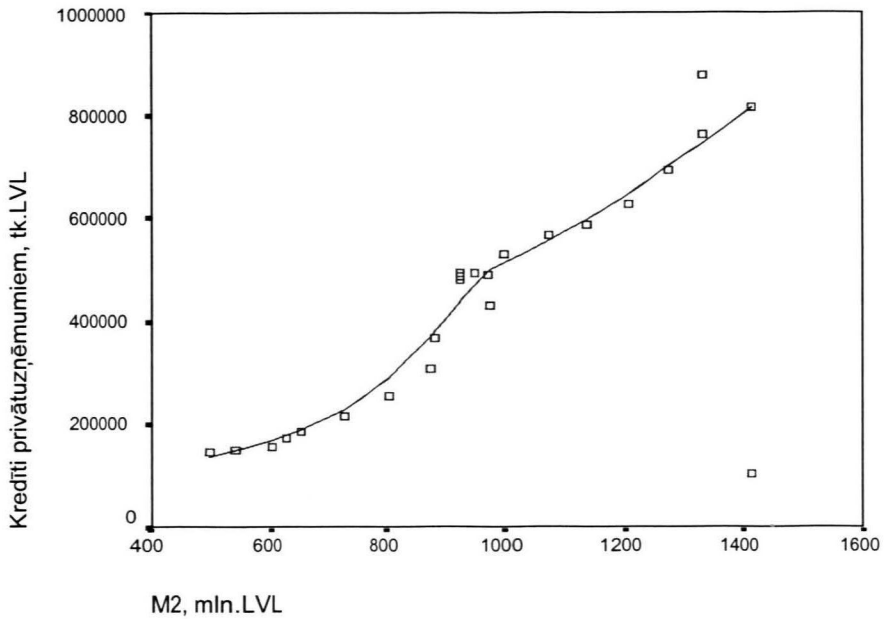
Analizējot kredītu un naudas masas dinamiku, autore konstatē, ka privātuzņēmumu kredīta apjomi ir pieauguši 7 reizes, valsts uzņēmumu 3,18 reizes un M0 2,25 reizes, M2 3 reizes. Vislielākie pieauguma tempi ir kredītiem privātuzņēmumiem, kā arī šo kredītu īpatsvars ir vislielākais kopējos kredītos (privātuzņēmumu kredītu apjomi pārsniedz valsts uzņēmumu kredītu apjomus uz 2001. g. beigām četrpadsmit reizes). Šiem kredītiem veidojas arī visciešākās korelācijas ar naudas masas rādītājiem.

1.11. grafikā autore attēlo sakarības starp M2 un kredītiem valsts uzņēmumiem no 1996.g.-2001.g. 1.12. grafikā autore attēlo sakarības starp M2 un kredītiem privātuzņēmumiem no 1996.-2001.g.



1.11. grafiks

M2 (mln.LVL) un kredīti valsts uzņēmumiem (tūkst. LVL) no 1996.-2001.g. Latvijā



1.12.grafiks

M2(mln.LVL) un kredīti privātzņēmumiem (tūkst.LVL) no 1996.-2001.g. Latvijā

Grafiskā analīze apstiprina, ka naudas daudzums apgrozībā ietekmē kredīta kanālu Latvijā tiešā veidā.

Autore uzskata, ka kredīta kanāls būs efektīvs, ja aizņēmējiem nav citu avotu, kur aizņemties, izņemot bankas, vai arī banku darbības primāras aktīvas operācijas ir kreditēšana. Tomēr bankas nav vienīgais ārējās finansēšanas avots, kā arī aizņēmējiem ir iespējams iegūt līdzekļus no bankām ne tikai kredīta veidā, tādēļ vienās valstīs šī kanāla nozīme ir lielāka, bet citās mazāka. Baltijas valstu gadījumā bankas, pagaidām, ir primārais aizņemšanās avots, kā arī kreditēšana banku darbībā veido primāro lomu, tādēļ kredīta kanāla nozīme ir būtiska. Tā, analizējot pastāvošas korelācijas starp naudas daudzumu apgrozībā un banku kredītiem, tiek atklāts, ka M0 un M2 kredīta kanālu ietekmē tieši un pozitīvi. Kreditēšana ir viens no svarīgākajiem aktīvo operāciju veidiem banku sistēmā Baltijas valstīs, tādēļ autore prognozēja, ka korelācijas starp M2 un kredītiem būs ļoti ciešas. Analīzes rezultātā autore konstatēja, ka ciešas korelācijas pastāv ne tikai starp M2 un kredītiem, bet arī starp naudas bāzi (M0) un banku kredītiem, kas tikai pastiprina naudas daudzuma apgrozībā nozīmi kredīta kanālā Baltijas valstīs. Autore, pētot naudas daudzuma apgrozībā ietekmi uz kredītēšanas apjomu Lietuvā, konstatēja, ka naudas piedāvājuma ietekme ir atkarīga no ilgtermiņa kredītu īpatsvara banku portfeļos. Pie līdzīgiem rezultātiem nonāca arī Nikolaus Zigfrīds, pētot kredīta kanāla nozīmi ES. Iegūtie rezultāti Baltijas valstīs sakrīt arī ar citu autoru viedokļiem, piemēram, Morsinsks ar Bajomi uzskatīja, ka banku kredīti spēlē nozīmīgu lomu kā starpnieki, pārraidot procenta likmes un naudas šoku, kas savukārt, ietekmē ekonomisko aktivitāti. Kā arī Kašips A. ar Šteinu J., pētot ASV datus atklāja, ka monetārai politikai ir īpaša ietekme uz kreditēšanas politiku salīdzinoši nelielās bankās ar nelielu bilances likviditāti. Autore piekrīt arī citu autoru viedokļiem, kuri uzskata, ka kredīta kanāla ietekme ir neitralizēta ar uzņēmumu iespēju aizņemties nebanku sistēmā, kā arī pateicoties banku konsolidācijai un banku sistēmas stabilizēšanai, piemēram, Kečetti S., Kjuspe Misaico un Jan Kakes. Baltijas valstīs, pagaidām, tas vēl nav aktuāls, bet tas ir tikai laika jautājums. Autore uzskata, ka tad, kad Baltijas valstīs attīstīsies finansu tirgus, tad naudas masas rādītāji tiks paplašināti. Tas nozīmēs, ka papildus tradicionāliem

naudas masas rādītāju komponentiem, tādiem kā skaidra nauda apgrozībā, noguldījumi uz pieprasījumu un termiņnoguldījumi, tiks pielietoti arī citi finansu aktīvi, piemēram, depozītu sertifikāti, valdības vērtspapīri, īstermiņa vekseli. Autore prognozē, ka jauno plašo naudas masas agregātu nozīme kredīta kanālā Baltijas valstīs ar laiku mazināsies.

1.2.3. Valūtas maiņas kursa kanāls

Katrai valstij ir raksturīga sava unikālā vēsturiskā attīstība, tā veidojās saskaņā ar savām tradīcijām, bet visas valstis darbojas starptautiskā arēnā, veicot tirdzniecību un investīciju darījumus. Kapitāls pārplūst no vienas nozares citā, no vienas valsts citās valstīs, notiek nepārtraukta mijiedarbība. Lai būtu iespējams darboties pasaules tirgū, ir nepieciešama kopējā nauda vai arī citi materiāli labumi, kuras pieņemtu pārējās valstīs. Visvienkāršāk būtu, ja pastāvētu pasaules naudas vienības, kurus pieņemtu visā pasaulē, bet tā ir utopija. Katra valsts tomēr grib būt neatkarīga un dzīvot saskaņā ar savām tradīcijām, cilvēki grib turēt rokās savu naudu, kuru turēja rokās viņu vecmāmiņas un vectētiņi, un kuru turēs viņu pēcnācēji. Protams, zināmi izņēmumi pastāvēja un pastāv arī tagad. Pēc 1.pasaules kara eksistēja ASV dolāra, sterliņu mārciņas un Francijas franka bloki, mūsdienās kā piemēru var minēt EMS.

Menons žurnālā "Journal of Economic Surveys" 1995.gadā rakstīja, ka valūtas maiņas kursa kanāls ir īpaši svarīgs valstīm ar atvērto ekonomiku¹. Viņš uzskata, ka procentu likmju pieaugums ved pie kapitāla ieplūšanas un nacionālās valūtas vērtības paaugstināšanās. Valūtas revalvācija, parasti, samazina eksportu un stimulē importu. Kopējais pieprasījums un attiecīgi reālā aktivitāte samazinās. Līdz ar to valstis ar atvērto ekonomiku vairāk reaģē uz monetārās politikas šokiem.

Lai analizētu monetārās politikas izmaiņu ietekmi uz reālo IKP un inflāciju (modelēt monetārās politikas mehānismu) izmantojot finansu tirgus cenas, parasti lielāku uzmanību pievērš trim cenu tipiem: valūtas kursam, ilgtermiņa un īstermiņa procentu likmēm. Iepriekšējā apakšnodaļā autore izanalizēja procentu likmes, tādēļ šajā apakšnodaļā uzmanība tiks veltīta valūtas kursam. Liela nozīme ir arī starpībai starp nominālo valūtas kursu un reālo valūtas kursu. Nominālo valūtas kursu ir lietderīgi izmantot, novērtējot vispārējo procentu likmes izmaiņu ietekmi uz valūtas kursu. Bet, analizējot konkurētspēju, vairāk piemērojami ir reālie indeksi.² Valūtas reālais kurss ietver valūtas kursa pārmaiņas, kas ir pielāgotas relatīvo cenu pārmaiņām iekšzemē un kādā no ārvalstīm. Ņemot vērā lēnu algu un preču cenu pielāgošanos, nominālā valūtas kursa pieaugums, parasti īstermiņa periodā izraisa reālā valūtas kursa pieaugumu. Bet ilgtermiņa periodā tomēr reālais valūtas kurss mainās, sasniedzot vērtības līdzsvaru, kad preces un/vai nominālais valūtas kurss līdzsvarojas. Reālais valūtas kurss var mainīties arī tad, ja pat nominālais ir fiksēts. Piemēram, A valstī izmaksas vai cenas aug ātrāk nekā B valstī, nominālam kursam paliekot nemainīgam, A valsts reālais kurss attiecība pret B valsti pazemināsies.³

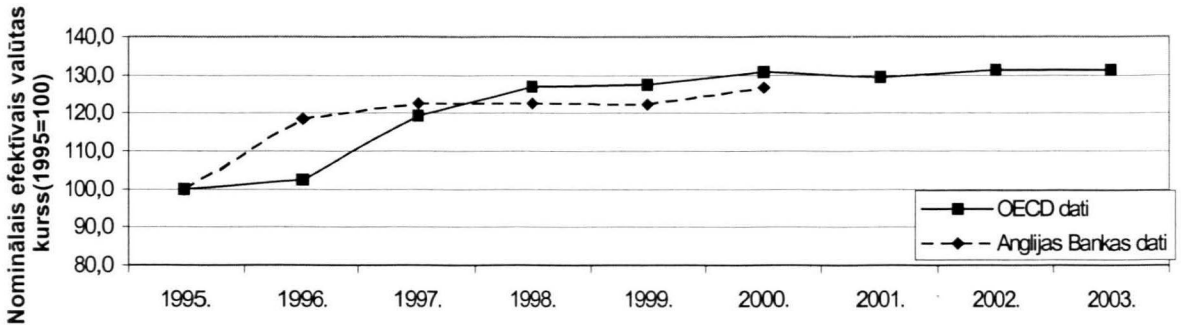
Pēdējā laikā ir ļoti populāri izmantot efektīvo valūtas kursu vai efektīvo valūtas kursa indeksu. Eksistē vairākas efektīva kursa aprēķināšanai: tā SVF, BIS (Starptautisko Norēķinu Banka), Eiropas Centrālā Banka (plāno piedāvāt savu indeksu) un

¹ Menon J. Exchange rate passthrouh,- Journal of Economic Surveys 9,1995.-197-23 p.

² Cromb R. An effective exchange rate index for the euro area,- Bank of England: Quarterly Bulletin, May 1999, 193 p.

³ Cromb R. An effective exchange rate index for the euro area,- Bank of England: Quarterly Bulletin, May 1999,-193 p.

Eiropas Komisija piedāvā dažādas pieejas EERI (eiro-zonas efektīva valūtas kursa indekss) aprēķināšanai. Kaut arī BIS izmanto plašāku segumu nekā SVF, abi indeksi tiek aprēķināti, ņemot vērā tirdzniecības apgrozījuma svarus, ne tikai starp divām valstīm, bet arī trešo valstu ietekmi, lielāko īpatsvaru piešķirot Lielbritānijai. Rezultātā, BIS un SVF un OECD aprēķināti indeksi praktiski neatšķiras.¹ (sk. 1.13.grafiku)



1.13.grafiks

Sterliņu mārciņas nominālais efektīvais valūtas kurss (1995=100) pēc Anglijas Bankas un OECD aprēķiniem

Praksē pielieto “šaurākus” un “plašākus” rādītājus: tā EERI šaurā rādītāja aprēķinos ņem vērā valstīs, kuras sastāda 55% no tirdzniecības apjomiem ar valstīm ārpus eiro zonas. Bet lai salīdzinātu konkurētspēju, valūtas kursam ir jāņem vērā pēc iespējas plašāku valstu skaitu. Tādēļ piemērotākais ideālais rādītājs ir plašs reālais indekss, bet datu trūkums neļauj šo indeksu vienmēr efektīvi aprēķināt. Plašākais rādītājs bāzējas uz patērētāju cenām (darba spēka izmaksas ražošanā), bet apgrozījuma svāri iekļauj kā tūrisma tā arī ražošanu. Pētot dažādu valstu centrālo banku statistiskos pārskatus, autore, pārsvarā, atrod datus par šauru un nominālu efektīvo valūtas kursu. (Anglijas centrālā banka, OECD pārskati, Eiropas centrālā banka).

Ņemot vērā, ka eksistē daudz dažādu valūtas kursu indeksu, nav īsti skaidrs, kādā gadījumā ir labāk piemērot vienu rādītāju un kādā citu. 1.11.tabulā autore piedāvā dažādas situācijas, kad labāk izmantot vienu vai citu rādītāju.

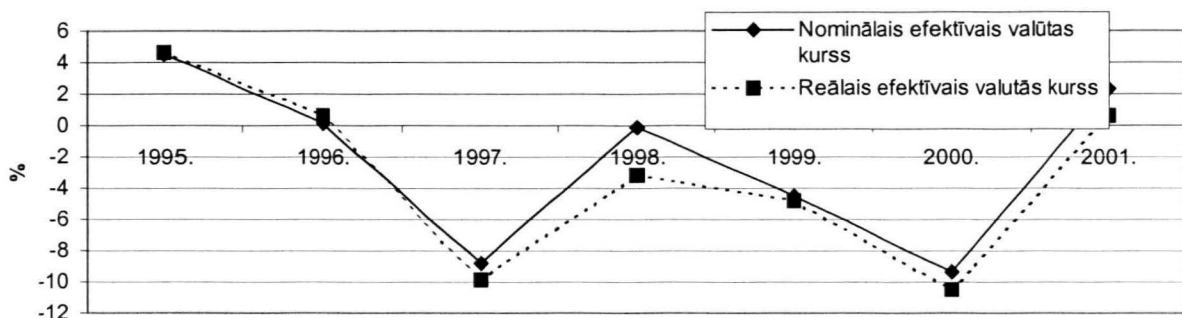
¹ Cromb R. An effective exchange rate index for the euro area, - Bank of England: Quarterly Bulletin, May 1999, 193 p.

Dažādu efektīvu valūtas maiņas kursu indeksu pielietošanas priekšrocības(+) un trūkumi(-)

	Nominālais	Reālais
Plašs	+ Segums - inflācija izraisa lielas pārmaiņas + Pieejams katru dienu	+Segums +Pielāgojas inflācijai - Mērīšanas problēmas - Nav pieejams katru dienu - Nav savlaicīgs
Šaurs	-Segums +Dažās valstīs aptver lielāku daļu no tirdzniecības apjomiem - Pat neliela inflācija var ietekmēt + valūtas kursa svārstības ir biežākas nekā inflācijas izmaiņas + pieejams katru stundu +lietderīgs tirgus likmju rādītājs monetārās politikas novērtēšanai	-Segums + Pielāgojas inflācijai + Dažās valstīs aptver lielāku daļu no tirdzniecības apjomiem + Praksē ir līdzīgs plašam reālam rādītājam - Nav pieejams katru dienu

Pētot dažādu centrālo banku un starptautisko organizāciju statistisko materiālu, autore saskārās ar tādu problēmu, ka visos avotos piedāvātais efektīvais valūtas kurss netiek atšifrēts: kā plašs vai šaurs, Anglijas Bankas metodiskos norādījumos atrasta piezīme, saskaņā ar kuru Anglijas Banka savos aprēķinos izmanto šauro nominālo efektīvo valūtas kursu, tas ļauj autorei izdarīt secinājumu, ka arī citi avoti piedāvā šauru rādītāju. Autore to pamato arī ar to, ka, kaut arī plašs rādītājs dod precīzāku informāciju par situāciju valstī, datu trūkums un neprecizitātes aprēķinātos datos, padara šo rādītāju par retāk pielietojamo nekā šaurus un nominālus rādītājus. Rezultātā autore piekrīt Dž. Teilora izteiktam viedoklim, ka pētījumos ir jāizmanto abpusējs (bilateral) valūtas kurss starp divām valstīm un vienkāršā īstermiņa procenta likme (piemēram, federālo rezervju likmi), kā arī vienkāršā ilgtermiņa likme (piemēram, 10-gadīgas valdības obligācijas)¹

¹ Taylor J. The Monetary Transmission Mechanism: an Empirical Framework, - Journal of Economic Perspectives, Volume 9, Nr.4, 1995. 11-26 p.



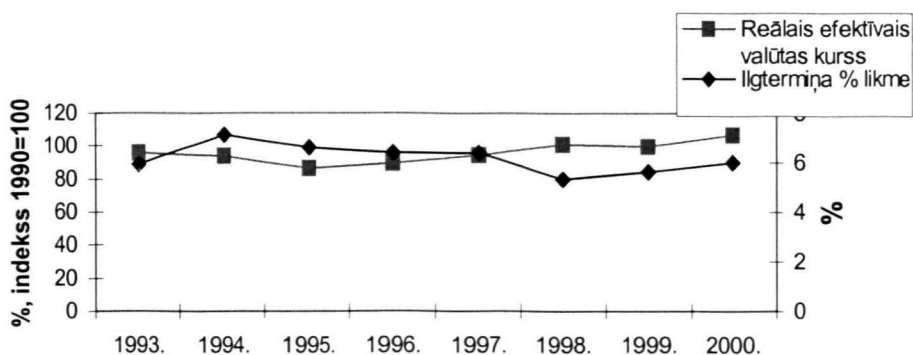
1.14. grafiks

Reālā un nominālā efektīva valūtas kursa izmaiņas % no 1995.g. līdz 2001.g.eiro zonā

1.14.grafiks parāda ciešas likumsakarības starp reāliem un nomināliem efektīviem kursiem. Tādēļ autore tālāk darbā savos pētījumos izmanto nominālo un nominālo efektīvo valūtas maiņas kursu vai arī reālo valūtas maiņas kursu (šaurus indeksus).

Kad ir noskaidrots, kādu valūtas kursu labāk izmantot dažādās situācijās, rodas jautājums, kādā mērā monetārā politika ietekmē valūtas kursu, tādā veidā ietekmējot arī neto eksportu. Kā norāda Roberts Mundells (1962.g.) kapitāla mobilitāte nozīmē ļoti vienkāršu sakarību starp īstermiņa procenta likmi un valūtas kursu: procenta likmes paritātes teorija apgalvo, ka procenta likmes diferenciāls starp divām valstīm ir vienāds ar prognozējamo valūtas kursa izmaiņu likmi.¹ Ja šī sakarība netiek ievērota, tad kapitāls ieplūdis tajā valstī, kur būs lielāks ienesīgums, kamēr prognozējams ienesīgums abās valstīs līdzsvarosies.

Tādējādi var atrast veidu kā monetārā politika var ietekmēt valūtas kursu: ja centrālā banka pieņems lēmumu palielināt īstermiņa procenta likmi, tad, saskaņā ar procenta likmes paritātes teoriju, valūtas kursam būs jāpieaug, lai līdzsvarotu gaidāmās ienesīguma likmes abās valstīs. Jāpastāv pozitīvai attiecībai starp valūtas kursu un procenta likmes diferenciālu jebkurās divās valstīs. 1.15.grafikā tiek attēlots reālais efektīvais valūtas kurss un ilgtermiņa procenta likme ASV no 1993.-2001.g.



1.15. grafiks

Reālais efektīvais valūtas kurss un ilgtermiņa procenta likme ASV

¹ Mundells R. Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates,- Canadian Journal of Economics and Political Science, 1962, 475-87 p.

Tomēr, praksē izrādās, ka valūtas kursa un procenta likmes lielās un ilgstošās izmaiņas sakrīt, bet mazās un biežās izmaiņas atšķiras. Literatūrā autore atrod sekojošas atbildes uz šo jautājumu: tā McKallums 1994.g. pamato šo situāciju ar izmaiņām riska prēmijās ārvalstu aktīvos un ar novirzēm no racionālām gaidām (kā spekulatīvie burbuļi).¹ Viņš uzskata, ka monetārā politika pati par sevi var paskaidrot novirzes vai nesaskaņas, ja endogēnā monetārā politika pretojas valūtas kursa izmaiņām.

Eksistē strukturālais modelis, kas varētu paskaidrot procenta likmes paritātes teorijas novirzes – bilances portfeļa modelis ar denominētiem aktīviem dažādās valūtās, aktīvi tiek izvēlēti no pilnīgā savstarpējas neaizvietojamības viedokļa. Šī pieeja ir teorētiski nozīmīga, bet datu trūkums par savstarpēju kapitālu kustību starp divām valstīm padara šo pieeju par praktiski nederīgu, lai paskaidrotu novirzes no procenta likmes paritātes sistemātiskā veidā. Bilances portfeļa pieeja, uzskata J.B. Teilors, jebkuru transmisijas mehānisma modeli padara par neefektīvu.² Tādēļ ir vispārēji pieņemts izmantot procenta likmes paritātes vienādojumu ar stohastiskiem terminiem, kurus paskaidro Hellivells J., Kokerlains J. un Lafrance R. (1990.g.).

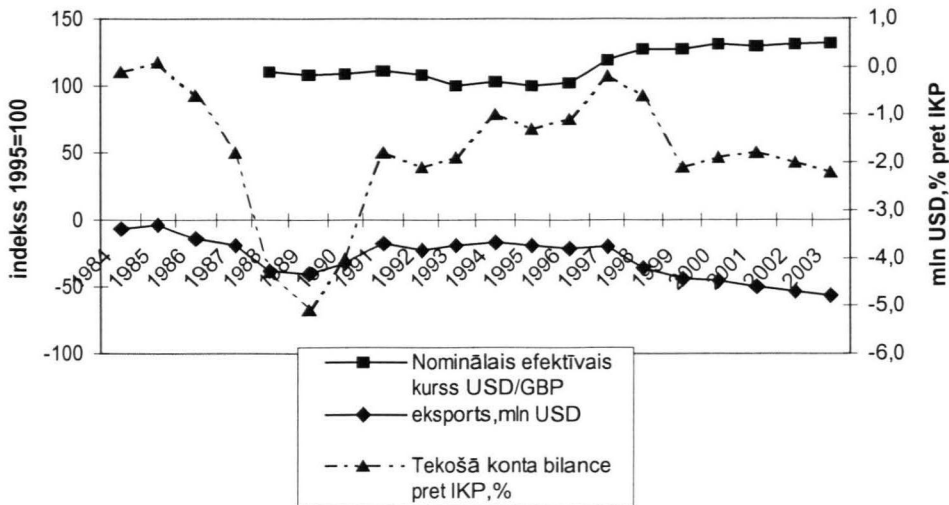
Procenta likmes paritāte paskaidro, kāpēc īstermiņa nominālās likmju izmaiņas ietekmē nominālo valūtas kursu. Ja pieņemt, ka īstermiņa periodā preču un pakalpojumu cenas nemainās, tad zemāka īstermiņa likme pazeminās reālo valūtas kursu īsā laika posmā. Ilgtermiņa periodā tomēr monetārās politikas izmaiņas neietekmēs reālo IKP. Cenu līmenis būs augstāks par pašu procentu summu, par kuru centrālā banka palielināja naudas piedāvājumu, kas tika izraisīts ar sākotnējo īstermiņa procenta likmes pazemināšanu. Valūtas kurss atgriezīsies savā iepriekšējā līmenī.

Empīriskie pētījumi par vairākām valstīm pierāda, ka reālā valūtas kursa izmaiņas ietekmē reālo eksportu un importu. Tiek atrasta statistiski nozīmīga negatīva attiecība starp reālo valūtas kursu un reālo neto eksportu: tas nozīmē, ka augstāks valūtas kurss noved pie zemākā reālā eksporta un augstākā reālā importa.³ Tā kā reālais neto eksports ir IKP komponents, izmaiņas reālā neto eksportā nozīmē, reālā IKP izmaiņas, ja pārējie reālā IKP komponenti: patēriņš, investīcijas un valdības izdevumi- nemainīsies tajā pat laikā par to pašu lielumu pretēja virzienā.

¹ McCallum A. Reconsideration of the Uncovered Interest Rate Parity Relationship, - Journal of Monetary Economics, February 1994, 331:1,105-32 p.

² Taylor J. The Monetary Transmission Mechanism: an Empirical Framework,- Journal of Economic Perspectives, Volume 9, Nr.4,1995,11-26 p.

³ Taylor J. Macroeconomic Policy in a World economy: From Econometric Design to Practical Operation,- New York:W.W.Norton,1993, 56-58p.

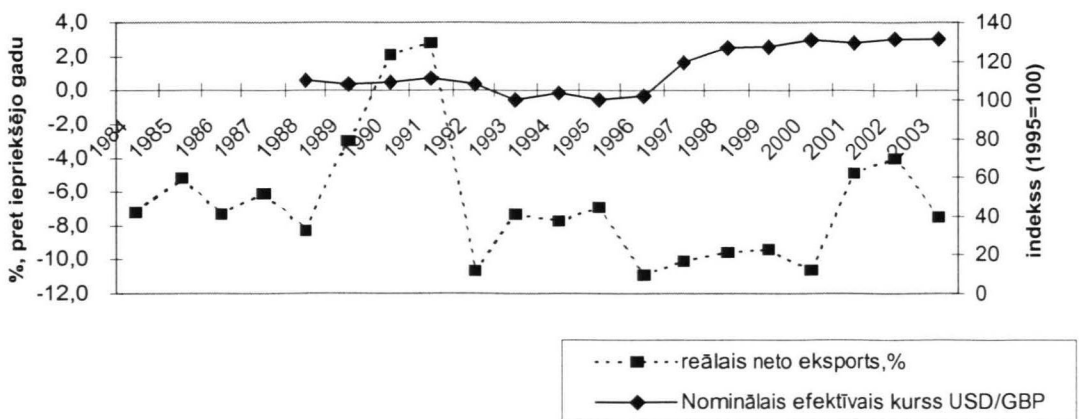


1.16. grafiks

Lielbritānijas eksporta, tirdzniecības bilances un nominālā efektīva valūtas kursa izmaiņas no 1984.g. līdz 2003.g. (2002. un 2003. OECD prognoze)

Autore pētīja Lielbritānijas datus, ņemot par pamatu nominālā efektīva valūtas kursa un eksporta apjoma, kā arī tekošās bilances izmaiņas no 1984.-2003.g. Pētījumu rezultātā autore nonāca pie secinājuma, ka starp valūtas kursu un eksportu pastāv negatīvās attiecības (sk. 1.16.grafiku).

Ņemot vērā lēnu algu un preču cenu pielāgošanos (pieņēmums), izmaiņas reālā neto eksportā mainīs reālo IKP. Apgriezta attiecība starp valūtas kursu un neto eksportu ir viens no pamatiem empīriskā ekonomikā. Tā Teilors 1995.g., pētot ASV datus, atklāja, ka starp valūtas kursu un neto eksportu pastāv negatīvas attiecības.¹ Autore pārbaudīja šo apgalvojumu uz Lielbritānijas datiem.



1.17. grafiks

Reālā neto eksporta un nominālā efektīva valūtas kursa izmaiņas par periodu 1984.g.-2003.g. (2002.-2003. OECD prognozes) Lielbritānijā

¹ Taylor J. Economics, - Boston, Houghton-Mifflin, 1995, 26 p.

Pēc grafiskas analīzes (sk. 1.17. grafiku), autore nonāk pie tāda paša secinājuma kā Teilors, ka, pieaugot nominālam efektīvam valūtas kursam, reālais neto eksports samazinās.

Pētot jaunāko zinātnisko literatūru, autore saskārās ar pētījumiem, saistītiem ar valūtas kursa ietekmi uz IKP, uz eksportu un importu, kā arī, kā procenta likmes ietekmē valūtas kursu. Tā, piemēram, Vācu ekonomists Nikolas A. Zigfrīds pētīja valūtas kanāla iedarbību ES valstīs, par pētījuma objektiem pieņemot eksporta īpatsvaru ārpus EMS kopējā eksporta apjomā un kredītu īpatsvaru ārvalstu valūtā pret kopējo kredīta summu. Autors nonāca pie secinājuma, ka, saskaņā ar eksporta īpatsvaru ārpus EMS kopējā eksporta apjomā, valūtas maiņas kanāla iedarbība būs stiprāka Vācijā, Itālijā, bet Portugālē, Spānijā un Nīderlandē mazāka. Par pamatu pētījumiem ņemot kredītu īpatsvaru ārvalstu valūtā pret kopējo kredīta summu, Zigfrīds nonāk pie secinājuma, ka Vācijā valūtas maiņas kanālam būs vislielākā iedarbība un Itālijā vismazākā.¹ Bet kā naudas daudzums apgrozībā ietekmē valūtas kursa kanālu praktiski nekur netiek pētīts. Tālāk darbā autore analizēs naudas masas ietekmi uz valūtas kursa kanālu.

Mūsdienās katra valsts ir tiesīga izvēlēties savu valūtas režīmu vai valūtas stratēģiju, kuru pēc tam arī realizēt. Atkarībā no izvēlētas stratēģijas būs atkarīga arī valūtas kursa kanāla iedarbība uz ekonomisko attīstību. Var izdalīt sekojošus valūtas režīmus:

- fiksēts valūtas kurss;
- brīvi peldošs valūtas kurss;

Kā sintēze starp brīvi peldošo un fiksētu valūtas kursu pastāv regulējama vai "netīrā" peldēšana. Regulējama peldēšana, savukārt, var izpausties kā vadāmas valūtas sistēma (currency boards).

Izvēloties fiksēto valūtas kursa režīmu valstī ir jārealizē saskaņotu monetāru un fiskālu politiku, tā vairs nav neatkarīga, to ir jāaskaņo ar ārējiem tirdzniecības partneriem. Fiksēts valūtas kurss nozīmē mazāku reālā eksporta mainīgumu; mazāku reālā IKP un inflācijas nepastāvīgumu.² Šī sistēma darbojas līdz 20gs. 70-tiem gadiem, kad Jamaikas salās notika sanāksme par jaunas sistēmas ieviešanu- viens no postulātiem- peldošs valūtas kurss. Rezultātā dažas valstis izvēlējās brīvu peldēšanu, bet citas valstis piesaistīja savas valūtas citu valstu valūtām (kā ASV dolārs, Francijas franks, sterliņu mārciņa) vai starptautiskām klīringa valūtām (kā SDR).

Galvenā atšķirība starp fiksēto un peldošo valūtas kursu režīmu ir saistīta ar mehānismu, saskaņā ar kuru tiek panākts maksājuma bilances līdzsvars. Pie fiksēta valūtas maiņas kursa valstī ar maksājuma bilances deficītu notiek naudas masas samazinājums, bet valstī ar pozitīvu maksājuma bilanci – naudas masas pieaugums.

Rezultātā valstīs ar pozitīvu maksājumu bilanci eksistēs inflācija, bet valstīs, kur ir maksājuma bilances deficīts, būs ražošanas samazinājums.

Tādā veidā centrālās bankas, kuras izvēlas fiksēto valūtas kursu, par savu darbības galveno mērķi izvēlas maksājuma bilances līdzsvara nodrošināšanu, pārējiem mērķiem, tādiem kā cenu stabilitāte, bezdarba līmenis, paliekot otrā plānā.

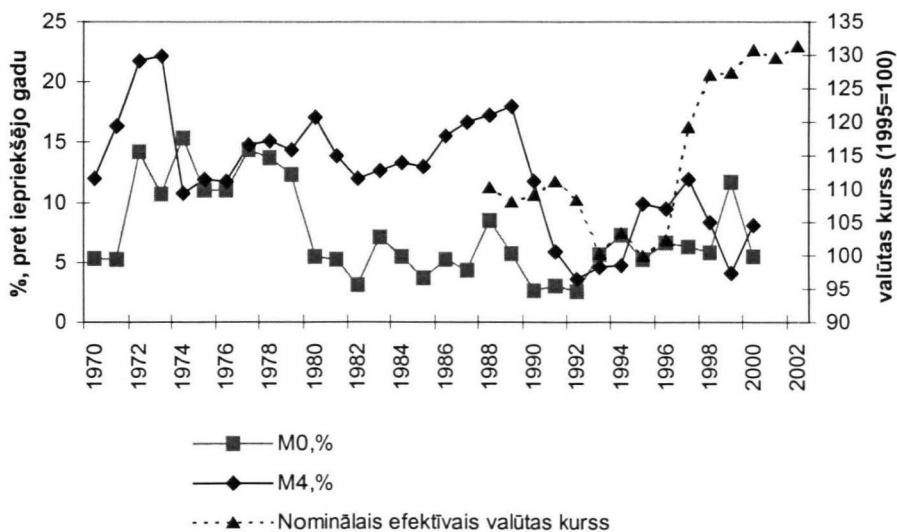
Ja notiek izmaiņas, kas nojauc maksājuma bilances līdzsvaru, pie peldoša valūtas kursa režīma tas automātiski tiks atjaunots bez centrālās bankas iejaukšanās.

Ņemot vērā, ka pilnīgi fiksēto valūtas kursu sistēma pašlaik nekur nepastāv, autore lielāku uzmanību pievērš peldošo valūtas kursu sistēmai.

¹ Siegfried N. Monetary Transmission Mechanisms in Euroland,- Hamburg University, 2001, 1-15 p.

² Taylor J. The Monetary Transmission Mechanism: an Empirical Framework,- Journal of Economic Perspectives – Volume 9,Nr.4,1995, 11-26p.

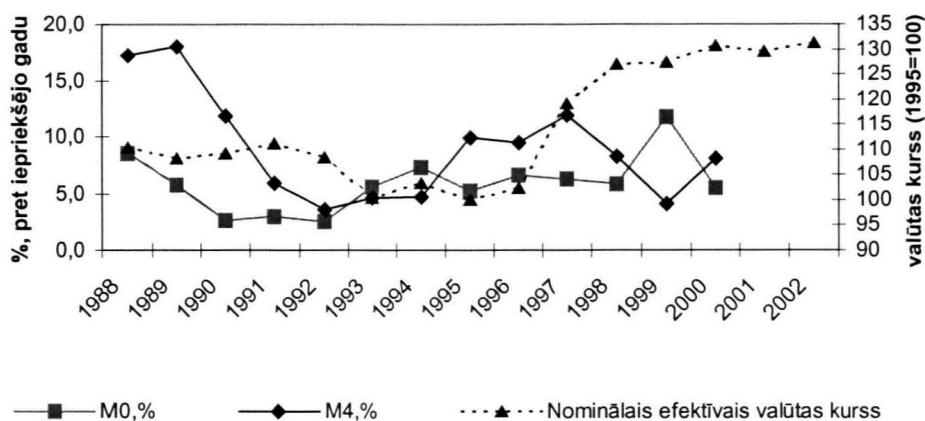
Arī šīs sistēmas darbība ir saistīta ar vairākām problēmām. Valstī ar maksājuma bilances deficītu, nacionālā valūtas kursa vērtība samazinās, un, lai iegādātos tādu pašu importēto preču daudzumu kā agrāk, būtu jāmaksā vairāk naudas. Tas nozīmē, ka cenas uz importa precēm pieaugs (pārējiem mainīgiem paliekot nemainīgiem) un dzīves līmenis pasliktināsies. Vietēji ražotāji būs ieinteresēti palielināt eksportu, kas samazinās preču apjomu iekšējā tirgū, kas arī negatīvi ietekmēs dzīves līmeni. Tādā situācijā valdība gribēs iejaukties valūtas tirgū un samazināt negatīvās sekas. Šeit parādās regulējama peldēšana, kuru izvēlas daudzās valstīs. Principā, pilnīgi brīva “peldēšana” nepastāv dzīvē, tapāt kā nepastāv pilnīgi brīvs tirgus, vai pilnīgi tīrs Zelta Monētu Standarts. Parasti kā piemēru min brīvi peldošo valūtas kursa režīmu ASV, bet arī Amerikā, Federālā rezerves sistēma iejaucās dolāra kursa noteikšanā. Pirms autore analizēja, kā naudas daudzums apgrozībā ietekmē valūtas maiņas kanālu Baltijas valstīs, viņa uzskata, ka ir lietderīgi izpētīt naudas masas ietekmi uz valūtas kursa kanālu valstīs, kurus uzskatā par valstīm ar brīvo peldošo valūtas kursu. (sk. 1.18. grafiku)



1.18. grafiks

Naudas masas pieauguma tempi % un nominālā efektīva valūtas kursa izmaiņas par periodu 1970.g.-2003.g. (2002.-2003. OECD prognozes) Lielbritānijā

Lai varētu labāk izpētīt naudas masas rādītāju M0 un M4 ietekmi uz valūtas kursa kanālu, autore iesāka paņemt mazāku laiku periodu no 1988.-2003.g. (sk. 1.19. grafiku)



1.19. grafiks

Naudas masas pieauguma tempi % un nominālā efektīva valūtas kursa izmaiņas par periodu 1988.-2003.g. Lielbritānijā

Izrēķinot Pirsona koeficientu (starp M0 un valūtas kursu - 0,733, un M2 un valūtas kursu - 0,683), kā arī pielietojot grafisku analīzi autore nonāk pie secinājuma, ka starp naudas masas rādītājiem un nominālo efektīvo valūtas kursu ekonomiski nozīmīgas attiecības nepastāv. Iegūtie rezultāti ļauj autorei uzskatīt, ka naudas daudzumam apgrozībā nav nozīmīgas ekonomiskas ietekmes uz valūtas kursa kanālu peldoša valūtas kursa sistēmā.

Tālāk darbā autore lielāku uzmanību pievērta jaunākai valūtas kursu stratēģijai - vadāmas valūtas sistēmai, kuru faktiski pielieto arī Latvijā.

Pēdējie desmit gadi bija ļoti svarīgi naudas politikas un centrālās bankas vadīšanā. Runa iet par jaunu režīmu ieviešanu - tā saucamo "vadāmas valūtas" sistēmu. Visinteresantākais ir tas, ka no teorētiskā viedokļa šīs izmaiņas neatpoguļo neko jaunu, ko nepieminētu austriešu skolas piekritēji gan divdesmit, gan četrdesmit gadus atpakaļ.

Šīs sistēmas būtība izpaužas sekojoši: centrālās bankas saistības (naudas bāze) ir pilnīgi nodrošinātas ar vienas ārzemju valūtas rezervēm - visbiežāk dolāriem. Faktiski, centrālā banka atsakās no savām diskretējošām tiesībām, tas ir no tiesībām regulēt naudas daudzumu ekonomikā. Centrālā banka vienkārši apmaina nacionālu valūtu uz ārzemju valūtu - enkuri un otrādi.

Viens no svarīgiem "vadāmas valūtas" nosacījumiem un rezultātiem ir tāds, ka strauji samazinās valsts budžeta aizņemšanās iespējas. Centrālā banka vairs nevar neierobežoti atbalstīt valdību, piešķirot tai kredītus. Reālā "vadāmas valūtas" stratēģija prasa bezdeficītu valsts budžetu; vēl vairāk, ir vēlams proficīts, lai veidotu ārkārtējus valdības fondus neparedzētiem gadījumiem.

Runājot par vadāmo valūtu, ir jāieskatās tās izcelšanās vēsturē.

Agrāk (no 19.gs.vidu līdz 1950.gadiem) par "vadāmo valūtu" tika sauktas Anglijas koloniju emisijas institūcijas. Tika uzskatīts, ka privātā banknošu emisija bez sabiedriskās kontroles var radīt ļaunprātības. Lai izvairītos no ļaunprātībām, ar banknošu emisiju varēja nodarboties tikai speciālas valsts institūcijas, kuras neizsniedza kredītus un nepieņēma depozītus. Neviens tad vēl nedomāja par šā mehānisma citām priekšrocībām, salīdzinot ar tradicionālām sistēmām tajā laikā, kuras pamatojās uz privātu banknošu emisiju vai emisijas monopolizāciju vienā bankā (centrālā).

Par īsto vadāmas valūtas izcelšanos ir jāuzskata 1899g. novembris, kad Argentīna paziņoja, ka banknošu emisiju veiks "apmaiņas kase"(Caja de Conversion), ar nosacījumu, ka emisija būs 100% nodrošināta ar zeltu.

Vadāmas valūtas sistēmas raksturīga īpatnība ir saistīta ar šīs sistēmas ieviešanu krīzes periodos, kad citi naudas politikas mehānismi vairs nepalīdz. Rezultātā reālā "vadāma valūta" bieži atšķiras no ideālās. Valdība un centrālā banka negrib atteikties no tiesībām izlaist nenodrošinātu naudu (fiat money) un meklē administratīvas iespējas, lai ietekmētu naudas daudzumu apgrozībā.

Tomēr var izdalīt valstu grupu, kuras naudas politika tiek vadīta, izmantojot "vadāmas valūtas" stratēģijas (Honkonga, Igaunija, Lietuva, Bulgārija) vai faktiski seko līdzi (Taivāna, Singapūra, Latvija). Šīs valstis ir raksturīgas ar to, ka naudas bāze ir nodrošināta ar ārvalstu valūtu. Tāda rezervēšanas augsta pakāpe strauji samazina centrālās bankas reālās iespējas. Var atzīmēt, ka vadāmas valūtas valstis ir cieši saistītas ar starptautisko tirdzniecību (Baltijas valstīm galvenais iemesls šo režīmu ieviešanai bija starptautiskas tirdzniecības palielināšana). Doto valstu uzņēmēji vairs nevar spekulēt vietējos tirgos: valūtas tirgū un parādu tirgū, viņi ir spiesti iziet uz īsto tirgu; ražot produkciju, lai apmierinātu iedzīvotāju pieprasījumu.

Pēdējie notikumi Argentīnā (2001.-2002.g) liek ļoti uzmanīgi pārskatīt "vadāmas valūtas" sistēmas priekšrocības un trūkumus. Ņemot vērā, ka Argentīna pēc IKP uz vienu iedzīvotāju (7100 USD uz 1 iedzīvotāju 2002.g.) pārsniedz Latviju, kā arī pēc SVF novērtējuma dzīves līmenis ir krietni virs Latvijas, 2002.g. paziņojums par valsts bankrotēšanu izraisīja nopietnas bažas par citu valstu likteni, tajā skaitā arī Latvijā. Argentīnas nacionālā valūta (australs) saskaņā ar "Konvertējamības likumu" pieņemto 27.martā 1991. gadā tika piesaistīta ASV dolāram 10 000:1. Saskaņā ar grozījumiem jaunā likumā, kas stājās spēkā 1992.g. 1.janvārī Argentīnas peso tika pielīdzināts 10 000 australu, tādējādi 1 peso=1 ASV dolāram. Tā tad, Argentīnas peso ir piesaistīts ASV dolāram, "vadāmas valūtas" sistēmas ietvaros, ar fiksēto kursu no 1991.g.¹ Tagad, lai pārvarētu šo grūto situāciju valstī, tika piedāvāts noguldījumus bankās iesaldēt un Argentīnas nacionālo valūtu devalvēt, kas izraisīja nemierus Brazīlijā, kura importē no Argentīnas preces. Arī Latvija faktiski realizē "vadāmas valūtas" sistēmu, ar starpību tikai tādu, ka lats ir piesaistīts SDR valūtu grozam, nevis vienai valūtai. Mūsu kaimiņvalstis izvēlējās attīstības scenārijus līdzīgus Argentīnai, piesaistot Igaunijas kronu un Lietuvas litu (no 02.02.02.) eiro, un, ja Igaunijai ar Lietuvu radīsies grūtības, tās atspoguļosies arī Latvijā. Masu medijos parādījās ļoti satraukti raksti par lata likteni, īpaši krievu avīzēs, tādas kā "Telegraf" un "Vesti", kurās tiek prognozēts, ka latu sagaida Argentīnas peso liktenis. Latvijas Bankas pārstāvji, nekavējoši dod optimistiskus rakstus par lata attīstību nākotnē, mierinot iedzīvotājus. Autorei rodas jautājums- vai šī sistēma ir efektīvs risinājums Latvijai?

Autore grib atzīmēt, ka "vadāma valūta"- kura parādījās kā mākslīgs instruments cīņā pret hiperinflāciju, pierāda austriešu skolas tīra zelta standarta teoriju.

Kā zināms, vēsturē tīrs Zelta Standarts praktiski nekad nepastāvēja. Taimberleiks R. uzsver, ka, runājot par Zelta Standarta atcelšanu 30-jos gados, bieži vien aizmirst, ka runa gāja par daļējo Zelta Standarta atcelšanu, analogiski fiksēta kursa režīmam mūsdienās.² Abos gadījumos centrālā banka tur daļējas rezerves (zelts, dolāri).

¹ IMF Analytical Framework, Concepts, Definitions and Classifications/ Dissemination Standards bulletin, 2002

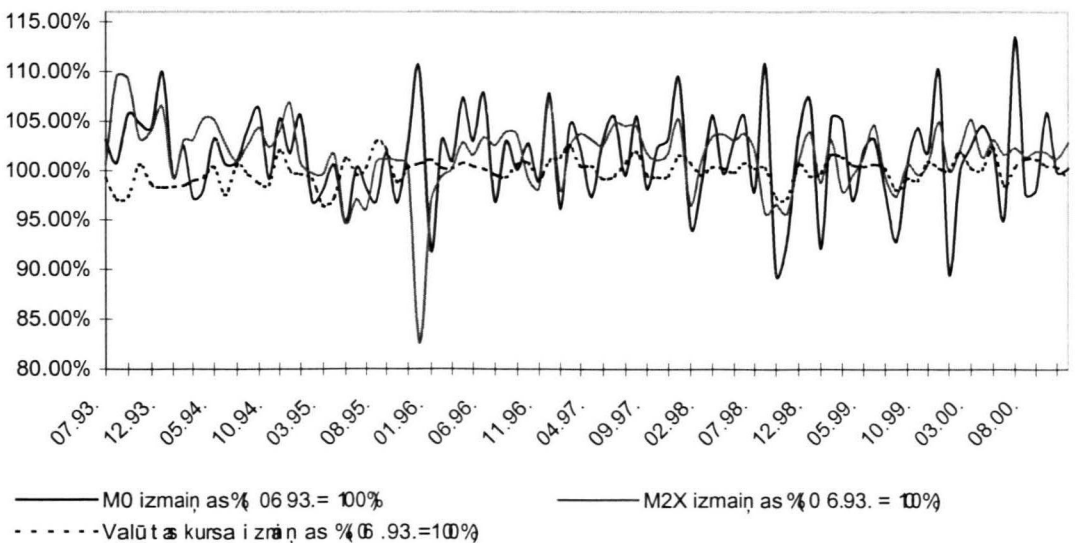
² Timberlake R. How Gold Was Money How Gold Could Be Money Again,-The Freeman, April 1995, 204-209 p.

Apmaiņas garantija balstās nevis uz pilnu rezervju atbilstību saistībām, bet uz pieņēmumu, ka vienlaicīgi apmaiņai būs pieprasīta tikai daļa no izlaistām saistībām.

Pēc otrā pasaules kara par Zelta Standartu atsaucās kā par kaut ko primitīvu un pilnīgi novecojušo. Bet vadāma valūta ir īsts Zelta Standarta iemiesojums. Tīrā Zelta Standarta eksistēšanas iespējamība ir pierādīta ne tikai teorētiski, bet arī praktiski.

Nākamais secinājums- daļa rietumu ekonomistu, kuri aktīvi rekomendē vadāmas valūtas ieviešanu postsociālistiskās un attīstības valstīs (S. Hanke, K.Šulers, Stīvs un citi) neņem vērā vienu momentu. Viņi visi runā par vadāmas valūtas ieviešanu, kura balstās uz kādu citu valūtu (dolārs, marka, jena). Jautājums par to, kas un kā izlaiž valūtu – enkuru, paliek bez apspriešanas. Bet, neatrisinot šo jautājumu, nav iespējams pārvarēt globālu inflāciju un ekonomisko ciklu, kuram raksturīgas ekonomiskas aktivitātes samazinājums. Vadāmas valūtas piekritējs nevar nebūt centrālās bankas reorganizācijas piekritējs, uzskata Vera Smita. Tas nozīmē tīra Zelta Standarta ieviešanu vadošās valstīs un pēc tam arī citur. Smita uzsver- tieši, ieviešanu, nevis atjaunošanu.¹ Darba autore neatbalsta Zelta Standarta ieviešanu, tādēļ ka neuzskata, ka tas var atrisināt esošās problēmas. Kā arī autore uzskata, ka “vadāmas valūtas” sistēma ir īslaicīgs risinājums, kurš ir piemērojams pārejas periodā, bet, ja valstis šo sistēmu pielieto pārāk ilgi, tad var nonākt pie bankrota, kas jau notika Argentīnā. Protams, noteikt šo robežu ir visai sarežģīts mehānisms, kas prasa atsevišķu pētījumu.

Atgriezīsimies pie naudas masas ietekmes uz valūtas kursa kanālu “vadāmas valūtas” sistēmas ietvaros. Autore veica analīzi uz Baltijas valstu datu bāzes. 1.20.grafikā autore attēlo Latvijas naudas masas rādītāju (M0 un M2X) un reālā valūtas kursa USD/LVL izmaiņas laikā posma no 1993.-2000.g., par bāzi aprēķiniem pieņemot 1993.gada jūniju.



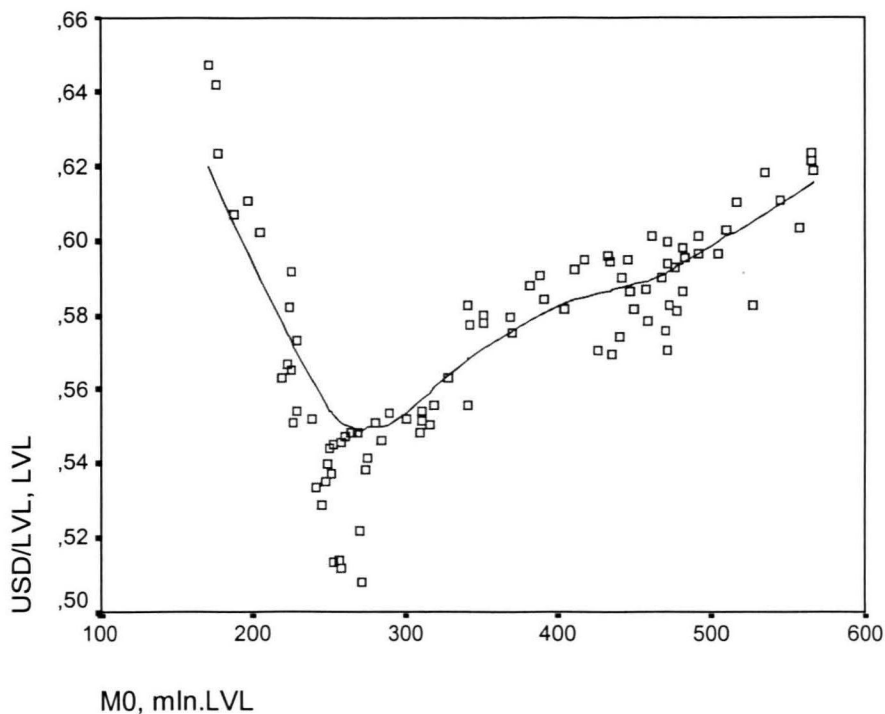
1.20.grafiks

Latvijas naudas masas rādītāju (M0 un M2X) un reālā valūtas kursa USD/LVL izmaiņas laikā posma no 1993.-2000.g., par bāzi aprēķiniem pieņemot 1993.gada jūniju

¹ Smith V. The Rationale of Central Banking and the Free Banking Alternative,- 1990, Liberty Press, 23-24 p.

Pētot naudas masas rādītāju (kā M0 un M2X) ietekmi uz valūtas kanālu Latvijā, laika posmā no lata ieviešanas līdz mūsdienām, tiek izdarīti sekojoši secinājumi:

1. starp naudas masas rādītājiem nepastāv statistiski nozīmīgas attiecības: tā Pirona korelācijas koeficients starp valūtas kursu un M0, kā arī M2X ir 0,489 un 0,420 attiecīgi.
2. Korelācijas koeficients ir pozitīvs, kas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam, pieaug arī valūtas kurss.(sk. 1.21.grafiku);



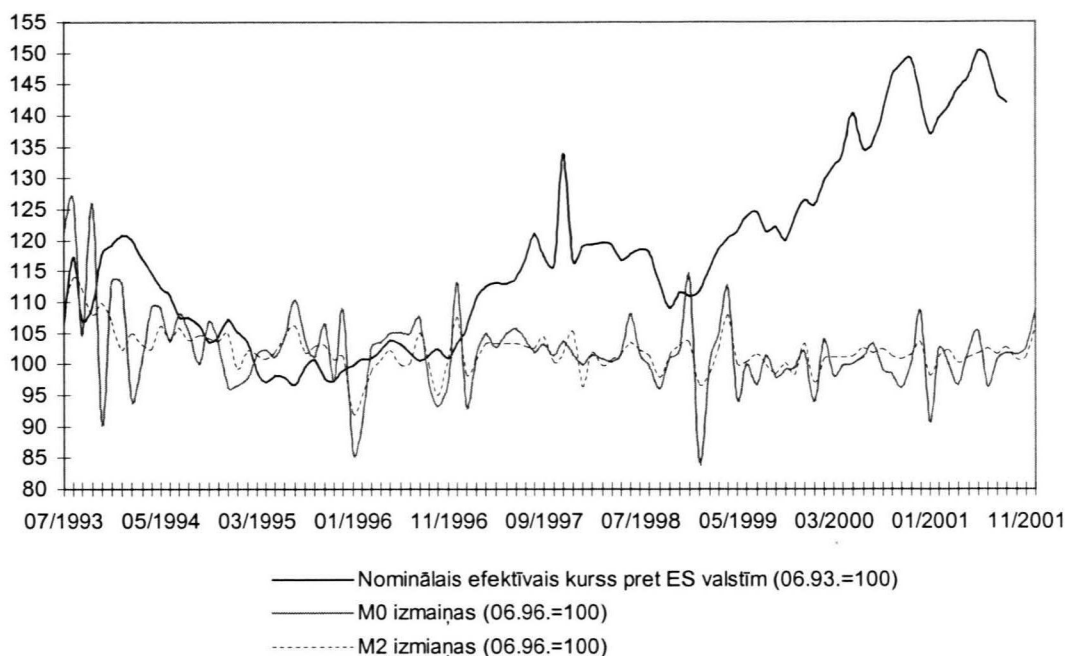
1.21.grafiks

Latvijas naudas masas rādītāju M0 (mln.LVL) un nominālā valūtas kursa USD/LVL izmaiņas laika posmā no 1993.-2000.g. pa mēnešiem

Pēc iegūtiem rezultātiem autore konstatē, ka, pieaugot latu daudzumam apgrozībā, pieaug arī ASV dolāra vērtība, kas neatbilst centrālās bankas realizētai monetārai politikai. Ja lata vērtība samazinās, tad saskaņā ar “vadāmas valūtas” sistēmu latu daudzumam apgrozībā būtu jāsamazinās. Tas ļauj autorei izdarīt secinājumu, ka Latvijā naudas daudzums apgrozībā neietekmē valūtas maiņas kursa kanālu. Veronika Babiča savos pētījumos atklāja, ka valūtas maiņas kursa kanāls Latvijā nav ekonomiski nozīmīgs.¹

Lai pārlicinātos par savu secinājumu pareizību, autore izmantoja Lietuvas datus. Lietuva piesaistīja savu nacionālu valūtu -litu -ASV dolāram 1994.gadā un no 2.februārā 2002. piesaistīja to EUR.

¹ Babich V. Monetary Transmission in Latvia, - Baltic International Centre for Economic Policy Studies, Baltic Economic Trends, 2001, N2, 16-28 p.



1.22. grafiks

Lietuvas naudas masas rādītāju(M0 un M2) un nominālā efektīva valūtas kursa pret ES valstīm izmaiņas laika posmā no 1993.-2001.g.

Grafiskā analīze ļauj autorei izdarīt secinājumu, ka starp naudas masas rādītājiem un valūtas kursu pastāv statistiski nozīmīgas attiecības “vadāmas valūtas sistēmas ietvaros”. Pielietojot Pirsona korelācijas koeficientu savstarpējo korelāciju noteikšanai, tiek noteikts, ka starp M0 un nominālo efektīvo kursu pret ES valstīm koeficients ir vienāds ar 0,776 un M2 ar nominālo efektīvo kursu pret ES valstīm ir 0,944. Korelācijas koeficients ir pozitīvs, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam, pieaug arī nominālais efektīvais valūtas kurss. Lietuvas gadījumā, autore konstatē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, pieaug arī lita vērtība attiecībā pret ES valstīm, kas ir pamatots ar ASV dolāra vērtības pieaugumu attiecībā pret ES valstu valūtām. Lietuvā naudas daudzums apgrozībā ietekmē valūtas maiņas kanālu, atšķirībā no Latvijas. Vetlovs, pētot valūtas maiņas kursa kanāla nozīmi Lietuvā, uzskata, ka valūtas maiņas kursa kanāls ir nozīmīgs.¹ Tālāk autore izanalizēja, kāda situācija veidojas Igaunijā. Autore izmantoja Pirsona korelācijas koeficientu, lai noteiktu savstarpējas attiecības starp naudas masas rādītājiem un reālo efektīvo valūtas kursu Igaunijas kronai laika posmā no 1994.g.līdz 2001. gadam.

¹ Vetlovs I. Aspects of Monetary Policy and the Monetary Transmission Mechanism in Lithuania,- Baltic International Centre for Economic Policy Studies, Baltic Economic Trends, 2001, N2, 28-37 p.

1.12.tabula

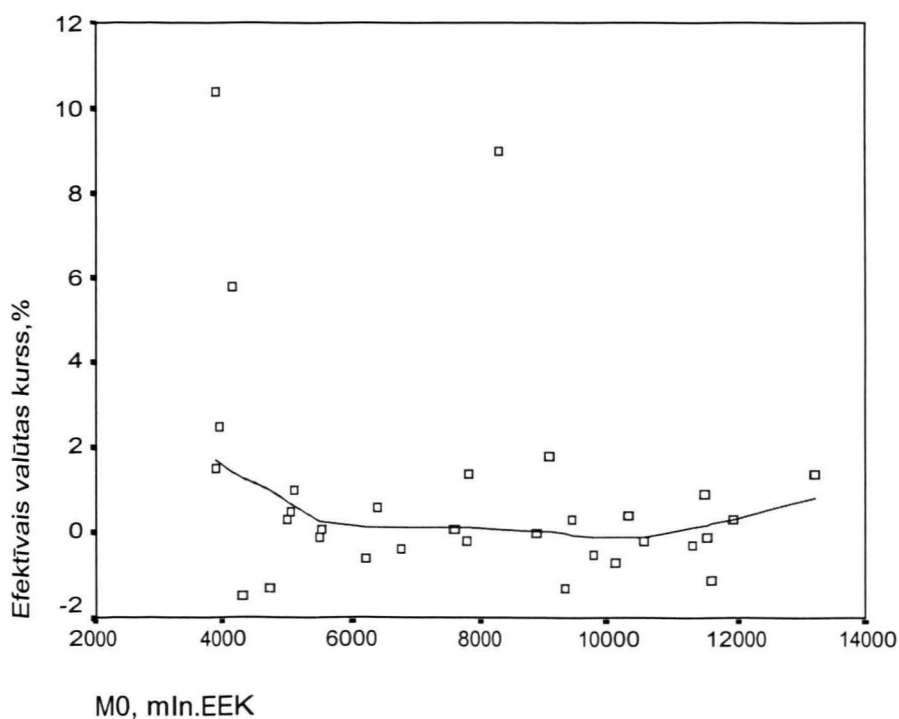
Pirsona korelācijas koeficients starp Igaunijas naudas masas rādītājiem (M0 un M2) un reālā efektīva valūtas kursa ikmēneša izmaiņām procentos, salīdzinot ar iepriekšējo mēnesi laika posmā no 1994.-2001.g.

	M0	M2	Reālais efektīvais val.kurss,%
M0	1,000	,948(**)	-,273
M2	,948(**)	1,000	-,249
Reālais efektīvais val.kurss,%	-,273	-,249	1,000

Analizējot koeficientus no 1.12.tabulas, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- starp M0 un reālo efektīvo valūtas kursu pastāvošas attiecības ir ekonomiski nenozīmīgas (korelācijas koeficients ir -0.273);
- starp M2 un reālo efektīvo valūtas kursu pastāvošas attiecības ir ekonomiski nenozīmīgas (korelācijas koeficients ir -0.249);

Iegūtie koeficienti un grafiskā analīze (sk. 1.23. grafiku) ļauj izdarīt secinājumu, ka Igaunijā naudas daudzums apgrozībā neietekmē valūtas maiņas kanālu.



1.23.grafiks

Igaunijas naudas masas rādītāju M0 (mln.EEK) un reālā efektīva valūtas kursa ikmēneša izmaiņas laika posmā no 1994.-2001.g.

Pētījumu rezultātā autore nonāk pie secinājuma, ka naudas piedāvājuma apgrozībā ietekme uz valūtas maiņas kanālu Baltijas valstīs ir ierobežota. Vienīgi Lietuvā valūtas maiņas kursa kanāla ietekme ir nozīmīga, kas var būt saistīts ar Lietuvas agresīvāko eksporta politiku. Šo hipotēzi autore savā darbā nepētīs, tādēļ ka tas nav tieši saistīts ar promocijas darba tēmu.

2. Svērto monetāro agregātu piemērošanas iespējamība Baltijas valstīs

Iepriekšējā nodaļā tika analizēts, kā naudas piedāvājuma transmisijas mehānisms dažādās naudas teorijās iedarbojas uz ekonomiku ar nominālās naudas masas izmaiņu palīdzību. Tomēr šīs naudas teorijas neanalizē, tieši kādi agregāti ir vispiemērotākie. Autore šajā nodaļā konstruēs alternatīvus naudas piedāvājuma agregātus, kas varētu konkurēt un iespējams pat būt labāki par tradicionāliem naudas masas rādītājiem. Ņemot vērā finanšu tirgus globalizācijas ietekmi uz pasaules ekonomiku, zināmas izmaiņas ir skārušas arī naudas piedāvājuma komponentus. Tieši tādēļ promocijas darba autore pētīs finanšu tirgus globalizācijas ietekmi uz naudas masas rādītājiem.

ASV finanšu tirgus globalizācija ir sākusies 1960-jos gados.¹ Ekonomistu liela daļa uzskata, ka globalizāciju ASV izraisīja izmaiņas likumos nodokļu politikas jomā, kā arī finanšu institūciju peļņas gūšanas motīvs (Minskis, Ben-Horims ar Silberu un Millers). Akhtars rakstā "Financial Innovations and their Implications for Monetary Policy: An International Perspective" norāda, ka finanšu globalizācijas būtisks efekts ASV ir tāds, ka tā sekmē jauno procentu-nesošo finanšu instrumentu rašanos.

Garlejs un Šouvs uzskatīja, ka, finanšu sektoram attīstoties, parādās jauni finanšu starpnieki, kas piedāvā dažādus jaunus finanšu aktīvus ar dažādiem termiņiem. Šiem finanšu aktīviem ir jābūt pievienotiem tradicionāliem naudas masas rādītājiem, radot plašāku monetāro agregātu koncepciju. Kumahs, iebilst Garlejam un Šouvam, uzskatot, ka šī tendence ir vērojama tikai valstīs ar plašākiem naudas rādītājiem.²

Viljams Barnetts bija pirmais, kurš nepiekrīta viedoklim, ka jaunus komponentus vajag vienkārši summēt klāt, nepiešķirot tiem nekādus svarus. Saskaņā ar Barnetta teoriju tradicionālā summēšana monetāro agregātu noteikšanā ir pieņemama tikai tad, ja visiem komponentiem ir vienāds īpatsvars un tie ir pilnīgi savstarpēji aizvietojami.³ Tas nozīmē, ka aizvietošanas elastība starp diviem komponentiem ir bezgalīga, kas ir pretrunā ar dažu ekonomistu veiktiem pētījumiem. Tā, piemēram, Četti 1969.gadā, Moronje ar Vilbraittu 1976.gadā un Baftons 1981.gadā parādīja, ka monetārie aktīvi nav perfekti aizvietojami. Viņi uzskatīja, ka katram monetāram aktīvam ir sava noteikta likviditātes pakāpe. Galvenā piezīme ir tāda, ka monetāro agregātu teorija neapskata, kādi komponenti ir jāiekļauj un kādus neiekļaut, bet nosaka, kādu īpatnēju svaru piešķirt katram komponentam. Rezultātā var izdarīt secinājumu, ka katram komponentam ir jābūt atsevišķam īpatnējam svaram, kuri pēc tam ir jāsasummē, lai dabūtu tradicionālo monetāro agregātu.

Barnetts gāja tālāk un uzskatīja, ka vienkārša summēšana, aprēķinot monetārus agregātus, nav pareizs paņēmiens, nosakot valsts naudas kustību. Piemēram, nosakot transporta sektora kopējo plūsmu, būtu neloģiski sasummēt fiziski vilcienus, taksometrus, autobusus. Tas nebūtu saskaņā ar ekonomisko teoriju. Ekonomiski nozīmīgi būtu summēt agregātus, kas svērti ar svāriem, kas savukārt, atspoguļotu katra agregāta komponenta relatīvu vērtību kopējā plūsmā. Līdzīgs princips ir pielietojams arī monetārā teorijā. Barnetts piedāvā izmantot Svērto naudas agregātu kā alternatīvu vienkāršas summēšanas agregātam.

Galvenais svērto (Divisia) agregātu aprēķināšanas mērķis ir atrast piemēroto monetārās politikas indikatoru. Barnetts un viņu atbalstītāji uzskatīja, ka vienkārša

¹ Hester D. Innovations and Monetary Control, - Brookings paper on Economic Activity 1, 1981, 141-189 p.

² Kumah E. Monetary Concept and Definitions, - IMF Working Paper WP/89/92, Washington, D.C.: International Monetary Fund, 1989, 1-152 p.

³ Barnett W. Economic Monetary aggregates: An Application of index Number and Aggregation Theory, - Journal of econometrics 14, 1980, 11-48 p.

summēšana sagroza monetāros agregātus. Viņi uzskatīja, ka, pateicoties tam, ka tradicionālie monetārie agregāti ir tikai “uzskaites” vienības, tie neatbilst naudas definējumam “nauda ir tas, ko nauda dara”, un tādējādi nav spējīgi nodrošināt attiecīgo servisu naudas turētājam. Frīdmens un Švarca uzskatīja, ka vienkāršā summēšana ir ļoti īpašs kopējas pieejas gadījums.¹ Īsumā, saskaņā ar kopējo pieeju katram aktīvam ir sava likviditātes pakāpe, un naudas daudzums tiek noteikts kā visu aktīvu kopējas vērtības svērta summa. Katra aktīva īpatnējais svars svārstās no 0 līdz 1, un, jo augstāka ir likviditātes pakāpe, jo īpatnējais svars būs tuvāk vieniniekam. Vienkāršas summēšanas pieeja nozīmē, ka visi īpatnēji svāri ir vai nu 0 vai 1.

2.1. Alternatīvas procedūras monetārā agregēšanā

Monetārie agregāti ir svarīgi un nepieciešami gan monetārās politikas realizētājiem, gan pētniekiem. Monetārās politikas realizētāji agregātus var izmantot inflācijas tempu nodrošināšanai nepieciešamā līmenī, lai ietekmētu ekonomisko izaugsmi un bezdarbu. Pētnieki, savukārt, šos agregātus var izmantot, lai noteiktu naudas pieprasījuma funkciju vai ekonomikas komplekso modeli. Tradicionāli tādiem mērķiem tiek izmantoti vienkāršas summēšanas agregāti. Pēdējā laikā šie agregāti tiek kritizēti, uzskatot, ka tie ir mazvērtīgi un neatbilst “naudas” novērtēšanai. Barnettts apgalvoja, ka vienkāršas summēšanas elementi, kuri ir pilnīgi savstarpēji aizvietojami un lineāri nosakāmi, ir nepieņemami.

Barnetts uzskatīja, ka tad, kad aktīvu komponenti ir savstarpēji neaizvietojami, nelineāra agregēšana pieprasa šiem komponentiem piešķirt dažādus īpatnējus svarus.² Lai pārvarētu šīs problēmas, literatūrā tiek izstrādātas dažādas metodes svērto monetāro agregātu konstruēšanā. Alternatīvas svērto monetāro agregātu konstruēšanas procedūras autore klasificē trijās galvenās kategorijās vai pieejās: regresa modeļa pieeja, aktīvu aizvietošanas pieeja un indeksu pieeja.

Regresa modeļa pieeja.

Saskaņā ar vienkāršo regresa modeļa pieeju, kuru piedāvāja Timberleiks ar Forstounu 1967.gadā un Laumas 1968.gadā, lai noteiktu likviditātes pakāpi katrā komponentā ir jāpielieto daudzkārtējā regresa analīze. Piemēram, Laumas piedāvāja sekojošo vienādojumu

$$Y_t = \alpha + \beta M_t + \theta S_t \quad [2.1.]^3$$

un pārveidojot to

$$Y_t = \alpha + \beta [M_t + (\theta/\beta)S_t], \quad [2.2.]^4$$

kur

Y- ir ienākumi,

M- skaidra nauda un noguldījumi uz pieprasījumu,

S- krājnoguldījumi,

α , β un θ ir koeficienti, kurus ir jāatrod.

¹ Friedman M. and Schwartz A. Monetary statistics of the United States: Estimates, Sources, Methods, - New York: Columbia University Press, 1970, 151-152 p.

² Barnett W. Economic Monetary aggregates: An Application of index Number and Aggregation Theory, - Journal of econometrics 14, 1980, 11-48 p.; Barnett W. Understanding the New Divisia monetary Aggregates, - Review of Public Data Use 11, 1983, 349-355 p.

³ Laumas G. The Degree of Moneyness of saving Deposits, - American Economic Review 58, 1968, 502p.

⁴ Laumas G. The Degree of Moneyness of saving Deposits, - American Economic Review 58, 1968, 502p.

Likviditātes pakāpe tiek noteikta atkarībā no M un S regresa koeficientiem:

ja $0 < \theta / \beta < 1$, tad S piešķirs noteiktu likviditātes pakāpi;

ja $\theta / \beta = 1$, tad M un S būs vienādas likviditātes pakāpes;

$\theta / \beta < 0$, tad S būs investīcijas, tas nozīmē, ka M tiks samazināts, lai nodrošinātu S.

Dinamisko regresa modeļi piedāvāja Klements ar Nguenu 1980.gadā. Saskaņā ar šo modeli, informācija par monetāro agregātu raksturojumu tiek iegūta, empīriski novērtējot cenu vienādojuma parametrus, kas sastāv no dažādiem monetāro aktīvu komponentiem. Cenu vienādojums tiek bāzēts uz naudas tirgus klīringa nosacījumiem. Šajā modeli Klements ar Nguenu vērtē sekojošo cenu vienādojumu:

$$\Delta \ln P_t = \lambda_1 \Delta \ln C_t + \lambda_2 \Delta \ln F_t + \lambda_3 \Delta \ln S_t - \alpha \Delta \ln Y_t - \beta \Delta \ln r_t + \theta \Delta \ln P_{t-1}, \quad [2.3.]^1$$

kur

P- cenu līmenis;

C- skaidra nauda un noguldījumi uz pieprasījumu;

F- fiksētie depozīti;

S- krājnoguldījumi;

Y- ienākumi;

r- procentu likme;

λ, α, β un θ ir koeficienti, kuri ir jāatrod.

Mainīgais P_{t-1} tiek iekļauts vienādojumā, lai inducētu dinamisku procesā. Šajā modeli, cenu vienādojumā iegūtie parametri reprezentē katra komponenta likviditāti, un komponenti, kuriem ir lielāka ietekme uz cenu, iegūs lielāku īpatnēju svaru naudas likviditātes noteikšanā.

1980-jos gados Rupers ar Turnovski piedāvāja VAR (vektoru autoregressa) modeli svērto monetāro agregātu konstruēšanai. Saskaņā ar šo pieeju, optimālākais monetārais agregāts (M) ir tāds, kurš minimizē prognozēšanas dispersiju. Tad,

$$M_t = \sum_{i=1}^N \phi_i m_{it}, \quad [2.4.]^2$$

kur

M_t - optimālākais monetārais agregāts laika periodā t;

m_{it} - i-tais monetārais aktīvs laika periodā t;

ϕ_i - optimālākais i-tā aktīva svars, ar nosacījumu, ka $\sum \phi_i = 1$.

Tomēr Barnetts 1990.gadā rakstā "Developments in Monetary Aggregation Theory" apšaubā šo pieeju lietderīgumu. Saskaņā ar Barnettu, tāda veidā aprēķināti monetārie agregāti neatspoguļo naudas likviditāti. Tādēļ, ka šo agregātu izcelsme neiziet no mikroekonomiskās teorijas, Barnetts uzskatīja, ka šie agregāti neeksistē.³ Autore pievienojas Barnetta viedoklim.

Aktīvu aizvietošanas modelis.

¹ Clements K. and Nguyen P. Economic Monetary Aggregates- Comment, - Journal of Econometrics 14, 1980, 50 p.

² Roper D. and Turnovsky S. The Optimum Monetary aggregate for Stabilization Policy, - The Quarterly Journal of Economics 95, 1980, 343 p.

³ Barnett W. Development in Monetary Aggregation Theory,- Journal of Policy Modelling 12(2), 1990, 205-257 p.

Aktīvu aizvietošanas modelis bāzējas uz Četti darbu, kuru viņš publicēja žurnālā "American Economic Review" 1969.gadā. Saskaņā ar Četti, agregēšanas modelis tiek rēķināts, ņemot vērā aktīvu aizvietošanas kross- elastīgumu un noteiktos aktīvus ar augstāku likviditāti. Četti bija pirmais, kurš izmantoja mikroekonomisko agregēšanas teoriju, lai noteiktu naudas agregātus. Faktiski Četti bija pirmais, kurš izrēķināja neoklasisko agregātu funkciju, ņemot vērā ierobežojošo optimizācijas lēmumu. Savā analizē Četti pielieto Konstantu Aizvietošanas Elastības (CES) lietderīguma funkciju kā agregēšanas funkciju.

Četti 1969.gadā piedāvāja sekojošu patērētāju lietderības funkciju:

$$U = (\alpha M^{-p} + \beta T^{-p})^{-1/p}, \quad [2.5.]^1$$

kur

U - patērētāju lietderības funkcija;

M- naudas ieguldījums;

T- termiņnoguldījumi;

α , β un p ir koeficienti, kurus ir jāatrod.

Budžeta ierobežojums ir izteikts ar sekojošu formulu

$$M_0 = M + T/(1+r), \quad [2.6.]^2$$

kur

M_0 - patērētāju kopēji uzkrājumi skaidrā naudā;

r- procentu likme.

Patērētāju lietderības maksimizēšanas objekts saskaņā ar budžeta ierobežojošo ienesīgumu tiek izteikts ar vienādojumu

$$[(\alpha/\beta)(M/T)]^{-(1+p)} = 1+r \quad [2.7.]^3$$

Pārveidojot šo formulu, pielietojot logaritmus un terminu pārkārtošanu, iegūsim

$$\ln(M/T) = -[1/(1+p)]\ln(\beta/\alpha) + [1/(1+p)]\ln[1(1+r)] \quad [2.8.]^4$$

Izrēķinot parametrus α , β un p (pieņemot, ka tie summāri sastādīs vieninieku) un ievietojot tos vienādojuma 3.5., iegūsim jaunu monetāro agregātu (M^*)

$$M^* = (M^{-p} + \beta T^{-p})^{-1/p} \quad [2.9.]^5$$

Tomēr, neskatoties uz visiem Četti nopelniem, šis modelis neatbilst prasībām par optimālākā monetārā agregāta konstruēšanu. Tādēļ ka modeļa cena $[1/(1+r)]$ neatspoguļo lietošanas izdevumus, bet, neizmantojot lietošanas izdevumus, nav iespējams konstruēt lietderīgu monetāro agregātu, kas tiek aprēķināts, par pamatu ņemot mikroekonomisko agregēšanas teoriju.⁶

Indeksu pieeja.

Pirmo reizi pielietot indeksu pieeju svērto monetāro agregātu aprēķināšanā piedāvāja Barnetts 1980.gadā. Indeksu pieeja neprasa monetāro komponentu savstarpēju

¹ Chetty V. On Measuring the Nearness of Near-Moneys, - American Economic Review 59, 1969, 275 p.

² Chetty V. On Measuring the Nearness of Near-Moneys, - American Economic Review 59, 1969, 275 p.

³ Chetty V. On Measuring the Nearness of Near-Moneys, - American Economic Review 59, 1969, 276p.

⁴ Chetty V. On Measuring the Nearness of Near-Moneys, - American Economic Review 59, 1969, 276p.

⁵ Chetty V. On Measuring the Nearness of Near-Moneys, - American Economic Review 59, 1969, 278 p.

⁶ Barnett W. Development in Monetary Aggregation Theory, - Journal of Policy Modelling 12(2), 1990, 230-245 p.

aizvietojamību.¹ Tas, savukārt, nozīmē, ka svērtie agregāti nav atkarīgi no agregēšanas funkcijas. Barnettts ne tikai ieviesa monetāro aktīvu lietošanas izmaksas, bet arī savienoja indeksu teoriju ar monetāro agregēšanas teoriju. Barnettts piedāvāja izmantot divus kvantitatīvus indeksus, kuri ir saistīti ar monetāro agregēšanu:

- Fišera Ideālais indekss;
- Tornkviša-Teila Svērtais (Divisia) indekss.

Indeksu teorijas izmantošana monetārā ekonomikā kļuva iespējama pēc Diverta darba "Exact and Superlative Index Numbers" publicēšanas žurnālā "Journal of Econometrics" 1976.gadā, kurā viņš definēja vispārāko indeksu klasi. Šis darbs savienoja indeksu teoriju ar agregēšanas teoriju.

Diverts izstrādāja vispārāko indeksu teoriju dažādos laikā posmos. Viņš noteica, ka noteikts indekss būs "vispārākais", ja tas ir eksakts kādai agregēšanas funkcijai, kura var nodrošināt otrās pakāpes precizitāti jebkurai lineārai homogēnai agregēšanas funkcijai. Noteikts indekss būs eksakts, ja tas ir precīzi vienāds ar agregēšanas funkciju, neatkarīgi no tā, vai dati tiek konstruēti saskaņā vai nesaskaņā ar mikroekonomisko maksimizēšanas modeli.² Diverts uzskatīja, ka abi indeksi gan Fišera Ideālais, gan Tornkviša- Teili Svērtais ir vispārāko indeksu pārstāvji.

Fišera Ideālais indekss, kas tiek piedāvāts pirmo reizi 1922gadā, ir sekojošs

$$QF_t = QF_{t-1} \left\{ \left[\left(\sum_{i=1}^N p_{it} m_{it} \right) \left(\sum_{i=1}^N p_{it-1} / m_{it} \right) \right] / \left[\left(\sum_{i=1}^N p_{it} m_{it} \right) \left(\sum_{i=1}^N p_{it-1} / m_{it} \right)^{1/2} \right] \right\}, \quad [2.10.]^3$$

kur

QF- Fišera Ideālais indekss;

m_i - monetārā aktīva i-tais komponents;

p_i - i-tā aktīva "nomas" maksa;

N – komponentu skaits agregātā;

Tornkviša - Teila indekss ir sekojošs:

$$QD_t = QD_{t-1} \prod_{i=1}^N (m_{it} / m_{it-1})^{1/2(s_{it} + s_{it-1})}, \quad [2.11.]^4$$

kur

QD- Svērtais (Divisia) indekss;

$s_{it} = p_{it} m_{it} / \sum_{k=1}^N p_{kt} m_{kt}$ ir monetārā aktīva i lietotāju izdevumi un $k \neq i$;

m_i - monetārā aktīva i-tais komponents;

p_i - i-tā aktīva "nomas" maksa;

N- komponentu skaits agregātā.

¹ Barnett W. Economic Monetary aggregates: An Application of index Number and Aggregation Theory, - Journal of econometrics 14, 1980, 11-48 p.

² Diewert E. Exact and Superlative Index Numbers, - Journal of Econometrics 4, 1976, 115-145 p.

³ Fisher I. The Making of Index Numbers: A Study of Their Varieties, Tests and Reliability,- Boston: Houghton Mifflin, 1922, 126 p.

⁴ Tornqvist L. The Bank of Finland's Consumption Price Index,- Bank of Finland bulletin 10, 1936, 1-8 p.; Theil H. Economics and Information Theory. Amsterdam: North-Holland, 1967, 45 p.

Attiecība uz indeksu pieeju literatūrā eksistē svērto monetāro agregātu konstruēšanas divas svērtas metodes: lietotāju izdevumu un apgrozījuma ātruma metodes, kuras bāzējas uz monetārā aktīva nomas maksu (p). Pirmo reizi šo metodi piedāvāja Barnetts 1980.gadā un vēlāk to pilnveidoja Spinds 1985.gadā. Aprēķinot agregātu ir nepieciešams kā monetārā aktīva i -ta komponenta cenas tā arī daudzums. Saskaņā ar Svērto metodi, kuru piedāvāja Barnetts, finansu aktīvu lietotāju izdevumi tiek pieņemti par katra iekļauta agregātā komponenta lietotāju izdevumiem. Vienkāršāka forma, lietotāja izdevumi ir vienādi ar starpību starp konkrētā komponenta ienesīguma likmi un maksimālo ienesīguma likmi ekonomikā.

No otras puses, saskaņā ar svērto metodi, kuru piedāvāja Spinds, aprēķinot agregātu, lietotāju izdevumi tiek aizvietoti ar naudas apgrozības ātrumu. Bāzējoties uz Fišera Ideālo indeksu, Spinds piedāvāja jauno monetāro agregātu ,

$$QS_t = QS_{t-1} \left[\sum_{i=1}^N s_{it-1} (m_{it}/m_{it-1}) * \sum_{i=1}^N s_{it} (m_{it-1}/m_{it}) \right]^{1/2}, \quad [2.12.]^1$$

kur

QS – Spindta monetārais agregāts;

N- komponentu skaits agregātā;

m_i - monetāro aktīvu i -tais komponents;

$$s_{it} = v_{it} m_{it} / \sum_{k=1}^N v_{kt} m_{kt},$$

v_i - monetārā aktīva i naudas apgrozības ātrums un $k \neq i$.

Rotembergs 1991.gadā un pēc tam vēlāk 1995.gadā piedāvāja alternatīvo svērto monetāro agregātu, kurš ir ļoti līdzīgs Svērtam indeksam. Agregāts tiek dēvēts par skaidras naudas ekvivalenta (CE) agregātu, kas tiek interpretēts kā skaidras naudas daudzums, kas pilda visas transakcijas, kuras ir paredzētas pildīt visiem monetāriem aktīviem. CE rādītāju var aprēķināt pēc formulas:

$$CE_t = M_t + \sum [R-r_i/R] m_{it}, \quad [2.13.]^2$$

kur

CE_t - skaidras naudas ekvivalenta agregāts laika periodā t ;

M_t - skaidra nauda, noguldījumi uz pieprasījumu un ceļojuma čeki laika periodā t ;

R – etalona izdevumu likme;

r_i - monetārā aktīva lietotāju izdevumi laika periodā t ;

m_{it} - citi finansu aktīvu (atskaitot M) laika periodā t .

Saskaņā ar CE agregātu aktīvi, kuri nenes procentus, tādi kā M , tiek pieskaitīti ar svaru 1. Citi aktīvi tiek pievienoti ar īpatsvaru no 0 līdz 1. Aktīvi ar augstāku ienesīguma likmi iegūst mazāku īpatsvaru, tādēļ ka viņu galējā likviditāte ir zema. Salīdzinot Svērtus rādītājus ar CE agregātiem, pirmie ir monetāro līdzekļu pieauguma tempu vidējie svērtie, bet pēdējie ir monetāro līdzekļu vidējie svērtie.

No četriem statistikas agregātiem Barnetts dod priekšroku Svērtam indeksam.¹ Barnetts savā rakstā žurnālā “ Journals of Econometrics” raksta kā starpībai starp Fišera

¹ Spindt P. Money is What money Does: Monetary Aggregation and The Equation of Exchange,- journal of Political Economy 93(1), 1985, 189 p.

² Rotemberg J. Commentary: Monetary Aggregates and Their Uses,- In M.T. Belongia (ed.), Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System, Boston: Kluwer academic Publishers, 1991 ; Rotemberg J. and Driscoll J., Poterba J. Money, Output and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate, - Journal of Business and Economic Statistics 13(1), 1995, 75 p.

un Svērto indeksiem ir neliela empīriskā nozīme, jo abi indeksi ir no vienas vispārāko indeksu klases, un kā abi mainīsies līdzīgi viens otram.² Bet, Svērtais indekss ir vairāk piemērojams politikas veidotājiem, tādēļ ka tas ir visvieglāk interpretējams no visiem Diverta vispārākās klases indeksiem. Arī Išida 1984.gadā rakstā "Divisia Monetary aggregates and the Demand for Money: A Japanese Case" apgalvo, ka Svērtais indekss ir vislabākais statistikas indekss.³

Vēlāk 1990.g.un 1992.gadā Barnettts savos darbos apgalvoja, ka Spindta monetārais agregāts ir neatbilstošs gan saskaņā ar esošo agregēšanas, gan saskaņā ar indeksu teorijām. Barnettts uzskatīja, ka Spindta pieeja pilnīgi balstās uz pieņēmumiem un šo formulu pielietošana ir "riskants pasākums".⁴ Kas attiecas uz CE agregātiem, Barnettts viennozīmīgi uzskatīja, ka, kamēr Svērtais rādītājs mēra pakalpojumu plūsmu, CE agregāti mēra ekonomikas naudas uzkrājumus.

2.2. Svērto monetāro agregātu konstruēšana uz Baltijas valstu piemēra

Šajā apakšnodaļā autore konstruēs svērtus monetārus agregātus Baltijas valstīs: Fišera Ideālo indeksu (tālāk darbā tiek lietots apzīmējums Fišera agregāts), Tornkviša-Teila Svērto indeksu (tālāk darbā tiek lietots apzīmējums Svērtais agregāts) un skaidras naudas ekvivalenta agregātu. Par konstruēšanas teorētisko bāzi kalpoja rietumvalstu autoru pētījumi, tādēļ ka Baltijas valstīs tādi pētījumi nav veikti vai arī nav vēl publicēti.

Ņemot vērā, ka gan Fišera gan Svērtie indeksi ir no vienas vispārāko indeksu grupas, kā arī agregātu aprēķinos ir pielietota kopējā pieeja, autore detalizētāks izanalizēs Svērto agregātu konstruēšanu, kā arī ieviešot savas izmaiņas agregātu aprēķinos. Saskaņā ar Barnettu Svērtais monetārais agregāts tiek konstruēts sekojoši:

Pieņemsim, ka m_{it} un p_{it} ir katra aktīva daudzums un lietošanas izdevumi, kuriem ir jābūt iekļautiem agregātā laika periodā t . Monetārā aktīva i izdevumu daļa periodā t ir

$$s_{it} = p_{it} m_{it} / \sum_{k=1}^N p_{jt} m_{jt}, \quad [2.14.]^5$$

kur

s_{it} ir monetārā aktīva i izdevumu daļa periodā t ;

$m_{i,j}$ - monetārā aktīva i -tais (j -tais) komponents;

$p_{i,j}$ - i -tā (j -tā) aktīva "nomas" maksa;

$i=1,2,\dots,n$; $j=1,2,\dots,k$; $i \neq j$;

N - komponentu skaits agregātā

Katra aktīva lietotāja izdevumi ir:

$$p_{it} = (R_{it} - r_{i,j}) / (1 + R_{it}) \quad [2.15.]^6$$

¹ Barnett W. Economic Monetary aggregates: An Application of index Number and Aggregation Theory, - Journal of econometrics 14, 1980, 11-48 p.; Barnett W. and Spindt P. Divisia Monetary Aggregates: Their Complication, Data and Historical Behavior, - Federal Reserve Board Staff study N.116, Washington, D.C.: Federal Reserve Board, 1982

² Barnett W. Economic Monetary aggregates: An Application of index Number and Aggregation Theory, - Journal of econometrics 14, 1980, 11-48 p.

³ Ishida K. Divisia Monetary aggregates and the Demand for Money: A Japanese Case. Bank of Japan Monetary and Economic Studies 2, 1984, 49-80 p.

⁴ Barnett W. Development in Monetary Aggregation Theory, - Journal of Policy Modelling 12(2), 1990, 238 p.

⁵ Barnett W and Apostolos S. The Theory of monetary Aggregation, - Washington university, St.Louis USA, 2000, 363 p.

⁶ Barnett W. The User Cost of Money, - Economics Letter 1, 1978, 146 p.

kur

R_j , ir etalona likme, maksimālā $[r_j, r_i; i=1,2,\dots,n; j=1,2,\dots,k; i \neq j]$.

Svērto agrēgatu pieauguma tempi var būt aprēķināti pēc formulas:

$$G(Q_t) = \sum_{i=1}^N s_{it} * G(m_{it}) \quad [2.16.]^1$$

kur

$$s_{it}^* = 0,5(s_{it} + s_{it-1}), \quad [2.17.]^2$$

kur N ir aktīvu daudzums agregātā;

$G(m_{it})$ - monetārā aktīva pieauguma tempi.

Tomēr, pirms autore konstruēs alternatīvus agregātus, ir nepieciešams izskatīt divus svarīgus jautājumus:

- 1) pieņemama agregāta izvēle;
- 2) etalona likmes izvēle.

1. Pieņemama agregāta izvēle:

Galvenais jautājums šeit ir: kādus komponentus iekļaut svērtos monetāros agregātos? Saskaņā ar Barnettu, pieņemamais agregāts ir tāds, kas sastāv no komponentiem ar zemu atdalāmību. Vāja dalāmība nozīmē, ka marginālā aizstājamības likme starp diviem aktīviem grupā, teiksim A, ir neatkarīga no jebkura aktīvu daudzuma ārpus A grupas. Tas nodrošinās, ka aktīva daudzuma izmaiņas ārpus grupas neietekmēs marginālo derīgumu aktīvu patēriņu šajā grupā.³ Dalāmības neesamība, mainoties komponentu cenām, ietekmēs agregāta pieprasījumu.

Tomēr lielākā pētījumu daļa, kas attiecas uz attīstītam valstīm, ignorē dalāmības principus. Tā piemēram, Fišers apgalvo, ka: "dalāmība, tomēr, nenodrošina objektīvus kritērijus lēmuma pieņemšanā par to, kas ir nauda un kas nav nauda. Ieviesti ierobežojumi ir strikti subjektīvi un dalāmība ir vienkāršs tehnisks rezultāts. Piemēram, izvēlēta "monetāro aktīvu" atsevišķa grupa var būt lielas atsevišķas grupas apakšgrupa; šeit nav nekādu iemeslu par "naudu" uzskatīt mazāku grupu nevis lielāku. Patiesi, Svērta agregāta pieeja neizmanto "naudas" definīciju; šeit ir nozīme monetāriem pakalpojumiem."⁴

Barnetts arī pasvītvoja, ka dalāmības principa neievērošana nav tik nopietna kļūda, kā vienkāršas summēšanas piemērošana monetārā agregēšanā. Ja Svērta agregāta formula būs pielietota, ir ļoti liela iespēja, ka komponentu grupēšana nodrošinās vāju dalāmību nejausi.

Rezultātā tas kļūva par kopējo praksi, rēķinot svērtus agregātus, ņemt vērā hipotēzi, ka aktīvi, kas sastāda agregātu, atbilst šim nosacījumam un katra pieņemama agregāta iekļaušana ir saskaņā ar dalāmību.⁵

Tādā pasaules prakse ļauj autorei izdarīt izmaiņas tradicionālā Tomkviša-Teila indeksu aprēķinos, neizdalot atsevišķās monetāro aktīvu grupas pēc dalāmības principa.

¹ Barnett W. The User Cost of Money,- Economics Letter 1, 1978, 146 p.

² Barnett W. The User Cost of Money,- Economics Letter 1, 1978, 147 p.

³ Barnett W. The Optimal Level of Monetary Aggregation,- Journal of Money, Credit and Banking 14(4), 1982, 687-710 p.

⁴ Fisher P. and Hudson S., Pradhan M. Divisia Indices for Money: An Appraisal of Theory and Practice, - Working Paper Series N.9, London: Bank of England, 1993, 13 p.

⁵ Thornton D. and Yue P. An Extended Series of Divisia Monetary Aggregates, - Federal Reserve Bank of St. Louis Review 74(6), 1992, 35-52 p.

Pārveidojot 2.11. formulu autore ieguva, ka monetārā aktīva i lietotāju izdevumi var tikt rēķināti pēc formulas 2.18.

$$s_{it} = p_{it} m_{it} / \sum_{k=1}^N p_{it} m_{it}, \quad [2.18.]$$

kur

s_{it} ir monetārā aktīva i lietotāju izdevumi. Tas pats arī attiecas uz etalona likmi, pārveidojot 2.15.formulu, autore iegūs, ka

$$p_{it} = (R_i - r_i) / (1 + R_i) \quad [2.19.]$$

kur

R_i ir etalona likme, maksimālā [$r_i; i=1,2,\dots,n$].

2. Etalona likmes izvēle.

Rēķinot i- to monetāro agregātu, pielietojot Svērto agregātu pieeju, ir nepieciešama informācija gan par i-ta monetārā aktīva cenām, gan par daudzumu. Ekonomikas agregēšanas teorijā monetārie līdzekļi tiek pielīdzināti precēm, bet to cenas kā preču nomas maksa vai lietotāja izdevumi. Lietotāja izdevumi ir alternatīvie izdevumi, kas saistīti ar līdzekļu ieguldīšanu dažādos monetāros aktīvos. Barnetts 1978.gadā un Donovans arī 1978.gadā neatkarīgi viens no otra noteica monetārā aktīva lietotāju izdevumus. Monetārā aktīva iespējamie izdevumi ir iegūti, salīdzinot aktīvu ienesīguma likmi ar etalona likmi, kura ir visaugstākā ienesīguma likme. Ja monetāru aktīvu lietotāja izdevumi ir pareizi noteikti un precīzi aprēķināti, Svērtais agregāts var tikt izmantots, lai novērtētu naudas plūsmu, kuru nodrošina dažādi monetāri aktīvi ekonomikā.¹

Lietotāja izdevumu noteikšana ir atkarīga no etalona likmes izvēles. Goldfelds atzīmē, ka etalona likmi ir grūti noteikt vai pat vispār nav iespējams.² Rezultātā svērta monetārā agregāta vērtība un kvalitāte ir atkarīga no etalona likmes izvēles. Saskaņā ar Barnettu un Spindtu etalona likme ir likme, kuru izmanto tikai, lai akumulētu un transformētu bagātību, un šīs likmes ienesīgums ir visaugstākais ekonomikā. Etalona aktīvs ir nemonetārais aktīvs un, tādējādi, nenodrošina transakciju servisu.³ Barnetts ar Spindu uzskatīja, ka cilvēka kapitāls ir "labākais", lai reprezentētu etalona līdzekli, bet datu nepieejamība dara to par problemātisku. Tomēr ekonomistu lielākā daļa izmanto visaugstāko ienesīguma likmi no monetāro aktīvu grupas. Barnetts piekrita tādām viedoklim un vēlāk paziņoja, ka: "etalona aktīva loma ir nodibināt nemonetāro alternatīvu. Tādējādi, ir iespējami izmantot dažādus aktīvus katra laika posmā, tādēļ ka maksimizēšana atkārtojas katru periodu."⁴ Praksē etalona likmi nosaka, ņemot vērā, ka lietotāja izdevumi ir pozitīvi un etalona likmes izvēles metodes pasargā no negatīviem lietotāju izdevumiem. Tas, savukārt, nozīmē, ka etalona likme var būt pārstāvēta ar visdažādākām monetāru aktīvu ienesīguma likmēm.

Alternatīvu agregātu konstruēšanā Baltijas valstīs autore izmantoja indeksu pieeju: Fišera agregātu (darbā tiek lietots saīsinājums QF), Svērto agregātu (saīsinājums QD) un skaidras naudas ekvivalenta agregātu (saīsinājums CE). Alternatīvi agregāti tiek konstruēti plašai naudai M2. Autore alternatīvu agregātu aprēķinos iekļāva plašās naudas

¹ Barnett W. The User Cost of Money, - Economics Letter 1, 1978, 146 p.

² Goldfeld S. Comment on the Optimal Level of Monetary Aggregation, - Journal of Money, Credit and Banking 14(4), 1982, 716-720 p.

³ Barnett W. and Spindt P. Divisia Monetary Aggregates: Their Complication, Data and Historical Behavior, - Federal Reserve Board Staff study N.116, Washington, D.C.: Federal Reserve Board, 1982, 456- 785p.

⁴ Barnett W, and Fisher D., Serletis A. Consumer Theory and the Demand for Money, - Journal of Economic Literature 30, 1992, p.2115

M2 komponentus, tādējādi konstruējot svērtos M2 rādītājus. Visās trīs valstīs (Latvijā, Lietuvā, Igaunijā) plašās naudas komponenti ir gandrīz identiski līdz 2002.g.:

- 1) skaidra nauda apgrozībā, bez atlikumiem banku kasēs;
- 2) noguldījumi uz pieprasījumu nacionālā valūtā (kopš 2002.g. Igaunijā šis postenis tiek papildināts ar noguldījumiem uz pieprasījumu ārvalstu valūtā);
- 3) termiņnoguldījumi nacionālā valūtā (Lietuvā un Igaunijā tiek uzskaitīti atsevišķi krājnoguldījumi un termiņnoguldījumi, bet, lai iegūtu arī šajās divās valstīs Latvijai analogiskus agregātus, autore savos aprēķinos pieņem divu veidu noguldījumus par kopsommu);
- 4) noguldījumi ārvalstu valūtā.

Agregātu aprēķinos autore ievieša dažās modifikācijas:

1. Skaidra nauda (absolūti likvīds aktīvs):

$$p_i = 1 \text{ (lietotāju izdevumi (2.19.formula))}$$

$$r_i = 0 \text{ (aktīva ienesīguma likme)}$$

2. Noguldījumi uz pieprasījumu

Ekonomistu vidū nav kopējā viedokļa attiecībā uz noguldījumiem uz pieprasījumu. Tā, piemēram, Rotenbergs uzskata, ka noguldījumi uz pieprasījumu ir procentu nenesoši, tādēļ tos var pielīdzināt pēc likviditātes skaidrai naudai, un attiecīgi lietotāju izdevumi ir 0. Bet no otras puses, Offenbahers ar Barnettu to apstrīdēja, apgalvojot, ka, ja skaidras naudas un noguldījumu uz pieprasījumu aizvietojamība ir nozīmīga, tad ir nepieciešams ņemt vērā šo likmi.¹ Tā, piemēram, Barnett apgalvoja, ka "dažos gadījumos netieša ienesīguma likme var būt izmantojama, aprēķinot procentu likmes pēc formulas p_i (formula 2.15.), īpaši tad, ja aktīva ienesīguma likme ir valdības regulēšanas instruments."² Tomēr, kādai tieši ir jābūt likmei noguldījumiem uz pieprasījumu, ir atklāts jautājums. Tā 1974.gadā Kleins piedāvāja savu metodi likmes aprēķinam:

$$DDr = r_L (1 - RRDD),$$

[2.20.]³

kur

DDr- ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu;

r_L - procentu nesošo aktīvu ienesīguma likme;

RRDD- obligātā rezerves norma.

Tādēļ, konstruējot monetārus agregātus, autore izskatīja trīs alternatīvas:

- ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu ir 0;
- ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu ir vidējās svērtās procentu likmes noguldījumiem uz pieprasījumu;
- ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu tiek aprēķināta saskaņā ar formulu 2.20.

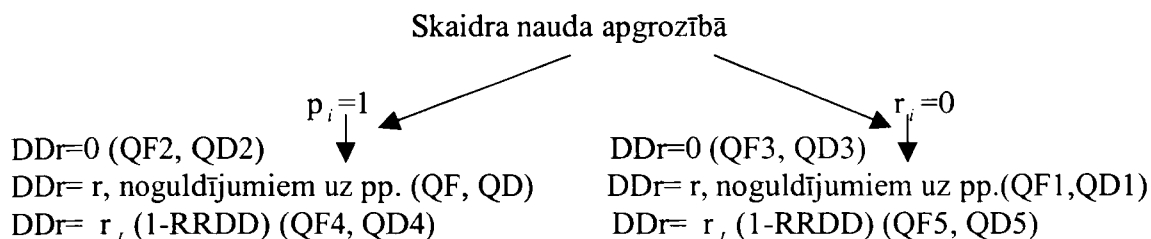
Kas attiecas uz skaidras naudas lietotāju izdevumiem, tad vispārpieņemts ir, ka tie ir vienādi ar nulli, tādēļ ka skaidra nauda ir perfekti likvīds aktīvs.

¹ Offenbacher E. Economic Monetary Aggregates: Comment, - Journal of Econometrics 14, 1980, 55-56p. ; Barnett W. and Offenbacher, Spindt P. New Concepts of Aggregated Money, - Journal of Finance 36(2), 1981, 497-505 p.

² Barnett W. and Spindt P. Divisia Monetary Aggregates: Their Complication, Data and Historical Behavior, - Federal Reserve Board Staff study N.116, Washington, D.C.: Federal Reserve Board, 1982, 699 p.

³ Klein B. Competitive Interest payments on Bank Deposits and the Long-Run Demand for Money, - American Economic Review 64, 1974, 939 p.

Apkopojot visu informāciju 2. shēmā, autore ieguva Fišera un Svērto agregātu aprēķināšanās shēmu.



2.shēma

Fišera un Svērto agregātu aprēķināšana, ieviešot dažas modifikācijas

Rādītāju modifikācija, kas tika veikta saskaņā ar 2. shēmu, un CE agregātu modifikācija tiek raksturota sekojoši:

- QF,QD ir izrēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir 1;
- turpretī QF1, QD1 agregāti ir izrēķināti, ņemot vērā skaidras naudas lietotāju izdevumus (sk. formulu 6.), uzskatot, ka skaidra nauda ir tāds pats aktīvs kā pārējie. Gan QF,QD gan QF1,QD1 aprēķinos par ienesīguma likmi noguldījumiem uz pieprasījumu kalpo procentu likme noguldījumiem uz pieprasījumu;
- nosakot QF2, QD2, skaidras naudas lietotāju izdevumi ir 1 un ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu ir 0;
- nosakot QF3, QD3, gan skaidras naudas, gan noguldījumiem uz pieprasījumu ienesīguma likme ir 0;
- nosakot QF4, QD4, skaidras naudas lietotāju izdevumi ir 1, DDr likme tiek aprēķināta, par r_L pieņemot ilgtermiņa vai vidējā termiņa svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem;
- nosakot QF5, QD5, skaidras naudas ienesīguma likme ir 0 un DDr likme tiek aprēķināta, par r_L pieņemot ilgtermiņa vai vidējā termiņa svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem;
- aprēķinot CE rādītāju, ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu tiek pieņemta par 0;
- aprēķinot CE1 rādītāju, par ienesīguma likmi noguldījumiem uz pieprasījumu kalpo vidējā svērta procentu likme noguldījumiem uz pieprasījumu;
- aprēķinot CE2 agregātu, par procentu likmi noguldījumiem uz pieprasījumu kalpo DDr likme, kura tiek aprēķināta, par r_L pieņemot ilgtermiņa vai vidējā termiņa svērto procenta likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem;
- Etalona likmes formēšanā ir jāizpilda viens nosacījums: ka $p_i \geq 0$. Tas nozīmē, ka etalona likmei ir jābūt visaugstākai no esošo aktīvu ienesīguma likmēm.

Etalona likmes aprēķinos autore izmantoja Binnera piedāvājumu pieskaitīt etalona likmei 0,001%, lai nodrošinātu likmi augstāku par nulli. Par pamatu etalona likmes aprēķiniem autore izvēlējās augstākās likmes no termiņnoguldījumu likmēm un likmēm noguldījumiem uz pieprasījumu, tādēļ ka

visa pētījuma periodā šīs likmes ir pieejamas visās valstīs, ko nevarētu teikt par citām likmēm, piemēram, valsts obligācijām un atpirkšanas vienošanām (repurchase agreements).

Tālāk darbā autore aprēķināja alternatīvus agregātus Latvijā.

Pielikumā Nr.1. ir iekļauti pētījuma sākotnēji dati: plašās naudas komponenti un monetāro aktīvu lietotāju izdevumi Latvijā no 1995.gadā līdz 2001.g. Ņemot vērā, ka Barnettts īpašu lomu piešķir tieši Svērtam agregātam, autore papildināja piektā līmeņa rādītājus, agregātiem piemērojot dažādas aizņemšanas likmes:

- nosakot QD5, DDr likme tiek aprēķināta par r_L pieņemot RIGIBOR likmi no 1998.-2001., UNIBOR no 06.97.-1998., un Latvijas Bankas refinansēšanas likme no 1995. līdz 06.1997;
- nosakot QF5, QD6, DDr likme tiek aprēķināta, par r_L pieņemot ilgtermiņa svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem;
- nosakot QD7, DDr likme tiek aprēķināta, par r_L pieņemot īstermiņa svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem.

Ar agregātu aprēķiniem var iepazīties pielikumos: sešos pielikumos ir aprēķināti Fišera agregāti (pielikumi no Nr.2. līdz 7.). 2.1.tabulā tiek ievietoti aprēķināti Fišera agregāti.

2.1.tabula

Aprēķināti Fišera agregāti Latvijā no 1995.-2001.g., mln.LVL

	QF	QF1	QF2	QF3	QF4	QF5
2.95.	1157.15	615.12	10964.61	512.65	10972.65	496.84
3.95.	1203.45	644.82	9814.21	543.41	9758.61	535.45
4.95.	1151.26	585.43	9463.10	490.97	9455.83	484.24
1.96.	924.81	461.18	8123.34	384.71	8253.54	403.17
2.96.	892.56	434.50	7928.83	360.79	7963.72	383.40
3.96.	914.00	420.82	8798.99	344.78	8898.30	363.51
4.96.	987.13	405.02	9917.22	365.15	9853.59	367.33
1.97.	928.94	361.06	10722.07	320.75	10665.86	304.82
2.97.	983.42	336.93	11192.50	270.70	11187.72	264.53
3.97.	987.47	297.01	12665.92	237.34	12631.55	232.83
4.97.	1076.49	316.65	14463.29	251.33	14484.79	250.72
1.98.	1137.50	323.65	16380.47	253.39	16331.12	250.21
2.98.	1154.20	342.86	16569.37	269.10	16549.07	263.84
3.98.	1280.50	375.18	18884.15	293.18	18860.45	289.58
4.98.	1191.62	362.60	17829.86	281.07	17746.07	272.58
1.99.	1255.12	420.14	17781.95	329.37	17741.86	319.24
2.99.	1283.07	438.47	18115.46	344.86	18129.17	343.34
3.99.	1310.90	391.84	19311.35	306.94	19256.32	302.10
4.99.	1194.15	322.05	18338.01	247.90	18283.15	238.69
1.00.	1249.62	340.21	20048.26	258.75	19978.98	248.57
2.00.	1327.03	338.74	21236.50	253.50	21181.73	244.09
3.00.	1391.55	367.31	23600.93	271.02	23768.76	276.41
4.00.	1510.86	409.90	25049.14	303.39	25113.20	319.65
1.01.	1563.84	417.29	27583.83	305.90	27750.75	321.08
2.01.	1634.67	421.98	28349.64	307.60	28313.78	315.63

2.1.tabulas turpinājums

	QF	QF1	QF2	QF3	QF4	QF5
3.01.	1677.28	387.18	30643.42	274.17	30560.26	266.30
4.01.	1705.04	361.28	32002.56	251.11	31938.68	241.29

No 8.pielikuma līdz 15.pielikumam tiek aprēķināti Svērtie agregāti un 16., 17. pielikumos CE agregāti. Autore izrēķina vairākus Svērtus rādītājus QD un QD1, QD2, QD3, QD4, QD5, QD6 un QD7. 2.2.tabulā tiek piedāvāti aprēķināti Svērtie agregāti.

2.2.tabula

Aprēķināti Svērtie agregāti Latvijā no 1995.-2001.g., mln.LVL

	QD	QD1	QD2	QD3	QD4	QD5	QD6	QD7
2.95.	621.69	588.83	628.51	586.29	629.56	600.08	602.15	606.63
3.95.	622.55	617.04	619.35	618.61	619.12	607.16	606.39	602.21
4.95.	665.28	686.41	661.82	687.34	661.50	680.04	679.59	677.45
1.96.	530.60	511.15	536.47	509.34	535.11	525.43	521.64	531.01
2.96.	536.76	538.04	537.00	537.92	536.92	538.81	538.72	539.49
3.96.	582.31	591.22	580.94	591.50	581.29	589.87	589.15	587.62
4.96.	646.64	638.81	645.74	642.43	645.86	638.76	635.13	634.19
1.97.	652.78	654.98	654.76	647.48	655.57	653.17	667.47	663.17
2.97.	693.11	723.69	687.30	726.12	686.62	717.32	697.87	699.22
3.97.	775.23	800.63	772.55	801.86	772.36	797.26	790.01	789.20
4.97.	881.10	877.72	879.67	879.03	879.63	873.43	867.25	865.92
1.98.	869.62	875.91	869.54	875.72	869.54	876.72	877.49	877.47
2.98.	941.68	976.78	934.50	980.96	933.91	960.01	939.60	940.44
3.98.	946.58	923.31	950.07	921.82	950.23	929.39	936.85	938.45
4.98.	913.01	918.08	913.46	917.62	913.51	920.94	922.88	923.05
1.99.	958.96	924.90	964.34	923.32	964.99	935.39	943.37	944.10
2.99.	957.45	958.12	953.64	959.87	953.54	950.04	938.61	935.13
3.99.	924.86	949.36	927.18	946.93	927.27	964.49	972.51	974.30
4.99.	1013.66	998.20	1015.94	996.89	1016.24	1005.42	1009.62	1009.16
1.00.	999.67	1059.18	992.64	1062.23	991.72	1049.04	1028.29	1033.26
2.00.	1140.99	1137.20	1141.76	1136.85	1141.85	1138.50	1141.44	1140.82
3.00.	1169.85	1190.35	1169.53	1189.98	1169.54	1192.15	1195.08	1196.43
4.00.	1267.94	1278.26	1265.63	1278.85	1266.02	1274.57	1270.10	1266.36
1.01.	1279.49	1309.92	1279.57	1309.27	1279.55	1314.80	1319.20	1323.20
2.01.	1387.79	1404.81	1387.05	1404.72	1387.11	1405.72	1406.28	1406.74
3.01.	1459.61	1457.99	1460.57	1457.70	1460.64	1461.73	1464.47	1464.65
4.01.	1547.08	1540.64	1548.17	1540.33	1548.27	1544.04	1546.87	1546.87

2.3.tabulā ir piedāvāti CE aprēķināti alternatīvi monetāri agregāti. Aprēķinot CE2 agregātu, par procentu likmi noguldījumiem uz pieprasījumu kalpo DDr likme, kura tika aprēķināta, par r_L pieņemot ilgtermiņa svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem.

2.3.tabula

Aprēķināti CE agregāti Latvijā no 1995.g.-2001.g., mln.LVL

	CE	CE1	CE2	M2
1.95.	517.01	490.07	387.19	682.84
2.95.	426.26	413.96	330.52	637.63
3.95.	409.83	396.21	304.81	624.80
4.95.	440.62	425.53	321.68	523.97
1.96.	437.90	427.02	343.64	504.41
2.96.	472.48	461.66	365.70	544.40
3.96.	518.52	509.06	402.86	601.49
4.96.	550.23	447.11	409.15	628.25
1.97.	561.74	550.94	429.36	654.40
2.97.	601.80	581.66	437.11	724.81
3.97.	666.53	640.33	474.90	805.58
4.97.	711.51	682.84	497.93	871.25
1.98.	722.35	694.09	505.44	878.99
2.98.	816.37	781.63	550.80	975.03
3.98.	771.92	741.79	529.96	921.17
4.98.	793.58	767.66	554.19	923.05
1.99.	798.00	775.96	573.29	920.68
2.99.	828.12	804.47	580.83	971.32
3.99.	772.69	740.01	543.69	947.60
4.99.	817.74	786.57	584.25	997.24
1.00.	861.81	832.77	593.15	1070.69
2.00.	881.19	851.61	598.61	1137.93
3.00.	957.36	939.80	675.02	1203.62
4.00.	984.89	962.12	672.89	1275.88
1.01.	1065.71	1045.97	757.13	1329.45
2.01.	1055.22	1036.20	722.06	1413.14
3.01.	1066.69	1046.60	725.00	1461.68
4.01.	1074.60	1047.89	718.01	1541.44

Tālāk ar SPSS programmas palīdzību autore pārbaudīja, kādas korelācijas pastāv starp šiem jauniem alternatīviem agregātiem gan sava starpā, gan starp M2.

Dati atbild intervāla skalai, naudas masas rādītājiem ir normālais sadalījums, tādēļ korelāciju noteikšanai tika izmantots Pirsona korelācijas koeficients. Tabulā 2.4. tiek aprēķināti korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un M2.

2.4.tabula

Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un M2 rādītājiem Latvijā no 1995.-2001.g.

	QF	QF1	QF2	QF3	QF4	QF5	M2
QF	1,000	-,023	,949(**)	-,226	,949(**)	-,235	,920(**)
QF1	-,023	1,000	-,324	,974(**)	-,322	,968(**)	-,389
QF2	,949(**)	-,324	1,000	-,510(*)	1,000(**)	-,512(*)	,991(**)
QF3	-,226	,974(**)	-,510(*)	1,000	-,509(*)	,991(**)	-,564(**)
QF4	,949(**)	-,322	1,000(**)	-,509(*)	1,000	-,511(*)	,990(**)
QF5	-,235	,968(**)	-,512(*)	,991(**)	-,454(*)	1,000	-,565(**)
M2	,920(**)	-,384	,991(**)	-,564(**)	,990(**)	-,565(**)	1,000

Tabulā 2.5. tiek piedāvāti Svērtie agregāti .

2.5.tabula

Pirsona korelācijas koeficienti starp Svērtiem agregātiem Latvijā no 1995.-2001.g.

	QD	QD1	QD2	QD3	QD4	QD5	QD6	QD7
QD	1,000	,997(**)	1,000(**)	,997(**)	1,000(**)	,998(**)	,998(**)	,998(**)
QD1	,997(**)	1,000	,997(**)	1,000(**)	,997(**)	1,000(**)	,999(**)	,999(**)
QD2	1,000(**)	,997(**)	1,000	,996(**)	1,000(**)	,998(**)	,998(**)	,998(**)
QD3	,997(**)	1,000(**)	,996(**)	1,000	,996(**)	1,000(**)	,998(**)	,998(**)
QD4	1,000(**)	,996(**)	1,000(**)	,996(**)	1,000	,998(**)	,998(**)	,998(**)
QD5	,998(**)	1,000(**)	,998(**)	1,000(**)	,998(**)	1,000	1,000(**)	1,000(**)
QD6	,998(**)	,999(**)	,998(**)	,998(**)	,998(**)	1,000(**)	1,000	1,000(**)
QD7	,998(**)	,999(**)	,998(**)	,998(**)	,998(**)	1,000(**)	1,000(**)	1,000

Tabulā 2.6. tiek piedāvāti CE agregāti un QD5 ar QF1, QF2, tādēļ ka QD5 rādītājam ir vislielākās korelācijas ar pārējiem QD agregātiem un QF1 ar QF2 rādītāji var kalpot par Fišera agregāta pārstāvjiem, kā arī tika veikts salīdzinājums ar tradicionālo naudas masu M2.

2.6.tabula

Pirsona korelācijas koeficienti starp alternatīviem naudas masas rādītājiem un tradicionālo plašo naudu M2 Latvijā no 1995.-2001.g.

	CE	CE1	CET2	QD5	QF1	QF2	M2
CE	1,000	,997(**)	,996(**)	,971(**)	-,502(**)	,965(**)	,976(**)
CE1	,997(**)	1,000	,994(**)	,971(**)	-,481(*)	,967(**)	,976(**)
CET2	,996(**)	,994(**)	1,000	,958(**)	-,501(**)	,956(**)	,966(**)
QD5	,971(**)	,971(**)	,958(**)	1,000	-,364	,992(**)	,994(**)
QF1	-,502(**)	-,481(*)	-,501(**)	-,364	1,000	-,324	-,384
QF2	,965(**)	,967(**)	,956(**)	,992(**)	-,324	1,000	,991(**)
M2	,976(**)	,976(**)	,966(**)	,994(**)	-,384	,991(**)	1,000

Iegūtie rezultāti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp Svērtiem agregātiem pastāv ļoti ciešas korelācijas, visaugstākās korelācijas ar pārējiem agregātiem ir QD5 agregātam,
- starp visiem Fišera agregātiem nepastāv ciešas korelācijas, dažiem rādītājiem šīs korelācijas ir negatīvas, dažiem pozitīvas; dažiem statistiski nozīmīgās, dažiem nav statistiski nozīmīgās;
- CE agregātiem, līdzīgi kā Svērtiem agregātiem, ir ļoti ciešas savstarpējas korelācijas;
- ar tradicionālo plašo naudu M2 visciešākās korelācijas ir ar QD5 rādītājiem; CE un QF rādītājiem ir stabili korelācijas koeficienti no 0,966 līdz 0,991; bet Fišera rādītājiem korelācijas ir ļoti dažādas, dažiem rādītājiem Pirsona koeficienti ir - 0,384, bet citiem 0,994;
- Fišera agregātiem ir ļoti būtiskas atšķirības korelācijās starp M2 un Fišera agregātiem atkarībā no skaidras naudas daļījuma pēc $p_i = 1$ (lietotāju izdevumi) vai $r_i = 0$ (aktīva ienesīguma likme). QF, QF2 un QF4 agregātiem šīs korelācijas ir pozitīvas un statistiski nozīmīgās, savukārt QF1, QF3 un QF5 ir negatīvas un daļēji statistiski nozīmīgās.

Tālāk darbā autore aprēķināja alternatīvus monetārus agregātus Lietuvā.

18. pielikumā ir iekļauti plašās naudas komponenti un monetāro aktīvu lietotāju izdevumi Lietuvā no 1993.gadā līdz 2001.g.

Darba autore izrēķina Fišera agregātus QF, QF1, QF2, QF3, QF4 un QF5 (skatīties pielikumus no 19.- 24.).

Nosakot svērtus radītājus Lietuvā, par pamatu aprēķiniem tiek ņemta 2.1.shēma, ieviešot dažas izmaiņas:

- nosakot QF4, QD4 un QF5, QD5 DDr likme (ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu) tiek aprēķināta, par r_L pieņemot vidējās svērtās procentu likmes izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem;

- nosakot CE2 agregātu, par procentu likmi noguldījumiem uz pieprasījumu kalpo DDr likme, kura tiek aprēķināta par r_L pieņemot vidējo svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem

2.7.tabulā tiek ievietoti aprēķināti Fišera agregāti.

2.7.tabula

Aprēķināti Fišera agregāti un M2 Lietuvā no 1993.-2001.g., mln.LTL

	QF	QF1	QF2	QF3	QF4	QF5	M2
1993. 06	4867,28	4286,02	4967,30	4385,16	3935,05	3323,03	1519,3
1993.09	4935,65	4096,08	4963,69	4125,73	4143,41	3249,07	2110,9
1993. 12	3982,39	2872,43	4138,14	3033,40	3173,93	2044,26	2673,3
1994. 03	4727,84	3282,29	4882,30	3432,38	3747,29	2302,03	2958,6
1994. 06	5192,95	3419,31	5310,79	3547,59	4187,29	2424,68	3342,0
1994. 09	5142,56	2887,95	5399,40	3148,69	4260,79	2022,66	3844,2
1994. 12	5322,09	2384,61	5594,34	2651,75	4599,26	1683,71	4357,2
1995. 03	5817,27	2417,07	6074,64	2674,27	5171,92	1772,05	4475,3
1995. 06	6016,78	2487,83	6277,68	2746,93	5381,78	1860,45	4800,8
1995. 09	6154,28	2290,70	6432,07	2568,52	5502,17	1638,54	5351,8
1995.12	6652,20	2256,60	6970,32	2573,62	5969,14	1586,58	5618,4
1996. 03	7157,96	2517,16	7471,51	2823,81	6464,18	1825,73	4858,0
1996. 06	6336,64	2163,68	6580,42	2404,37	5737,73	1596,54	4996,4
1996. 09	6444,72	2143,76	6685,30	2381,57	5906,66	1599,05	5251,3
1996. 12	6700,25	2058,31	6914,53	2276,82	6178,17	1524,01	5424,1
1997. 03	6685,15	1937,75	6845,90	2090,39	6146,90	1394,99	5554,2
1997. 06	7148,57	2176,64	7257,80	2287,92	6560,29	1586,29	6134,5
1997. 09	7593,14	2072,99	7717,26	2202,11	7032,93	1497,05	6763,0
1997. 12	8402,06	2206,65	8530,20	2340,79	7847,40	1603,52	7271,8
1998. 03	8914,42	2263,78	9047,18	2402,59	8340,63	1661,10	7141,2
1998. 06	8813,15	2266,72	8940,48	2395,62	8243,64	1670,47	7578,3
1998. 09	9281,46	2342,37	9410,64	2478,26	8686,46	1712,47	7695,2
1998. 12	9426,44	2428,20	9560,33	2565,96	8808,60	1776,80	8327,1
1999. 03	10263,47	2749,04	10387,86	2871,95	9532,98	1996,07	8143,0
1999. 06	10194,80	2784,78	10310,59	2905,42	9475,47	2060,74	8826,5
1999. 09	11181,98	3222,63	11298,26	3335,60	10401,41	2433,96	8812,7
1999. 12	11222,18	3243,99	11314,54	3339,09	10403,07	2402,66	8971,9
2000. 03	11206,99	3195,71	11307,39	3296,22	10342,22	2327,54	8885,0
2000. 06	11174,15	3146,74	11282,34	3258,17	10356,91	2326,52	9334,7
2000. 09	11371,00	2871,87	11466,85	2966,02	10604,69	2091,11	9854,3
2000. 12	11922,91	2959,74	11997,74	3034,88	11100,66	2126,63	10455,4
2001. 03	12721,56	3218,87	12800,54	3297,90	11853,95	2349,84	10611,9
2001. 06	12812,17	3123,22	12892,90	3204,08	11976,69	2285,37	10937,6
2001. 09	13104,20	3062,12	13192,72	3150,60	12302,15	2258,89	11712,1
2001. 12	13894,88	3057,00	13978,70	3141,03	13095,05	2246,09	12690,6

No 25.pielikuma līdz 30.pielikumam tika aprēķināti Svērtie agregāti un 31.ar 32.pielikumos CE agregāti. Autore izrēķina vairākus Svērtus rādītājus QD un QD1, QD2, QD3, QD4 un QD5.

2.8.tabulā autore piedāvā aprēķinātos Svērtus agregātus, aprēķini tika veikti saskaņā ar 2.1.shēmu.

2.8. tabula

Aprēķināti Svērtie agregāti Lietuvā no 1993.-2001.g., mln.LTL

	QD	QD1	QD2	QD3	QD4	QD5	M2
1993. 06	1406,64	1395,41	1468,89	1469,40	1613,05	1700,85	1519,3
1993. 09	2030,28	1920,53	2032,26	1923,20	1876,22	1706,92	2110,9
1993. 12	2495,56	2426,41	2471,35	2383,07	2482,44	2429,49	2673,3
1994. 03	2856,87	2742,34	2865,11	2775,71	2968,85	2832,20	2958,6
1994. 06	3219,54	3208,04	3199,57	3161,84	3257,65	3294,06	3342,0
1994. 09	3536,03	3613,27	3547,20	3611,58	3458,72	3510,24	3844,2
1994. 12	4242,76	4219,33	4251,73	4230,75	4208,36	4146,28	4357,2
1995. 03	4217,61	4338,74	4228,97	4362,41	4184,14	4231,06	4475,3
1995. 06	4967,98	4668,13	4950,28	4648,58	5014,73	4721,44	4800,8
1995. 09	5362,35	5287,17	5377,58	5321,56	5321,61	5192,23	5351,8
1995. 12	6024,84	5905,05	6018,82	5891,11	6033,28	5869,32	5618,4
1996. 03	5022,94	5226,63	5018,16	5212,28	5044,44	5397,43	4858,0
1996. 06	5373,00	5089,59	5356,22	5050,86	5410,37	5120,35	4996,4
1996. 09	5280,82	5249,97	5301,22	5327,59	5233,28	5063,34	5251,3
1996. 12	4964,43	5190,77	4980,65	5219,57	4920,09	5080,22	5424,1
1997. 03	5658,95	5632,42	5651,40	5654,06	5704,49	5865,56	5554,2
1997. 06	6047,25	6022,19	6047,99	6019,25	6039,47	5973,68	6134,5
1997. 09	6429,63	6635,07	6444,71	6669,74	6351,81	6314,52	6763,0
1997. 12	7502,65	7230,55	7509,88	7281,26	7470,67	6968,24	7271,8
1998. 03	7153,06	7196,06	7145,59	7156,74	7186,83	7398,93	7141,2
1998. 06	7756,29	7520,76	7750,77	7522,96	7786,09	7595,74	7578,3
1998. 09	7201,93	7624,24	7212,96	7640,76	7145,14	7455,07	7695,2
1998. 12	8407,22	8180,73	8404,53	8192,48	8422,99	8156,55	8327,1
1999. 03	7976,56	8087,59	7973,83	8097,78	8004,96	8282,80	8143,0
1999. 06	8894,90	8639,55	8884,99	8595,89	8951,92	8765,65	8826,5
1999. 09	8588,39	9515,55	8591,55	9540,69	8588,33	9787,82	8812,7
1999. 12	8650,09	8296,40	8652,26	8302,76	8624,62	8165,79	8971,9
2000. 03	8511,74	8748,68	8511,24	8745,80	8518,58	8802,74	8885,0
2000. 06	9109,41	9105,96	9109,33	9085,74	9096,04	9047,39	9334,7
2000. 09	9331,57	9542,51	9339,91	9592,48	9276,77	9429,32	9854,3
2000. 12	10051,35	10241,49	10057,78	10267,96	9980,65	9970,37	10455,4
2001. 03	10154,76	10912,11	10151,30	10879,48	10190,99	11253,65	10611,9
2001. 06	10912,36	10758,00	10912,48	10759,46	10908,54	10687,48	10937,6
2001. 09	11332,87	11524,10	11336,30	11517,66	11287,24	11334,55	11712,1
2001. 12	12634,99	12717,19	12647,73	12777,95	12521,86	12347,32	12690,6

2.9. tabulā ir piedāvāti CE aprēķināti alternatīvi monetāri agregāti.

Aprēķināti CE agregāti Lietuvā no 1993.-2001.g.,mln.LTL

	CE	CE1	CE2	M2
1993. 06	1408,53	1391,51	854,65	1519,3
1993. 09	1887,30	1865,49	1287,87	2110,9
1993. 12	2198,80	1985,91	1244,58	2673,3
1994. 03	2348,44	2330,53	1629,96	2958,6
1994. 06	2505,87	2345,57	1676,50	3342,0
1994. 09	2789,23	2519,73	1786,97	3844,2
1994. 12	3218,43	2895,88	2081,27	4357,2
1995. 03	3260,59	2958,20	2206,41	4475,3
1995. 06	3336,97	3016,83	2261,69	4800,8
1995. 09	3718,30	3288,69	2286,91	5351,8
1995. 12	4212,17	3671,66	2638,09	5618,4
1996. 03	3854,57	3490,11	2503,97	4858,0
1996. 06	4060,11	3620,36	2713,56	4996,4
1996. 09	4415,70	3950,94	2800,28	5251,3
1996. 12	4341,89	3843,31	2652,58	5424,1
1997. 03	4666,21	4426,56	3051,95	5554,2
1997. 06	5109,71	4812,86	3334,14	6134,5
1997. 09	5716,07	5289,61	3538,89	6763,0
1997. 12	6250,68	5789,82	3700,04	7271,8
1998. 03	6135,65	5678,69	3787,51	7141,2
1998. 06	6531,64	6120,50	4119,46	7578,3
1998. 09	6596,22	6120,48	4029,46	7695,2
1998. 12	7132,54	6659,21	4386,51	8327,1
1999. 03	7027,80	6725,40	4507,86	8143,0
1999. 06	7566,11	7163,87	5060,16	8826,5
1999. 09	8317,57	8080,92	5862,48	8812,7
1999. 12	7549,93	7283,01	5035,35	8971,9
2000. 03	7536,97	7295,40	5165,99	8885,0
2000. 06	7724,05	7395,46	5272,61	9334,7
2000. 09	7912,52	7677,06	5254,82	9854,3
2000. 12	8424,65	8186,40	5439,86	10455,4
2001. 03	8844,44	8605,70	6085,86	10611,9
2001. 06	9100,35	8846,57	6264,40	10937,6
2001. 09	9910,62	9578,44	6817,63	11712,1
2001. 12	1092,29	10574,32	7128,25	12690,6

Tālāk ar SPSS programmas palīdzību autore pārbaudīja, kādas korelācijas pastāv starp šiem jauniem alternatīviem agregātiem gan sava starpā, gan starp M2.

Dati atbild intervāla skalai, naudas masas rādītājiem ir normālais sadalījums, tādēļ korelāciju noteikšanai tika izmantots Pirsona korelācijas koeficients. Tabulā 2.10. tiek aprēķināti korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un M2.

2.10.tabula

Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un M2 rādītājiem Lietuvā no 1993.-2001.g.

	QF	QF1	QF2	QF3	QF4	QF5	M2
QF	1,000	,141	1,000(**)	,070	,999(**)	,134	,979(**)
QF1	,141	1,000	,128	,993(**)	,101	,992(**)	-,023
QF2	1,000(**)	,128	1,000	,059	,999(**)	,120	,981(**)
QF3	,070	,993(**)	,059	1,000	,029	,982(**)	-,093
QF4	,999(**)	,101	,999(**)	,029	1,000	,097	,984(**)
QF5	,134	,992(**)	,120	,982(**)	,097	1,000	-,035
M2	,979(**)	-,023	,981(**)	-,093	,984(**)	-,035	1,000

Tabulā 2.11. tiek piedāvāti Svērtie agregāti un tradicionālā plašā nauda M2 .

2.11.tabula

Pirsona korelācijas koeficienti starp Svērtiem agregātiem un M2 Lietuvā no 1993.-2001.g.

	QD	QD1	QD2	QD3	QD4	QD5	M2
QD	1,000	,996(**)	1,000(**)	,996(**)	1,000(**)	,992(**)	,997(**)
QD1	,996(**)	1,000	,996(**)	1,000(**)	,995(**)	,998(**)	,997(**)
QD2	1,000(**)	,996(**)	1,000	,996(**)	1,000(**)	,992(**)	,997(**)
QD3	,996(**)	1,000(**)	,996(**)	1,000	,995(**)	,998(**)	,997(**)
QD4	1,000(**)	,995(**)	1,000(**)	,995(**)	1,000	,993(**)	,996(**)
QD5	,992(**)	,998(**)	,992(**)	,998(**)	,993(**)	1,000	,992(**)
M2	,997(**)	,997(**)	,997(**)	,997(**)	,996(**)	,992(**)	1,000

Tabulā 2.12. tiek piedāvāti CE agregāti, QD un QF1 ar QF2, tādēļ ka QD (kā arī QD2) ir visciešākās korelācijas ar pārējiem QD agregātiem, savukārt QF1 un QF2 dod vispretrunīgākos rezultātus; kā arī tika veikts salīdzinājums ar tradicionālo naudas masu M2.

2.12.tabula

Pirsona korelācijas koeficienti starp alternatīviem naudas masas rādītājiem Lietuvā no 1993.-2001.g.

	CET	CET1	CE2	QF1	QF2	QD	M2
CET	1,000	,999(**)	,995(**)	,007	,984(**)	,990(**)	,993(**)
CET1	,999(**)	1,000	,996(**)	,051	,987(**)	,985(**)	,990(**)
CE2	,995(**)	,996(**)	1,000	,061	,987(**)	,983(**)	,987(**)
QF1	,007	,051	,061	1,000	,128	-,051	-,023
QF2	,984(**)	,987(**)	,987(**)	,128	1,000	,974(**)	,981(**)
QD	,990(**)	,985(**)	,983(**)	-,051	,974(**)	1,000	,997(**)
M2	,993(**)	,990(**)	,987(**)	-,023	,981(**)	,997(**)	1,000

Iegūtie rezultāti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp Svērtiem agregātiem pastāv ļoti ciešas korelācijas;
- starp visiem Fišera agregātiem nepastāv ciešas korelācijas, dažiem rādītājiem šīs korelācijas ir statistiski nozīmīgas, citiem nav statistiski

- nozīmīgās, bet atšķirībā no Latvijas, starp visiem agregātiem pastāv pozitīvas attiecības ;
- CE agregātiem, līdzīgi kā Svērtiem agregātiem, ir ļoti ciešas savstarpējas korelācijas;
 - ar tradicionālo plašo naudu M2 visciešākās korelācijas ir QD rādītājiem; CE rādītājiem arī ir ļoti ciešas korelācijas ar M2; QF rādītājiem korelācijas ir ļoti dažādas, dažiem rādītājiem Pirsona koeficienti ir - 0,23, bet citiem 0,984;
 - Fišera agregātiem, līdzīgi kā Latvijā, atšķirības korelācijas starp M2 un Fišera agregātiem ir atkarībā no skaidras naudas dalījuma pēc $p_i=1$ (lietotāju izdevumi) vai $r_i=0$ (aktīva ienesīguma likme). QF, QF2 un QF4 agregātiem šīs korelācijas ir pozitīvas un nozīmīgās, bet QF1,QF3 un QF5 ir negatīvas un nenozīmīgās;
 - konstruēto Lietuvas alternatīvu agregātu analizēšana (salīdzinot šos rādītājus savstarpēji un ar tradicionālu naudas masu M2) dod līdzīgus rezultātus, kādi tika iegūti Latvijā.

Tālāk darbā autore aprēķināja alternatīvus agregātus Igaunijā.

33. pielikumā ir iekļauti plašās naudas komponenti un monetāro aktīvu lietotāju izdevumi Igaunijā no 1994.gadā līdz 2001.g.

Nosakot svērtus rādītājus Igaunijā, par pamatu aprēķiniem tika ņemta 2.shēma, ieviešot dažas izmaiņas:

- nosakot QF4, QD4 un QF5, QD5 DDr likme (ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu) tiek aprēķināta, par r_L pieņemot vidējās svērtās procentu likmes izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem;

- nosakot ienesīguma likmi noguldījumiem uz pieprasījumu tiek ņemta vidējā svērta likme noguldījumiem nacionālā valūtā līdz trim mēnešiem;

- ņemot vērā, ka obligātās rezerves Igaunijā tiek rēķinātās uz vidējās bāzes, tas nozīmē, ka neeksistē skaidrs dalījums starp operacionālo un obligāto rezerves naudu, un banku depozīti Igaunijas centrālā bankā tiek iekļauti kā kopējā summa, nosakot obligāto rezerves normu, autore pieņem to par nulli;

- nosakot CE2 agregātu, par procentu likmi noguldījumiem uz pieprasījumu kalpo DDr likme, kura tiek aprēķināta, par r_L pieņemot vidējo svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem.

2.14.tabulā tiek piedāvāti aprēķināti Fišera agregāti. Ar darba autores izrēķinātiem Fišera agregātiem QF, QF1, QF2, QF3,QF4 un QF5 var iepazīties pielikumos no 34.-39.

2.13.tabula

Aprēķināti Fišera agregāti un M2 Igaunijā no 1994.-2001.g., mln. EEK

	QF	QF1	QF2	QF3	QF4	QF5	M2
1994. 06	10975,44	4401,84	11801,16	5382,53	10311,86	3545,47	7419,0
1994. 09	10941,94	4273,61	11637,83	5038,00	10172,98	3326,60	7750,5
1994. 12	12137,31	4806,47	12850,18	5597,19	11206,15	3696,31	8565,3
1995. 03	12955,60	4900,79	13680,92	5687,08	11966,37	3756,85	9437,4
1995. 06	13937,36	5096,60	14670,76	5905,07	12962,66	3961,53	10185,7
1995. 09	14317,34	5130,60	15065,29	5943,43	13291,25	3937,99	10608,4
1995. 12	21696,86	7928,20	24322,07	9311,82	16452,52	5012,20	12141,1
1996. 03	17124,40	5909,21	17678,73	6478,64	15673,73	4300,27	12958,3
1996. 06	18225,50	6015,96	18910,94	6755,30	16804,25	4439,38	13989,2
1996. 09	18923,35	6092,18	19508,13	6675,71	17306,13	4400,37	14716,9

2.13. tabulas turpinājums

	QF	QF1	QF2	QF3	QF4	QF5	M2
1996. 12	20734,67	6635,91	21494,84	7403,25	19096,20	4900,71	17343,1
1997. 03	21720,56	6323,20	22472,38	7081,44	20142,28	4635,23	18579,5
1997. 06	22617,20	5881,58	23369,15	6619,37	21049,84	4239,90	20480,3
1997. 09	24440,96	5850,66	25613,28	6890,10	22933,64	4403,98	25239,5
1997. 12	29373,90	6876,46	32663,17	9527,59	28319,86	5893,09	25782,4
1998. 03	29584,38	7035,12	32907,42	10042,95	28500,47	5994,16	25586,6
1998. 06	31486,75	8476,61	33333,01	10182,43	29115,26	6564,94	27407,4
1998. 09	33213,59	8994,64	35322,72	10916,79	31215,97	7049,63	28067,0
1998. 12	34930,14	9608,87	37243,50	11535,16	32466,83	7586,13	25592,1
1999. 03	32008,82	9409,38	33398,34	10720,09	29634,98	7169,74	25493,4
1999. 06	31973,28	8554,99	33559,63	9830,59	28759,30	5639,91	27922,9
1999. 09	34176,35	8225,79	35230,77	9093,20	31555,18	6025,33	29159,7
1999. 12	34867,80	8208,49	35931,83	9175,14	32604,91	6038,54	31177,3
2000. 03	36140,68	7225,55	37377,84	8288,13	34028,77	5290,66	31818,1
2000. 06	36139,79	6441,62	37626,48	7666,38	34234,34	4740,71	33939,4
2000. 09	38948,89	7057,52	40561,08	8337,37	36716,72	5220,27	37392,0
2000. 12	42444,80	7642,96	44617,32	9391,94	40353,23	5802,16	40882,5
2001. 03	47762,53	9106,40	50101,15	10895,19	45011,38	7015,78	42150,1
2001. 06	49746,73	10298,85	52105,58	12150,83	46800,15	7915,53	44365,4
2001. 09	52399,71	10772,95	54899,11	12707,43	49303,07	8283,88	46499,6
2001. 12	57186,16	12949,38	58864,14	14346,77	52910,83	9741,01	47369,4

No 40.pielikuma līdz 45.pielikumam tika aprēķināti Svērtie agregāti un 46., 47. pielikumos CE agregāti.

2.14.tabulā autore piedāvā aprēķinātos Svērtus agregātus, aprēķini tika veikti saskaņā ar 2.1.shēmu.

2.14. tabula

Aprēķināti Svērtie agregāti Igaunijā no 1994.g.-2001.g., mln. EEK

	QD	QD1	QD2	QD3	QD4	QD5	M2
1994. 06	8118,97	8082,48	8076,47	7976,58	8161,06	8260,26	7750,5
1994. 09	8280,50	8345,45	8272,64	8306,99	8289,99	8422,77	8565,3
1994. 12	9471,87	9875,16	9508,67	9891,46	9415,01	9834,64	9437,4
1995. 03	9305,47	9767,09	9333,97	9748,65	9259,44	9816,03	10185,7
1995. 06	11779,15	11342,14	11708,14	11236,34	11893,82	11617,46	10608,4
1995. 09	11014,67	11320,76	11066,27	11411,85	10932,68	11090,00	12141,1
1995. 12	3432,51	7531,92	3958,97	8449,04	2335,83	5261,89	12958,3
1996. 03	48793,95	22048,67	43532,44	20509,22	74054,33	33565,42	13989,2
1996. 06	15638,02	16037,06	15657,66	16038,99	15584,12	16029,17	14716,9
1996. 09	14813,52	15737,19	14882,85	15820,04	14621,85	15381,70	16079,2
1996. 12	16868,59	17444,41	16904,72	17468,35	16763,62	17327,78	17343,1
1997. 03	17709,43	18367,33	17745,95	18371,76	17622,24	18349,86	18579,5
1997. 06	20114,30	20553,23	20177,26	20688,88	19960,66	19992,43	20480,3
1997. 09	21364,21	23281,02	21491,03	23302,17	21138,50	23199,86	25239,5
1997. 12	25494,91	27284,08	25474,16	26585,08	25501,84	28029,83	25782,4
1998. 03	25169,62	25192,50	25239,37	25359,97	25144,66	25093,21	25586,6
1998. 06	27624,91	27286,52	27435,80	26904,73	27798,05	27813,90	27407,4
1998. 09	26078,37	26775,34	26091,67	26649,21	26060,98	27058,02	28067,0
1998. 12	27635,01	27150,87	27499,65	26940,63	27794,45	27532,28	25592,1
1999. 03	26066,45	27384,34	26178,34	27410,61	25875,34	27321,09	25493,4

2.14.tabulas turpinājums

	QD	QD1	QD2	QD3	QD4	QD5	M2
1999. 06	23626,70	16601,34	22164,76	14484,36	27327,97	25807,59	27922,9
1999. 09	34107,10	48733,81	36084,64	55201,85	28988,44	29060,85	29159,7
1999. 12	32207,46	30959,91	32085,29	30787,71	32536,06	31708,12	31177,3
2000. 03	30545,10	32281,39	30644,80	32319,59	30336,18	32144,59	31818,1
2000. 06	34084,54	34465,77	34171,33	34691,71	33943,58	33814,86	33939,4
2000. 09	35837,75	36872,69	35867,87	36734,87	35792,23	37254,92	37392,0
2000. 12	37913,50	38233,50	37920,24	38174,60	37904,80	38372,28	40882,5
2001. 03	40955,43	43053,80	40983,87	42604,13	40922,41	44021,21	42150,1
2001. 06	44509,13	44879,64	44585,90	45017,52	44398,31	44558,44	44365,4
2001. 09	45290,15	45492,08	45389,50	45731,31	45145,62	44932,55	46499,6
2001.12	48557,31	46828,16	48410,93	46727,99	48868,41	47147,06	47369,4

2.15. tabulā ir piedāvāti CE aprēķināti alternatīvi monetāri agregāti.

2.15.tabula

Aprēķināti CE agregāti Igaunijā no 1994.-2001.g., mln.EEK

	CE	CE1	CE2	M2
1994. 03	6652,50	4766,80	3213,60	7419,0
1994. 06	6997,10	4986,50	3419,70	7750,5
1994. 09	6332,20	4653,30	2551,30	8565,3
1994. 12	8839,10	6927,60	4446,80	9437,4
1995. 03	9213,50	7308,00	4711,00	10185,7
1995. 06	10122,30	8035,40	5332,00	10608,4
1995. 09	10896,30	8659,50	5582,30	12141,1
1995. 12	8144,00	6027,60	2480,80	12958,3
1996. 03	12125,00	10721,70	6346,90	13989,2
1996. 06	13576,40	11192,50	6950,40	14716,9
1996. 09	15272,80	13516,00	7935,90	16079,2
1996. 12	16507,10	13742,90	8469,70	17343,1
1997. 03	17160,10	14425,10	8647,30	18579,5
1997. 06	18850,20	15616,70	9059,90	20480,3
1997. 09	21578,30	16379,40	10392,10	25239,5
1997. 12	20739,80	11678,90	9460,20	25782,4
1998. 03	19893,30	11480,00	8709,40	25586,6
1998. 06	23884,40	19553,10	12472,90	27407,4
1998. 09	22009,70	15996,10	11107,70	28067,0
1998. 12	22057,40	17123,40	11813,50	25592,1
1999. 03	24127,50	20341,20	13144,40	25493,4
1999. 06	14829,00	14401,30	13509,90	27922,9
1999. 09	27436,80	23640,80	14258,10	29159,7
1999. 12	27814,70	23343,60	14356,10	31177,3
2000. 03	27410,60	22052,20	13399,70	31818,1
2000. 06	28956,10	21857,90	13328,10	33939,4
2000. 09	31859,70	24798,60	15137,20	37392,0
2000. 12	31536,00	22524,50	14544,00	40882,5
2001. 03	35020,50	27137,00	17831,90	42150,1
2001. 06	38160,20	29794,90	19610,50	44365,4
2001. 09	39753,80	30898,40	20280,70	46499,6
2001. 12	43677,90	38582,00	24285,50	47369,4

Tālāk ar SPSS programmas palīdzību autore pārbaudīja, kādas korelācijas pastāv starp šiem jauniem alternatīviem agregātiem gan sava starpā, gan starp M2.

Dati atbild intervāla skalai, naudas masas rādītājiem ir normālais sadalījums, tādēļ korelāciju noteikšanai tika izmantots Pirsona korelācijas koeficients. Tabulā 2.16. tiek aprēķināti korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un M2.

2.16.tabula

Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un M2 rādītājiem Igaunijā no 1994.-2001.g.

	QF	QF1	QF2	QF3	QF4	QF5	M2
QF	1,000	,891(**)	,999(**)	,895(**)	,998(**)	,891(**)	,953(**)
QF1	,891(**)	1,000	,891(**)	,976(**)	,871(**)	,978(**)	,746(**)
QF2	,999(**)	,891(**)	1,000	,905(**)	,996(**)	,895(**)	,948(**)
QF3	,895(**)	,976(**)	,905(**)	1,000	,881(**)	,984(**)	,751(**)
QF4	,998(**)	,871(**)	,996(**)	,881(**)	1,000	,882(**)	,958(**)
QF5	,891(**)	,978(**)	,895(**)	,984(**)	,882(**)	1,000	,748(**)
M2	,953(**)	,746(**)	,948(**)	,751(**)	,958(**)	,748(**)	1,000

Tabulā 2.17. tiek piedāvāti Svērtie agregāti un tradicionālā plašā nauda M2 .

2.17.tabula

Pirsona korelācijas koeficienti starp Svērtiem agregātiem un M2 Igaunijā no 1994.-2001.g.

	QD	QD1	QD2	QD3	QD4	QD5	M2
QD	1,000	,895(**)	,997(**)	,863(**)	,955(**)	,970(**)	,818(**)
QD1	,895(**)	1,000	,928(**)	,996(**)	,729(**)	,934(**)	,902(**)
QD2	,997(**)	,928(**)	1,000	,900(**)	,928(**)	,980(**)	,850(**)
QD3	,863(**)	,996(**)	,900(**)	1,000	,690(**)	,897(**)	,873(**)
QD4	,955(**)	,729(**)	,928(**)	,690(**)	1,000	,871(**)	,640(**)
QD5	,970(**)	,934(**)	,980(**)	,897(**)	,871(**)	1,000	,914(**)
M2	,818(**)	,902(**)	,850(**)	,873(**)	,640(**)	,914(**)	1,000

Tabulā 2.18. tiek piedāvāti CE agregāti, QD un QF1 ar QF2, tādēļ ka QD2 ir visciešākās korelācijas ar pārējiem QD agregātiem, savukārt QF2 un QF4 dod vispretrunīgākos rezultātus; kā arī tika veikts salīdzinājums ar tradicionālo naudas masu M2.

Pirsona korelācijas koeficienti starp alternatīviem naudas masas rādītājiem un tradicionālo plašo naudu M2 Igaunijā no 1994.-2001.g.

	CE	CE1	CE2	QF2	QF4	QD2	M2
CE	1,000	,980(**)	,971(**)	,957(**)	,973(**)	,891(**)	,944(**)
CE1	,980(**)	1,000	,982(**)	,927(**)	,944(**)	,878(**)	,918(**)
CE2	,971(**)	,982(**)	1,000	,951(**)	,966(**)	,881(**)	,935(**)
QF2	,957(**)	,927(**)	,951(**)	1,000	,996(**)	,859(**)	,948(**)
QF4	,973(**)	,944(**)	,966(**)	,996(**)	1,000	,879(**)	,958(**)
QD2	,891(**)	,878(**)	,881(**)	,859(**)	,879(**)	1,000	,850(**)
M2	,944(**)	,918(**)	,935(**)	,948(**)	,958(**)	,850(**)	1,000

Analizējot iegūtos rezultātus, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- Igaunijā starp Fišera agregātiem pastāvošas korelācijas ir ciešākās nekā starp Svērtiem agregātiem, un šīs attiecības ir pozitīvas, kā arī statistiski nozīmīgās, atšķirībā no Lietuvā un Latvijā iegūtiem rezultātiem, kur starp Fišera agregātiem veidojas ļoti pretrunīgas korelācijas;
- starp Svērtiem agregātiem pastāv ciešas savstarpējās korelācijas visas trīs valstīs;
- CE agregātiem ir ļoti ciešas savstarpējās korelācijas. Šī tendence tiek novērota visas trīs valstīs;
- ar tradicionālo plašo naudu M2 visciešākās korelācijas ir starp QF4 agregātiem, korelācijas koeficients ir 0.958; CE rādītājiem arī ir ļoti ciešas korelācijas ar M2, korelācijas koeficienti no 0.918 līdz 0.944; QD rādītājiem korelācijas koeficienti ar M2 ir arī ciešas, izņemot vienu agregātu – QD4;
- interesants novērojums ir tāds, ka tieši vienas grupas rādītāji dod tik pretrunīgas korelācijas ar M2: tā starp M2 un QF4, Pirsona korelācijas koeficients ir 0.958, bet starp M2 un QD4 koeficients ir 0.640. Nosakot QF4, QD4, skaidras naudas lietotāju izdevumi tiek pieņemti par vieninieku, DDr likme tiek aprēķināta, par r_L pieņemot vidējā termiņa svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem. Autore pievērta īpašu uzmanību šim faktam nākamās pētījumos.

Tagad, kad autore aprēķināja alternatīvus agregātus Baltijas valstīs un pārlicinājās, ka jaunie alternatīvi agregāti būtiski atšķirās no tradicionālās naudas masas M2, tāds secinājums tiek pamatots ar dažādiem korelācijas koeficientiem starp šiem rādītājiem, tas ļāva autorei veikt empīrisko analīzi, nosakot šo rādītāju ekonomisko nozīmi nākamajā nodaļā.

3. Naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarību analīze Baltijas valstīs

Šajā nodaļā autore analizēja sakarības starp naudas piedāvājumu un reālās ekonomikas rādītājiem Baltijas valstīs. Pirmajā apakšnodaļā tika testēts Keinsa transmisijas mehānisms, otrajā monetāristu transmisijas mehānisms un pēdējā apakšnodaļā tika analizēta naudas piedāvājuma ietekme uz reālās ekonomikas rādītājiem. Savos pētījumos autore izanalizē tradicionālus monetārus agregātus (plašo naudu M2) un alternatīvus monetārus agregātus, kurus autore aprēķināja iepriekšējā nodaļā: Fišera un Svērtie agregāti, kā arī skaidras naudas ekvivalentu agregāti.

Pētījumu mērķis ir pārbaudīt, vai naudas piedāvājums ietekmē reālu ekonomiku, un, ja ietekmē, tad kādi naudas masas rādītāji ir visvairāk piemēroti šai analīzei: tradicionālā naudas masa vai alternatīvie agregāti. Ja pētījumu rezultāti būs pozitīvi, tas nozīmē, ka naudas piedāvājums ietekmē reālu ekonomiku, autore izstrādās priekšlikumus par efektīvāku naudas agregātu piemērošanu reālās ekonomikas analīzei un prognozēšanai. Negatīvu rezultātu saņemšanas gadījumā, autore iegūs pierādījumus monetārās teorijas noliegšanai attiecībā uz naudas masas nozīmi ekonomiskajos procesos Baltijas valstīs.

3.1. Naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarību analīze, lietojot Dž. Keinsa transmisijas mehānismu

Saskaņā ar Keinsa teoriju naudas piedāvājuma transmisijas mehānisms būs efektīvs, ja nominālās naudas masas izmaiņas ietekmēs procenta likmes kanālu, un, jo lielāka ir šī ietekme, jo lielāks būs kopējais efekts.

Autore empīriskajos pētījumos izmantos vidējās svērtās gada likmes nacionālā valūtā izsniegtajiem kredītiem kredītiestādēs gan īstermiņa, gan ilgtermiņa, kā arī plašo naudu M2 un alternatīvos monetāros agregātus.

Lai noteiktu korelācijas, starp procentu likmēm un naudas masas rādītājiem, tika pielietota SPSS programma. Ņemot vērā, ka dati atbilst intervāla skalai un datiem ir normālais sadalījums, korelāciju aprēķināšanai tika izmantots Pirsona korelācijas koeficients. 48.pielikumā autore piedāvā reālās ekonomikas rādītājus. 49.pielikumā tiek aprēķināti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un īstermiņa procentu likmēm.

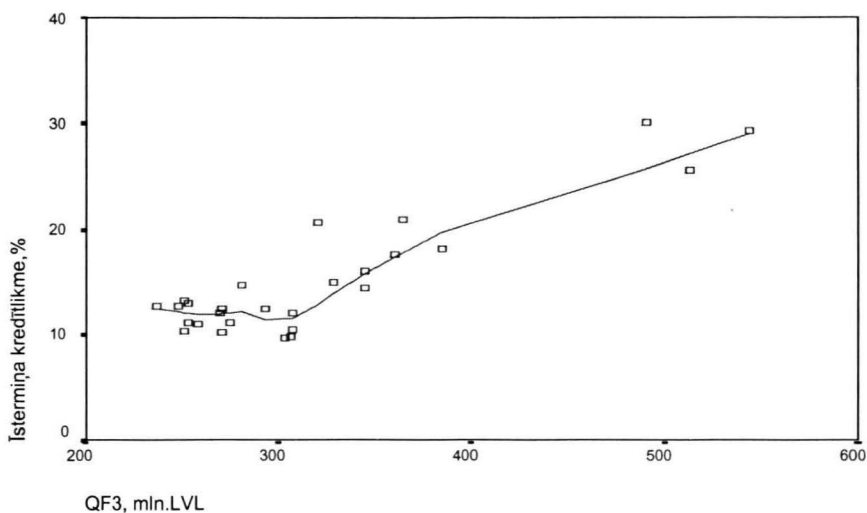
Iegūtie rezultāti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp QF, QF2, QF4 un īstermiņa kredītu procentu likmēm pastāv negatīvas attiecības;
- starp QF1, QF3, QF5 un īstermiņa kredītu procentu likmēm pastāv pozitīvas attiecības, kas ir pretrunā ar Keinsa teoriju. Saskaņā ar Keinsa teoriju starp naudas masas un procentu likmju izmaiņām ir jābūt negatīvām attiecībām, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas masai, (pie nemainīga cenu līmeņa) procentu likmēm ir jāsamazinās;
- pretrunīgie koeficienti tiek skaidroti ar dažādām metodēm, kuras tika piemērotas Fišera agregātu koeficientu aprēķinos. Tā, QF, QF2 un QF4 tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, bet QF1, QF3 un QF5, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle;
- koeficientiem, kuri atbilst Keinsa teorijai, ir vājas statistiski nozīmīgas attiecības: Pirsona koeficienti ir sākot no -0.466 un beidzot ar -0.696 . Labākās

korelācijas ir QF2 (-0.696) un QF4 (-0.698) rādītājiem, kas ir skaidrojams ar to, ka šo koeficientu aprēķinos tiek piemērotas kredītu procentu likmes;

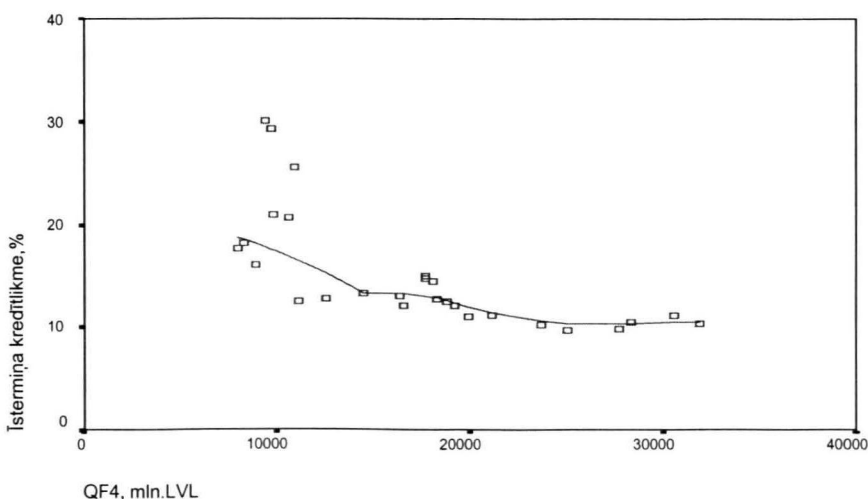
- turpretim pārējiem koeficientiem: starp QF1, QF3, QF5 un kredītu īstermiņa procentu likmēm ir statistiski nozīmīgākās korelācijas: Pirona koeficienti, sākot no 0.805 līdz 0.902.

Autore pārbaudīs izdarītos secinājumus, pielietojot grafisku analīzi. 3.1. un 3.2. grafikos tiek attēlotas pastāvošās attiecības starp Fišera agregātiem: QF3, QF4 un īstermiņa kredītu procentu likmēm, pielietojot izklīdināšanas diagrammas.



3.1. grafiks.

Fišera agregāta QF3(mln.LVL) ietekme uz procentu likmēm īstermiņa kredītiem kredītiestādēs Latvijā no 1995.-2001.g.



3.2. grafiks

Fišera agregāta QF4 (mln.LVL) ietekme uz procentu likmēm īstermiņa kredītiem kredītiestādēs Latvijā no 1995.-2001.g.

Arī grafiskā analīze apstiprina izdarītos secinājumus, ka pozitīvas korelācijas starp Fišera agregātiem un procentu likmēm ir stiprākas nekā negatīvas. 50.pielikumā autore

piedāvā izrēķinātus Pirsona koeficientus starp Fišera agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm.

Aprēķināti koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp QF, QF2, QF4 un ilgtermiņa procentu likmēm pastāv negatīvas attiecības, Pirsona korelācijas koeficienti ir sākot no -0.492 un beidzot ar -0.713 ;
- starp QF1, QF3, QF5 un ilgtermiņa kredītu procentu likmēm pastāv pozitīvas attiecības, Pirsona korelācijas koeficienti ir sākot no 0.848 un beidzot ar 0.928 ;
- iegūtas korelācijas ir līdzīgas iegūtām korelācijām ar īstermiņa likmēm, dažiem agregātiem (īpaši QF1, QF3 un QF5) attiecības ar ilgtermiņa procentu likmēm ir pat ciešākas nekā ar īstermiņa likmēm.

51.pielikumā autore aprēķināja Pirsona korelācijas koeficientus starp Svērtiem agregātiem un īstermiņa procentu likmēm kredītiem.

Pēc koeficientu aprēķināšanas un analīzes autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- QD, QD2, QD4, QD6 un QD7 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas koeficienti ar īstermiņa procentu likmēm ir no -0.691 līdz -0.702 ;
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas koeficienti ar īstermiņa procentu likmēm ir no -0.705 līdz -0.706 , kas ir nedaudz augstāki nekā ar iepriekšējiem agregātiem;
- starp QD, QD2, QD4, QD6, QD7 agregātiem un QF, QF2, QF4 agregātiem izveidojušās korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem statistiskās nozīmes ir vienlīdzīgas. Autore nonāca pie minētajiem secinājumiem, salīdzinot attiecīgos korelācijas koeficientus starp minētiem naudas masas rādītājiem un procentu likmēm;
- QD1, QD3, QD5 agregātiem un QF1, QF3, QF5 agregātiem ir pretējas savstarpējās korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs, Svērtiem agregātiem negatīvas, bet Fišera agregātiem pozitīvas. Fišera agregātiem savstarpējās izveidojušās korelācijas ir statistiski nozīmīgākas nekā Svērtiem agregātiem. Tā QD1, QD3 un QD5 agregātiem korelācijas koeficienti ar īstermiņa procentu likmēm ir no -0.705 līdz -0.706 , bet QF1, QF3, QF5 agregātiem attiecīgie Pirsona koeficienti ir, sākot no 0.805 līdz 0.902 .

52.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp Svērtiem agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs.

Analizējot koeficientus no 52. pielikuma, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido negatīvas korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- QD, QD2, QD4, QD6 un QD7 agregātiem, kas tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas koeficienti ar ilgtermiņa procentu likmēm ir no -0.724 līdz -0.737 ;
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas koeficienti ar ilgtermiņa procentu likmēm ir no -0.742 līdz -0.745 , kas ir nedaudz augstāki nekā ar iepriekšējiem agregātiem;
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem un QF1, QF3 un QF5 agregātiem ir pretējas savstarpējās korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs, Svērtiem agregātiem negatīvas, bet Fišera agregātiem pozitīvas,

kā arī Fišera agregātiem savstarpējās korelācijas ir statistiski nozīmīgākas nekā Svērtiem agregātiem;

- iegūtas korelācijas, pēc statistiskas nozīmes, ir līdzīgas iegūtām korelācijām ar īstermiņa likmēm, tomēr starp agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm veidojas pat ciešākas attiecības nekā ar īstermiņa likmēm. Autore nonāca pie tāda secinājuma, tādēļ ka Pirsona korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem un ilgtermiņā likmēm ir tuvāk vieniniekam, maksimāli iespējamam korelācijas koeficientam nekā attiecīgi koeficienti ar īstermiņa likmēm.

53.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un īstermiņa procentu likmēm kredītiem.

Iegūtie koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

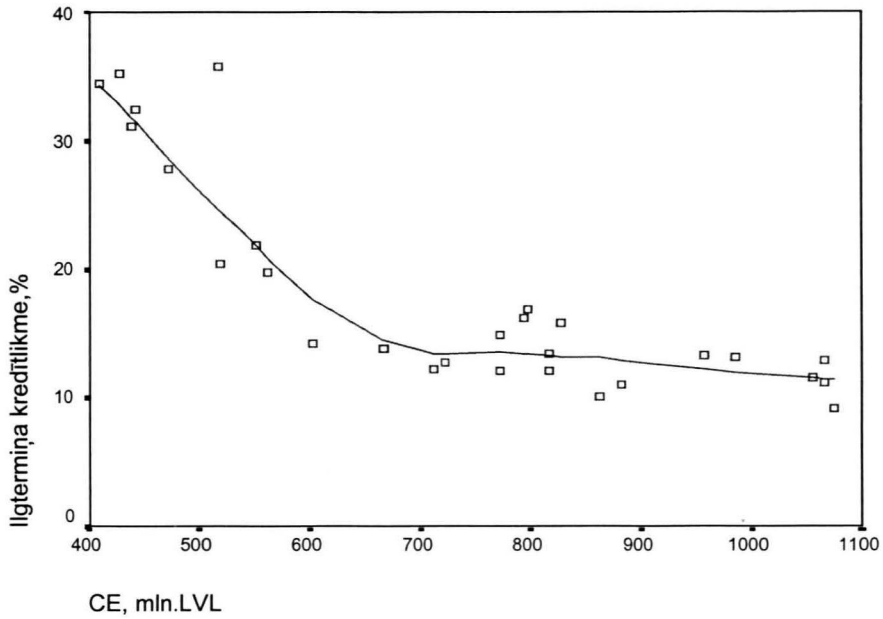
- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- M2 rādītāji veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas arī ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas koeficienti ir no -0.813 līdz -0.822 , kas ir vislielākie no iepriekšiegūtiem negatīviem korelācijas koeficientiem;
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un īstermiņa procentu likmēm kredītiem ir -0.732 ;
- M2 rādītājiem, izņemot CE agregātus, ir visciešākās negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem.

54.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem.

Pēc 54. pielikuma analīzes autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

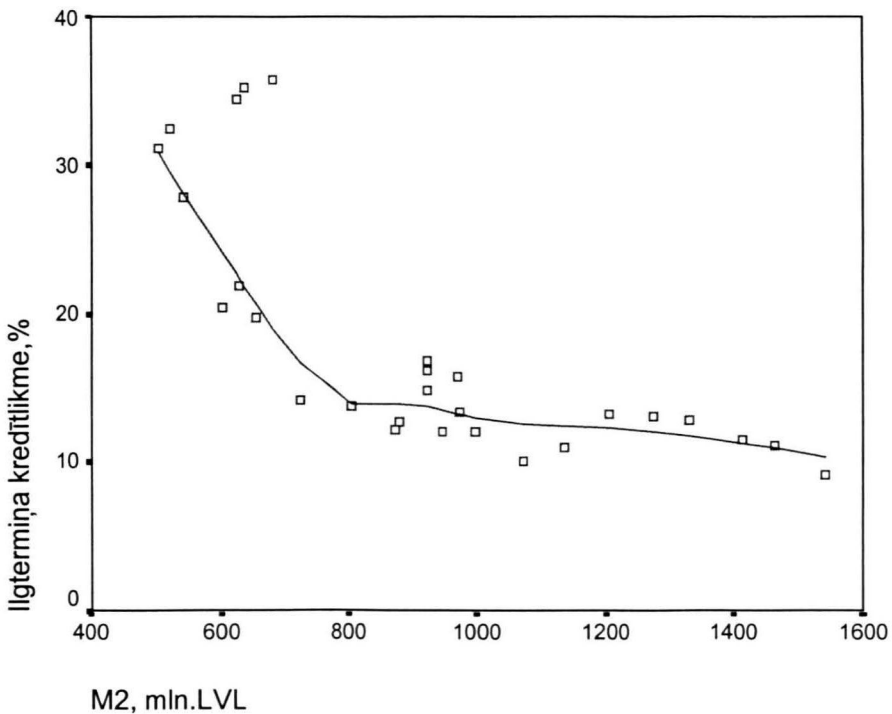
- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido negatīvas korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- M2 rādītāji veido negatīvas korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem, kas arī ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas koeficienti ir no -0.816 līdz -0.829 , kas ir nedaudz augstāki par korelācijas koeficientiem ar īstermiņa likmēm;
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem ir -0.746 , kas atkal ir nedaudz augstāks par korelācijas koeficientu ar īstermiņa likmēm.

Autore, lai izdarītu pareizus kopējus secinājumus, pielieto grafisku analīzi. 3.3. un 3.4. grafikos tiek attēlotas pastāvošas attiecības starp CE agregātiem, M2 rādītājiem un ilgtermiņa kredītu procentu likmēm, pielietojot izklādināšanas diagrammas.



3.3.grafiks

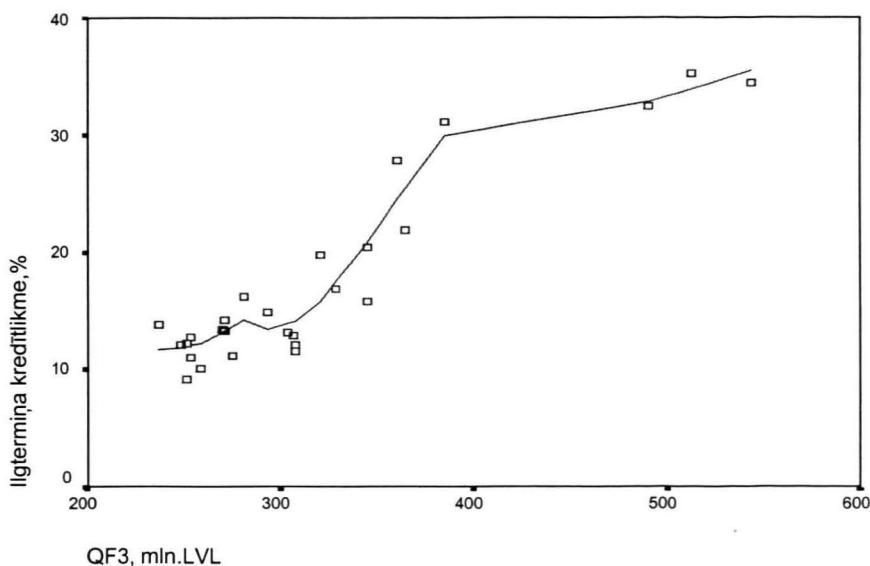
CE (mln.LVL) agregātu ietekme uz procentu likmēm ilgtermiņa kredītiem kredītiestādēs Latvijā no 1995.-2001.g.



3.4.grafiks

Plašās naudas M2 (mln.LVL) ietekme uz procentu likmēm ilgtermiņa kredītiem kredītiestādēs Latvijā no 1995.-2001.g.

3.5.grafikā ir piedāvāta QF3 agregāta ietekme uz ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem, tādēļ ka starp šiem rādītājiem ir visaugstākais Pirsona koeficients-0.912.



3.5. grafiks

Fišera agregāta QF3(mln.LVL) ietekme uz procentu likmēm ilgtermiņa kredītiem kredītiestādēs Latvijā no 1995.-2001.g.

Izanalizējot visus izdarītos secinājumus, autore nonāk pie kopējiem secinājumiem, ka Latvijā:

- visciešākās negatīvas korelācijas veidojas starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem un procentu likmēm, bet visciešākās no pozitīvām korelācijām veidojas starp procentu likmēm kredītiem un Fišera agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle;
- Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, ir pretrunā ar Keinsa teoriju. Pagaidām, iegūtos rezultātus nevar izmantot kā argumentu Keinsa teorijas noliegšanai. Tāpēc autore nākamajos pētījumos pievērsīs īpašu uzmanību šiem rādītājiem;
- tradicionālā naudas masa ietekmē kredītu procentu likmes ciešāk nekā pārējie Fišera agregāti un Svērtie agregāti;
- visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas ir nedaudz ciešākas starp naudas masas rādītājiem un ilgtermiņa procentu likmēm nekā starp īstermiņa procentu likmēm;
- analizējot alternatīvu agregātu uzvešanos, autore atzīmē, ka:

-Fišera agregāti viedo ļoti pretrunīgas korelācijas atkarībā no tā, vai agregāti tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku vai pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle. Tomēr vienas grupas ietvaros rādītāji ir līdzīgi viens otram. Nedaudz ciešākas korelācijas veidojas starp procentu likmēm un Fišera agregātiem, kuru aprēķinos tiek izmantotas procentu likmes kredītiem (piemēram, QF4, QF5, QF6 un QF7);

-kas attiecas uz Svērtiem agregātiem, tad Pirsona koeficientu svārstību diapazons ir neliels, tomēr var redzēt, ka agregāti, kas tiek rēķināti, par skaidras naudas ienesīguma likmi pieņemot nulli, veido nedaudz ciešākas attiecības ar procentu likmēm nekā agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku. Agregāti, kuros aprēķinos ir iekļautas kredītu procentu likmes, neveido labākas attiecības ar kredītu procentu likmēm atšķirībā no Fišera agregātiem;

-skaidras naudas ekvivalentu agregātiem svārstību diapazons arī ir neliels. Ar īstermiņa procentu likmēm visciešākās korelācijas veidojas CE2 agregātiem, kurus aprēķinot par procentu likmi noguldījumiem uz pieprasījumu kalpo DDR likme, kura tiek aprēķināta, par r_L pieņemot ilgtermiņa svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem. Bet ar ilgtermiņa kredītu procentu likmēm visciešākās korelācijas veidojas CE agregātiem, kurus aprēķinot pieņem, ka ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu ir nulle;

- Keinsa transmisijas mehānisma testēšana, ļauj autorei uzskatīt, ka naudas masu izmaiņas ietekmē procentu likmju izmaiņas, tādējādi ietekmējot reālo ienākumu un ekonomiku kopumā nelielā apmēra. Autore nonāk pie tāda secinājuma, izanalizējot korelācijas, kas pastāv starp naudas masas agregātiem un procentu likmēm. Visciešākās negatīvas korelācijas pastāv starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm, Pirsona koeficients ir -0.829 .

Tālāk darbā autore pārbaudīja Keinsa transmisijas mehānisma nozīmi Lietuvā.

Nemot vērā, ka dati atbilst intervāla skalai un datiem ir normālais sadalījums, korelāciju aprēķināšanai tika izmantots Pirsona korelācijas koeficients. 55.pielikumā tiek piedāvāti reālas ekonomikas rādītāji un 56.pielikumā tiek aprēķināti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un īstermiņa procentu likmēm.

Iegūtie rezultāti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp QF, QF2, QF4 un īstermiņa kredītu procentu likmēm pastāv negatīvas attiecības;
- starp QF1, QF3, QF5 un īstermiņa kredītu procentu likmēm pastāv pozitīvas attiecības, kas ir pretrunā ar Keinsa teoriju;
- koeficientiem, kuri atbilst Keinsa teorijai, statistiski nozīmīgas attiecības ir, sākot no korelācijas koeficientiem -0.754 un beidzot ar -0.780 ;
- pārēji koeficienti starp QF1, QF3, QF5 un kredītu īstermiņa procentu likmēm ir, sākot no 0.442 līdz 0.518 ;
- Latvijas gadījumā ciešākās korelācijas ar procentu likmēm ir QF1, QF3 un QF5 agregātiem, bet Lietuvas QF, QF2 un QF4 agregātiem;
- Lietuvā Keinsa transmisijas mehānisms, kas tiek izvērtēts ar Fišera agregātu palīdzību, ir efektīvāks nekā Latvijā. Autore izdara tādu secinājumu, izpētot starp šiem agregātiem un īstermiņa procentu likmēm pastāvošos korelācijas koeficientus.

Tālāk darbā autore 57.pielikumā piedāvā izrēķinātus Pirsona koeficientus starp Fišera agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm.

Aprēķināti koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp QF, QF2, QF4 un ilgtermiņa procentu likmēm pastāv negatīvas attiecības;
- starp QF1, QF3, QF5 un ilgtermiņa kredītu procentu likmēm pastāv pozitīvas attiecības;
- iegūtas korelācijas ir līdzīgas iegūtām korelācijām ar īstermiņa likmēm, tomēr QF, QF2 un QF4 agregātiem attiecības ar īstermiņa procentu likmēm ir ciešākas nekā ar ilgtermiņa likmēm, pretējā situācija bija novērojama Latvijā;
- starp QF1, QF3, QF5 un ilgtermiņa kredītu procentu likmēm pastāvošas pozitīvas attiecības ir statistiski nenozīmīgas (Pirsona koeficienti ir no 0.388 līdz 0.462);
- tādēļ ka Fišera agregātu korelācijas ar procentu likmēm dod pretrunīgus rezultātus, pētot Latvijas un Lietuvas datus, autore uzskata, ka Fišera agregāts

nav pielietojams Keinsa transmisijas mehānisma efektivitātes noteikšanā, bet tas, savukārt, nenozīmē, ka šis rādītājs nav izmantojams citos empīriskos pētījumos.

58.pielikuma autore aprēķināja Pirsona korelācijas koeficientus starp Svērtiem agregātiem un īstermiņa procentu likmēm kredītiem.

Pēc koeficientu aprēķiniem un analīzes autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- QD, QD2 un QD4 agregātiem, kas tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas ar procentu likmēm (Pirsona koeficienti ir no -0.825 līdz -0.826) ir daudz ciešākas nekā Latvijas gadījumā, kur korelācijas koeficienti bija no -0.667 līdz -0.680;
- arī QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas ar procentu likmēm (Pirsona koeficienti ir no -0.822 līdz -0.826) ir ciešākas nekā Latvijā, kur korelācijas koeficienti bija no -0.683 līdz -0.684;
- īstermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs ir statistiski nozīmīgākās savstarpējās korelācijas ar QD, QD2 un QD4 agregātiem nekā ar QF, QF2 un QF4 agregātiem;
- QD1, QD3, QD5 agregātiem ar QF1, QF3, QF5 agregātiem ir pretējas savstarpējās korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs, Svērtiem agregātiem negatīvas, bet Fišera agregātiem pozitīvas. Tomēr atšķirībā no Latvijā iegūtiem rezultātiem, Lietuvā Fišera agregātiem savstarpējās korelācijas ir statistiski un ekonomiski nenozīmīgās;

59.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp Svērtiem agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs.

Analizējot koeficientus no 59. pielikuma, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido negatīvas korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- QD, QD2 un QD4 agregātiem, kas tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas ar procentu likmēm (Pirsona koeficienti ir no -0.776 līdz -0.781) ir ciešākas nekā Latvijā (-0.684 līdz -0.698);
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas ar procentu likmēm (Pirsona koeficienti ir no -0.759 līdz 0.769) atkal ir ciešākas nekā Latvijā (-0.703 līdz -0.707);
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem un QF1, QF3 un QF5 agregātiem ir pretējas savstarpējās korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs, Svērtiem agregātiem negatīvas, bet Fišera agregātiem pozitīvas. Tomēr Fišera agregātiem savstarpējās korelācijas ir statistiski un ekonomiski nenozīmīgās;
- iegūtas korelācijas ir līdzīgas iegūtām korelācijām ar īstermiņa likmēm, bet agregātu korelācijas ar īstermiņa kredītu likmēm ir ciešākas nekā ar ilgtermiņa procentu likmēm;

Pagaidām, pētot Lietuvas datus, labākas korelācijas veidojas starp īstermiņa procentu likmēm nekā starp ilgtermiņa likmēm, kā arī pašas korelācijas ir ciešākas nekā Latvijā.

60.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un īstermiņa procentu likmēm kredītiem.

Iegūtie koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

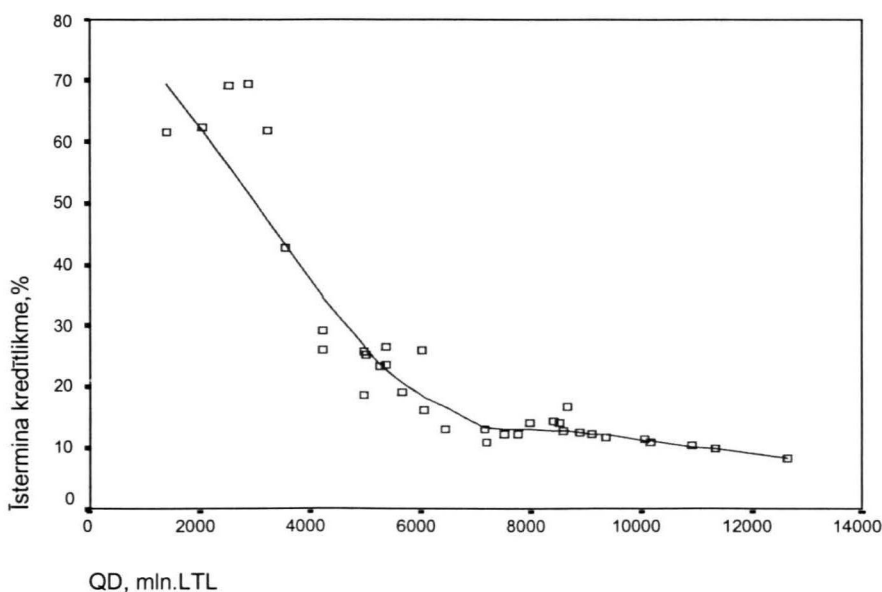
- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- M2 rādītāji veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas arī ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas ar procentu likmēm (Pisona koeficienti ir no -0.783 līdz -0.813) ir līdzīgas Latvijā iegūtām korelācijām, bet atšķirība no Latvijas gadījuma nav visciešākās;
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un īstermiņa procentu likmēm kredītiem ir -0.830 , kas, pagaidām, ir visciešākais korelācijas koeficients no iepriekšējiem;
- M2 rādītājiem un Svērtiem agregātiem ir ļoti līdzīgas skaitliskas vērtības un visciešākās negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem.

61.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem.

Analizējot 61.pielikuma koeficientus, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

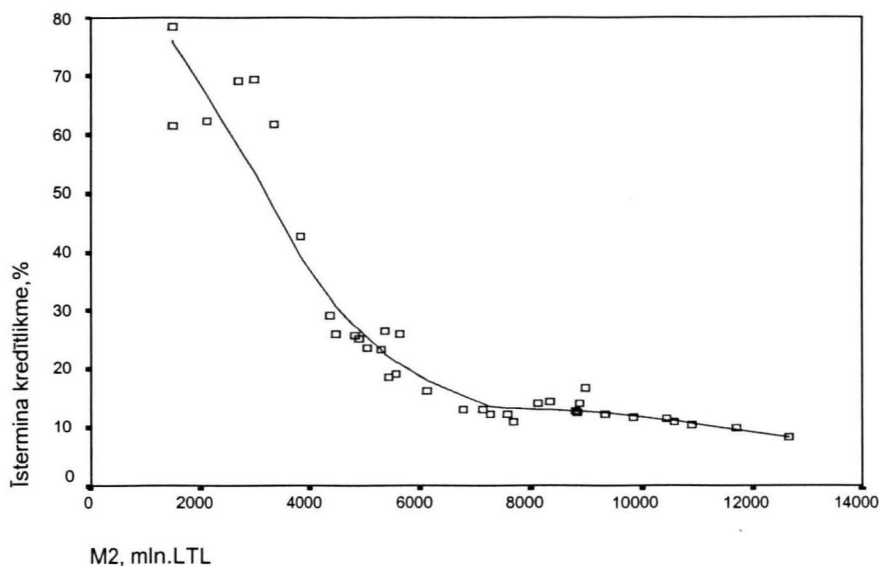
- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- M2 rādītāji veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas arī ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm (Pirsona koeficienti ir no -0.627 līdz -0.662) ir daudz vājākas nekā korelācijas ar īstermiņa likmēm;
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem ir -0.678 , kas atkal, ir vājāks par korelācijas koeficientu ar īstermiņa likmēm;
- visciešākās korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm veidojas ar Svērtiem agregātiem.

3.6. un 3.7. grafikos autore attēlo grafiski Svērta agregāta QD un M2 ietekmi uz īstermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs attiecīgi.



3.6.grafiks

QD (mln. LTL) agregātu ietekme uz procentu likmēm īstermiņa kredītiem kredītiestādēs Lietuvā no 1993.-2001.g.



3.7.garfiks.

M2 (mln.LTL) ietekme uz procentu likmēm īstermiņa kredītiem kredītiestādēs Lietuvā no 1993.-2001.g.

Analizējot visus koeficientus, iegūtos Lietuvā, autore uzskata, ka:

- visciešākās negatīvas korelācijas veidojas starp Svērtiem agregātiem un procentu likmēm, bet pozitīvas korelācijas, kuras veidojas starp procentu likmēm kredītiem un Fišera agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, ir statistiski nenozīmīgas;
- tradicionālā naudas masa ietekmē kredītu procentu likmes tiešāk nekā Fišera agregāti un skaidras naudas ekvivalentu agregāti;
- Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, Lietuvas gadījumā neveido statistiski nozīmīgās korelācijas ar procentu likmēm. Tas, savukārt, nozīmē, ka šos Fišera agregātus nevar izmantot kā pierādījumu Keinsa teorijas noliegšanai;
- visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas ir nedaudz ciešākas starp naudas masas rādītājiem un īstermiņa procentu likmēm nekā starp ilgtermiņa procentu likmēm;
- analizējot alternatīvu agregātu uzvešanos autore atzīmē, ka:

-Fišera agregāti viedo ļoti pretrunīgas korelācijas atkarībā no tā, vai agregāti tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku vai pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle. Tomēr vienas grupas ietvaros rādītāji ir līdzīgi viens otram. Nedaudz ciešākas korelācijas veidojas starp procentu likmēm un Fišera agregātiem, kuros aprēķinos tiek izmantotas procentu likmes kredītiem un skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku (QF4 agregāti), bet starp Fišera agregātiem, kuri tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle un kuros aprēķinos ir iekļautas kredītu procentu likmes (QF5 agregāti), attiecības ar procentu likmēm ir visvājākās;

-kas attiecas uz Svērtiem agregātiem, tad Pirsona koeficientu svārstību diapazons ir neliels, tomēr var redzēt, ka agregāti, kas tiek rēķināti par skaidras naudas lietotāju izdevumiem pieņemot vieninieku, veido nedaudz ciešākas attiecības ar procentu likmēm nekā agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka

skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli. Agregāti, kuros aprēķinos ir iekļautas kredītu procentu likmes, neveido labākas attiecības ar kredītu procentu likmēm ;

-skaidras naudas ekvivalentu agregātiem svārstību diapazons arī ir neliels. Gan ar īstermiņa, gan ar ilgtermiņa procentu likmēm visciešākās korelācijas veidojas CE agregātiem, kuros aprēķinot pieņem, ka ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu ir nulle.

Pamatojoties gan uz Vetlova pētījumiem, saskaņā ar kuriem centrālās bankas politika nevar ietekmēt banku izsniegto kredītu apjomu, gan uz saviem pētījumiem, autore uzskata, ka arī Keinsa transmisijas mehānisms Lietuvā nedarbojas.

Apkopojot visus izdarītus secinājumus gan Lietuvā gan Latvijā, autore nonāk pie kopējiem secinājumiem, ka:

- izanalizējot Latvijas un Lietuvas datus, nevar atrast labāku kopējo agregātu šīm divām valstīm. Tā, piemēram, Latvijā visciešākās korelācijas starp naudu un procentu likmēm veidojas starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem, bet Lietuvā starp Svērtiem agregātiem. Izanalizējot arī katra agregāta ietekmi uz procentu likmēm grupas ietvaros, netika atrasti labāki agregāti, tā piemēram, Lietuvā nedaudz ciešākas korelācijas veidojas starp procentu likmēm un Fišera agregātiem, kuros aprēķinos skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, bet Latvijā, kuros aprēķinos tiek pieņemts, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle. Tas pats arī attiecās uz Svērtiem agregātiem, tā Lietuvā agregāti, kas tiek rēķināti, par skaidras naudas lietotāju izdevumiem pieņemot vieninieku, veido nedaudz ciešākas attiecības ar procentu likmēm nekā agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli. Latvijā, savukārt, tika novērota pretēja situācija. Vienīgais, ko var atzīmēt, ka Lietuvā ciešākas korelācijas ar procentu likmēm veidojas starp agregātiem, kas tiek rēķināti par skaidras naudas lietotāju izdevumiem pieņemot vieninieku, bet Latvijā, starp agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli ;
- kopumā novērtējot naudas masas ietekmi uz kredītu procentu likmēm, var atzīmēt, ka tradicionālā naudas masa veido otro labāko rezultātu abās valstīs, kas nozīmē, ka šis rādītājs ir universālāks par alternatīviem agregātiem;
- Lietuvā visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas starp naudas masas rādītājiem un procentu likmēm ir ciešākas ar īstermiņa procentu likmēm nekā ilgtermiņa procentu likmēm, kas ir pretrunā ar Latvijā iegūtiem rezultātiem. Pats Keinss bija par īstermiņa periodu, uzskatot, ka naudas masa ietekmē ekonomiku īstermiņa periodā;
- Lietuvā naudas piedāvājuma ietekme uz procentu likmēm, kaut arī ir spēcīgāka nekā Latvijā, spriežot pēc korelācijas koeficientiem starp naudas masas rādītājiem un procentu likmēm, tomēr kopumā pastāvošās statistiskās korelācijas starp procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs un naudas masu, pēc autores viedokļa, nav ekonomiski nozīmīgas.

Tālāk darbā autore izanalizēja, kā naudas piedāvājums ietekmē procentu likmes Igaunijā.

Ņemot vērā, ka dati atbilst intervāla skalai un datiem ir normālais sadalījums, korelāciju aprēķināšanai tika izmantots Pirsona korelācijas koeficients. 62.pielikumā autore piedāvā reālās ekonomikas rādītājus un 63.pielikumā tiek aprēķināti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un īstermiņa procentu likmēm.

Iegūtie rezultāti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp visiem Fišera agregātiem un īstermiņa kredītu procentu likmēm pastāv negatīvas attiecības, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- starp QF, QF2, QF4 agregātiem un īstermiņa procentu likmēm kredītiem Pirsona koeficienti ir, sākot no $-0,770$ līdz $-0,781$, kas ir visaugstākie no iepriekšiegūtiem rezultātiem gan Latvijā, gan Lietuvā;
- starp QF1, QF3, QF5 agregātiem un kredītu īstermiņa procentu likmēm Pirsona korelācijas koeficienti ir, sākot no -0.591 līdz -0.656 . Vienīgi Igaunijā korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, un īstermiņa procentu likmēm ir negatīvas ;
- Igaunijā kā arī Lietuvā visciešākās korelācijas ar procentu likmēm veidojas ar QF, QF2 un QF4 agregātiem atšķirībā no Latvijas, kur visciešākās korelācijas veidojas ar F1, QF3 un QF5 indeksiem;
- Igaunijā Keinsa transmisijas mehānisms, kas tiek izvērtēts ar Fišera agregātu palīdzību, ir efektīvāks nekā Latvijā un Lietuvā, spriežot pēc korelācijas koeficientiem starp šiem agregātiem un procentu likmēm;
- kopumā novērtējot izveidotas attiecības starp īstermiņa procentu likmēm kredītiem un Fišera agregātiem, autore var atzīmēt, ka visaugstākie negatīvi korelācijas koeficienti ir Igaunijā, pēc tam seko Lietuva un beigās Latvija.

Tālāk darbā autore 64.pielikumā piedāvā izrēķinātus Pirsona koeficientus starp Fišera agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm.

Aprēķināti koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp visiem Fišera agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm pastāv negatīvas attiecības;
- iegūtas korelācijas ir līdzīgas iegūtām korelācijām ar īstermiņa kredīta likmēm, tomēr Fišera agregātiem attiecības ar īstermiņa procentu likmēm ir ciešākas nekā ar ilgtermiņa likmēm. Iegūtie rezultāti Igaunijā ir līdzīgi novērotai situācijai Lietuvā, bet ir pretēji situācijai novērojama Latvijā;
- starp QF, QF2, QF4 un ilgtermiņa kredītu procentu likmēm pastāvošas negatīvas attiecības ir statistiski nozīmīgas (Pirsona koeficients ir no -0.710 līdz -0.730);
- starp QF1, QF3, QF5 un ilgtermiņa kredītu procentu likmēm pastāvošas attiecības ir statistiski nenozīmīgas (Pirsona koeficients ir no -0.529 līdz -0.605). Vienīgi Igaunijā šīs attiecības ir negatīvas;
- arī ar ilgtermiņa kredīta procentu likmēm un Fišera agregātiem veidojas visciešākās korelācijas, salīdzinot ar Latviju un Lietuvu.

65.pielikumā autore aprēķināja Pirsona korelācijas koeficientus starp Svērtiem agregātiem un īstermiņa procentu likmēm kredītiem.

Pēc agregātu aprēķiniem un analīzes autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- QD, QD2 un QD4 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas koeficienti ar procentu likmēm ir no -0.571 līdz -0.735 , kas ir līdzīgi koeficientiem iegūtiem Latvijā un ir daudz vājāki par Lietuvas koeficientiem;
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas koeficienti ar procentu likmēm ir no -0.755 līdz -0.773 , kas ir ciešāki nekā Latvijā, bet nav tik nozīmīgi, kā Lietuvā;

- QD, QD2 un QD4 agregātiem ar QF, QF2 un QF4 agregātiem ir matemātiski vienlīdzīgas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs;
- QD1, QD3, QD5 agregātiem salīdzinot ar QF1, QF3, QF5 agregātiem savstarpējās korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs ir ciešākas.

66.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientu starp Svērtiem agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs.

Analizējot koeficientus no 66.pielikuma, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido negatīvas korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- QD, QD2 un QD4 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas koeficienti ar procentu likmēm ir no -0.468 līdz -0.660, kas nav tik cieši kā Latvijā (no -0.684 līdz -0.698) un Lietuvā (no -0.776 līdz -0.781);
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas koeficienti ar procentu likmēm ir no -0.700 līdz -0.737, kas ir līdzīgi Latvijas koeficientiem (no -0.703 līdz -0.707), bet nav tik cieši kā Lietuvā (no -0.759 līdz 0.769);
- Svērtiem agregātiem ar ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem savstarpējās attiecības nav tik nozīmīgās kā Fišera agregātiem;
- korelācijas ar Svērtiem agregātiem un īstermiņa kredītu likmēm ir ciešākās nekā ar ilgtermiņa procentu likmēm.

Kopumā novērtējot izveidotas attiecības starp ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem un Svērtiem agregātiem, autore var atzīmēt, ka visaugstākie negatīvi korelācijas koeficienti ir Lietuvā, pēc tam seko Latvija un beigās Igaunijā, pilnīgi pretēja situācija bija ar Fišera agregātiem.

Pagaidām, pētot Igaunijas datus, labākas korelācijas veidojas ar īstermiņa procentu likmēm nekā ar ilgtermiņa likmēm kredītiem, līdzīgi iegūtiem rezultātiem Lietuvā un pretējiem Latvijā.

67.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un īstermiņa procentu likmēm kredītiem.

Iegūtie koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- M2 rādītāji veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas arī ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas koeficienti ar procentu likmēm ir no -0.814 līdz -0.851, kas ir visaugstākie no Baltijas valstīs iegūtiem koeficientiem;
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un īstermiņa procentu likmēm kredītiem ir -0.805, kas ir augstāks nekā Latvijā, bet nav tik augsts kā Lietuvā;
- M2 rādītājiem un skaidras naudas ekvivalentu agregātiem ir līdzīgas skaitliskas vērtības un visciešākās negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem.

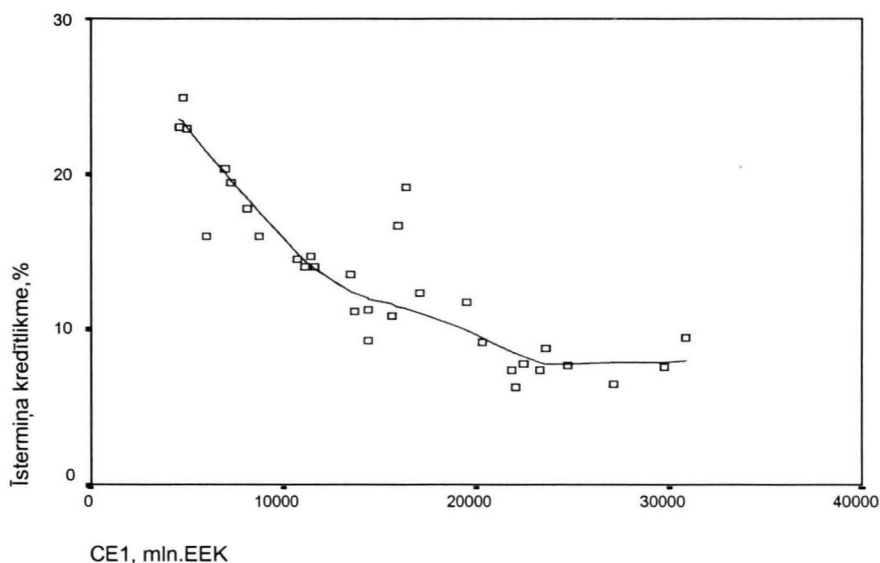
68.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem.

Analizējot 68.pielikuma datus, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido negatīvas korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem, kas ir saskaņā ar Keinsa teoriju;

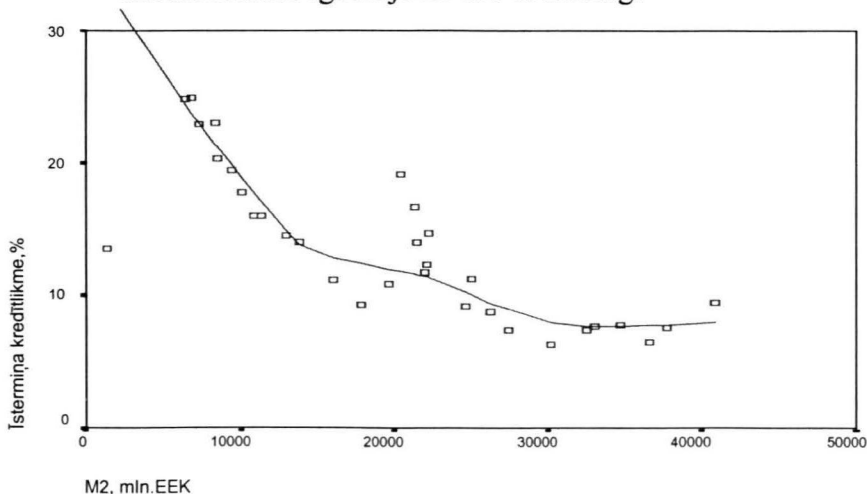
- M2 rādītāji veido negatīvas korelācijas ar īstermiņa procentu likmēm kredītiem, kas arī ir saskaņā ar Keinsa teoriju;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas koeficienti ar procentu likmēm ir no -0.786 līdz -0.842 , kas ir sliktāki nekā koeficienti ar īstermiņa likmēm;
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un ilgtermiņa procentu likmēm kredītiem ir -0.794 , kas atkal ir zemāks par koeficientu ar īstermiņa likmēm;
- visciešākās korelācijas ar ilgtermiņa procentu likmēm veidojas ar skaidras naudas ekvivalentu agregātiem.

3.8. un 3.9. grafikos autore attēlo grafiski skaidras naudas ekvivalentu agregātu un M2 ietekmi uz īstermiņa procentu likmēm kredītiem kredītiestādēs attiecīgi.



3.8.grafiks

CE1 (mln.EEK) agregātu ietekme uz procentu likmēm īstermiņa kredītiem kredītiestādēs Igaunijā no 1994.-2001.g.



3.9.grafiks.

M2 (mln.EEK) ietekme uz procentu likmēm īstermiņa kredītiem kredītiestādēs Igaunijā no 1994.-2001.g.

Analizējot visus koeficientus, iegūtos Igaunijā, autore uzskata, ka:

- visciešākās negatīvas korelācijas veidojas starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem un procentu likmēm;

- tradicionālā naudas masa ietekmē kredītu procentu likmes tiešāk nekā Fišera un Svērtie agregāti;
- Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, Igaunijas gadījumā, kaut arī veido statistiski nozīmīgās korelācijas ar procentu likmēm, tomēr tās nav ekonomiski nozīmīgas;
- visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas ir nedaudz ciešākas starp naudas masas rādītājiem un īstermiņa procentu likmēm nekā starp ilgtermiņa procentu likmēm;
- analizējot alternatīvu agregātu uzvešanos, autore atzīmē, ka:

-Fišera agregāti viedo negatīvas korelācijas neatkarīgi no tā, vai agregāti tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku vai pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle. Tomēr vienas grupas ietvaros ir novērojamas kopējās tendences, tā agregāti, kas tiek rēķināti par skaidras naudas lietotāju izdevumiem pieņemot vieninieku, veido ciešākas korelācijas ar procentu likmēm nekā otras grupas agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle. Nedaudz ciešākas korelācijas veidojas starp procentu likmēm un Fišera agregātiem, kuri tiek rēķināti, pieņemot, ka noguldījumiem uz pieprasījumu ienesīguma likme ir likme noguldījumiem uz pieprasījumu un skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle (QF un QF1), bet starp Fišera agregātiem, kuros aprēķinos ir iekļautas kredītu procentu likmes (QF 4 un QF5 indeksi) attiecības ar procentu likmēm ir vājākas;

-kas attiecas uz Svērtiem agregātiem, tad Pirsona koeficientu svārstību diapazons ir lielāks nekā Lietuvā un Latvijā, tomēr var redzēt, ka agregāti, kas tiek rēķināti, par skaidras naudas ienesīguma likmi pieņemot nulli, veido nedaudz ciešākās attiecības ar procentu likmēm nekā agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienāda ar vieninieku. No visiem agregātiem īpaši izdalās QD4 agregāts, kuram ar procentu likmēm veidojas visvājākās attiecības. QD4 agregāts tiek rēķināts, pieņemot, ka procentu likme noguldījumiem uz pieprasījumu ir DDr likme, kura tiek aprēķināta, par r_L pieņemot vidējā termiņa svērto procentu likmi izsniegtiem kredītiem privātpersonām un iekšzemes uzņēmumiem un ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir nulle;

-skaidras naudas ekvivalentu agregātiem svārstību diapazons arī ir neliels. Gan ar īstermiņa, gan ar ilgtermiņa procentu likmēm visciešākās korelācijas veidojas CE1 agregātiem, kuros aprēķinot pieņem, ka ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu ir likme noguldījumiem uz pieprasījumu;

- kaut arī skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido ekonomiski nozīmīgas attiecības ar procentu likmēm, kopumā vērtējot visus naudas masas rādītājus, autore uzskata, ka Keinsa transmisijas mehānisms Igaunijā nedarbojas efektīvi.

Apkopojot visus izdarītus secinājumus Latvijā, Lietuvā un Igaunijā, autore nonāk pie kopējiem secinājumiem, ka:

- izanalizējot Baltijas valstu datus, nevar atrast labāku kopējo agregātu visām valstīm. Tā, piemēram, Latvijā un Igaunijā visciešākās korelācijas starp naudu un procentu likmēm veidojas starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem, bet Lietuvā starp Svērtiem agregātiem;
- kopumā novērtējot naudas masas ietekmi uz procentu likmēm var atzīmēt, ka tradicionālā naudas masa (M2) veido otro labāko rezultātu Baltijas valstīs, kas nozīmē, ka šis rādītājs ir universālāks nekā alternatīvie agregāti;

- Lietuvā un Igaunijā visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas starp naudas masas rādītājiem un procentu likmēm ir ciešākās ar īstermiņa procentu likmēm nevis ar ilgtermiņa procentu likmēm, kas ir saskaņā ar Keinsu viedokli par priekšroku došanu īstermiņa periodam. Latvijā ir novērotā pretēja situācija, ka ciešākas korelācijas veidojas starp naudas masas rādītājiem un ilgtermiņa procentu likmēm, kura atbalsta monetāristu uzskatus par ilgtermiņa perioda nozīmi;
- Lietuvā un Igaunijā naudas piedāvājums ietekmē procentu likmes spēcīgāk nekā Latvijā un atsevišķos gadījumos ietekme ir ekonomiski nozīmīga, tomēr kopumā pastāvošās statistiskās korelācijas starp procentu likmēm un naudas masu, pēc autora viedokļa, nav ekonomiski nozīmīgas;
- iegūtie rezultāti, ka nominālās naudas masas izmaiņas neietekmē procentu likmju izmaiņas, ļauj autori uzskatīt, ka Keinsa monetārās transmisijas mehānisms Baltijas valstīs nav efektīvs.

3.2. Naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarību analīze, lietojot monetāristu transmisijas mehānismu

Saskaņā ar monetāristu uzskatiem nominālās naudas masas izmaiņas ietekmē kopējā preču un pakalpojumu pieprasījuma izmaiņas. Lai novērtētu kopējā preču un pakalpojumu pieprasījuma izmaiņas, autore izmantos IKP izmaiņas, tādēļ ka IKP atspoguļo kopējā pieprasījuma izmaiņas un ir plaši pieejams rādītājs. Pastāvošām attiecībām starp IKP un naudas masu ir liela ekonomiska nozīme. Ja šīs attiecības ir ciešas un ekonomiski nozīmīgas, tad ar naudas masas rādītāju palīdzību var prognozēt IKP attīstību. Dati par naudas masas rādītājiem ir pieejami operatīvāk nekā par IKP izmaiņām. Ja autore savos pētījumos atklās, ka starp naudas masas rādītājiem un IKP pastāv ekonomiski nozīmīgas attiecības Baltijas valstīs, tad šo atklājumu varēs izmantot centrālās bankas monetārās politikas realizēšanā. Baltijas valstīs šobrīd neizmanto naudas masas rādītājus kā monetārās politikas starpmērķi, atšķirībā no ES, kur vēl izmanto plašu naudu M3 kā starpmērķi. Sākot ar 90-jiem gadiem, gandrīz visas centrālās bankas pārorientējas no naudas masas rādītājiem uz inflāciju, uzskatot, ka naudas masas prognozēšana nedod vajadzīgus rezultātus, tas nozīmē, ka ar naudas masas rādītāju pārvaldīšanu nevar sasniegt monetārās politikas starpmērķi- cenu stabilitāti. Tomēr naudas daudzuma izmantošanas noraidīšana monetārās politikas mērķa sasniegšanā nav tik viennozīmīga. Ekonomistu vidū turpinās pētījumi šajā virzienā (pm. Laurence H. Meijers, Bennets T., Kasumovičs H. un citi). Saskaņā ar šiem pētījumiem monetārisms ir nepamatoti aizmirsts, arī autore savā darbā vēlas izpētīt naudas daudzuma nozīmi ekonomikas attīstības prognozēšanā.

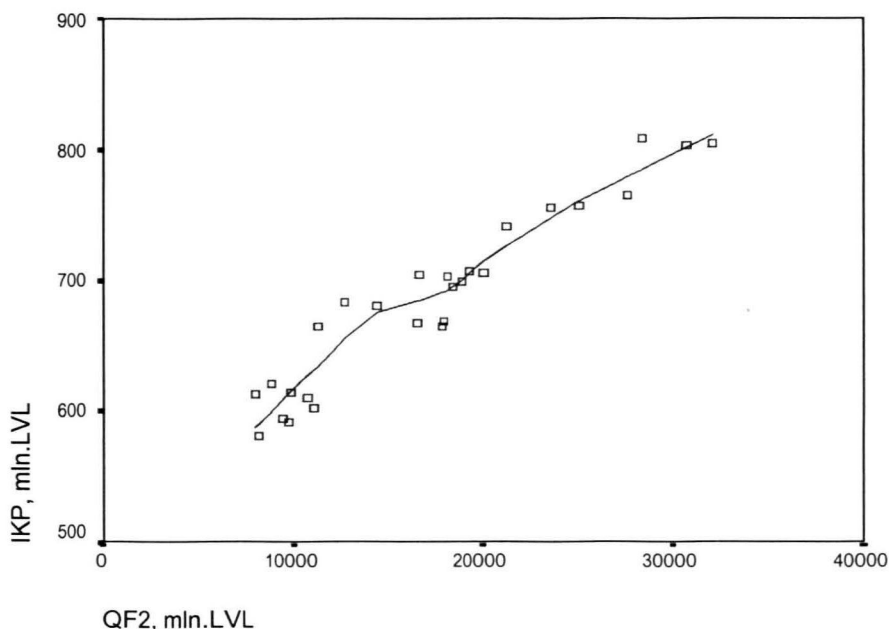
Autore šajā nodaļā analizē vai starp naudas masu izmaiņām un IKP pastāv statistiski nozīmīgas korelācijas. Lai novērtētu nominālās naudas masas izmaiņas, tika izmantota gan tradicionālā plašā nauda M2 gan alternatīvie agregāti. Pētījumos tiek izmantots IKP salīdzināmās cenās.

Autore sāka savu empīrisku analīzi ar Latviju.

Lai noteiktu korelācijas starp IKP un naudas masas rādītājiem tika pielietota SPSS programma. Ņemot vērā, ka dati atbilst intervāla skalai un datiem ir normālais sadalījums, korelāciju noteikšanai tika izmantoti Pirsona korelācijas koeficienti. 69.pielikumā tiek aprēķināti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un IKP.

Monetāristi uzskata, ka, pieaugot nominālai naudas masai, ir jāpieaug arī kopējam pieprasījumam, tas nozīmē, ka starp naudas masu un IKP ir jāpastāv pozitīvām attiecībām.

3.10. grafikā tiek attēlotas pastāvošas attiecības starp Fišera agregātiem QF2 (vislielākais korelācijas koeficients ar IKP) un IKP, pielietojot izklādināšanas diagrammas.



3.10. grafiks

Fišera agregāta QF2 ietekme uz IKP Latvijā no 1995.-2001.g., mln.LVL

Analizējot Pirsona koeficientus un ņemot vērā grafisko analīzi, autore nonāk pie secinājumiem:

- starp QF, QF2, QF4 un IKP pastāv pozitīvas attiecības;
- starp QF1, QF3, QF5 un IKP pastāv negatīvas attiecības, kas ir pretrunā ar monetāristu uzskatiem;
- pretrunīgi koeficienti tiek skaidroti ar dažādām metodēm, kuras tika piemērotas Fišera agregātu koeficientu aprēķinos. Tā, QF, QF2 un QF4 tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, bet QF1, QF3 un QF5, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle;
- koeficientiem, kuri atbilst monetāristu uzskatiem, statistiski nozīmīgas attiecības ir: sākot no 0.869 un beidzot ar 0.960. Labākas korelācijas ir QF2 (0.960) un QF4 (0.960) agregātiem, kuros aprēķinos tiek pielietotas kredītu procentu likmes;
- turpretim pārējiem koeficientiem: starp QF1, QF3, QF5 un IKP ir statistiski nenozīmīgākās korelācijas, Pirsona koeficienti sākot no - 0.463 līdz -0.635;
- Fišera agregātiem ir ciešākas korelācijas ar IKP nekā ar kredītu procentu likmēm.

Tālāk darbā autore notestēja Svērto agregātu reakciju attiecībā uz IKP izmaiņām. 71.pielikumā tiek aprēķinātas korelācijas starp Svērtiem agregātiem un IKP.

Analizējot koeficientus no 71.pielikuma, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- visi Svērtie agregāti veido pozitīvas korelācijas ar IKP, kas ir saskaņā ar monetāristu uzskatiem;

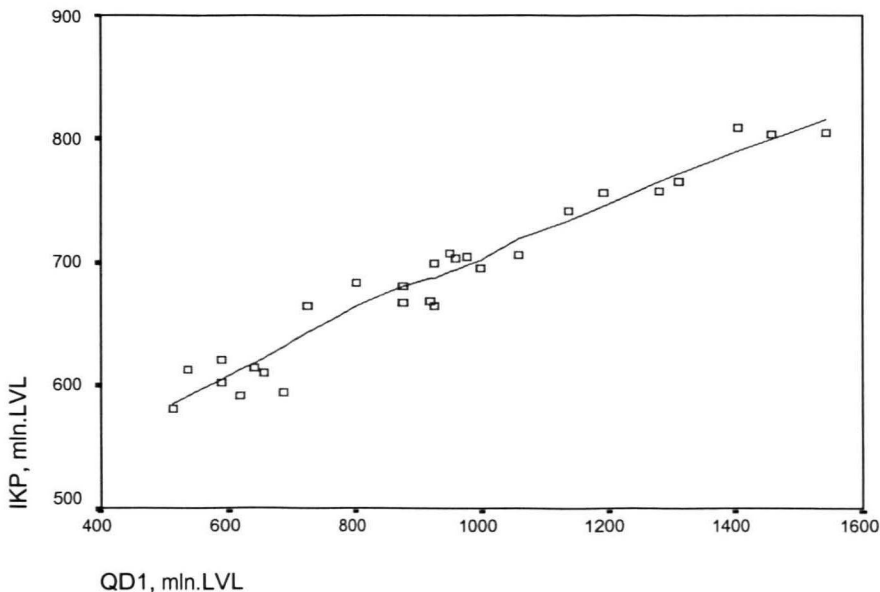
- QD, QD2, QD4, QD6 un QD7 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas koeficienti ar IKP ir no 0.965 līdz 0.970;
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas koeficienti ir no 0.970 līdz 0.973, kas ir nedaudz augstāki nekā ar iepriekšējiem agregātiem;
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem un QF1, QF3 un QF5 agregātiem ir pretējas savstarpējās korelācijas ar IKP, Svērtiem agregātiem pozitīvas, bet Fišera agregātiem negatīvas, kā arī Fišera agregātiem savstarpējās korelācijas ir statistiski nenozīmīgās;
- QD, QD2, QD4, QD6, QD7 agregātiem un QF, QF2, QF4 agregātiem ar IKP veidojas matemātiski vienlīdzīgas korelācijas, tomēr Svērtiem agregātiem šīs korelācijas ir nedaudz ciešākās;
- arī Svērtie agregāti veido daudz ciešākās attiecības ar IKP nekā ar procentu likmēm kredītiem.

Tagad 71.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un IKP.

Iegūtie koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido pozitīvas korelācijas ar IKP, kas ir saskaņā ar monetāristu uzskatiem;
- M2 rādītāji veido pozitīvas korelācijas ar IKP, kas atkal ir saskaņā ar monetāristu uzskatiem;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas koeficienti ar IKP ir no 0.952 līdz 0.963;
- korelācijas starp M2 rādītājiem un IKP ir 0.964.

3.11.grafikā autore attēlo kā naudas masas CE izmaiņas ietekmē IKP Latvijā.



3.11.grafiks

Svērta agregāta QD1 ietekme uz IKP Latvijā no 1995.-2001.g., mln.LVL

Izanalizējot visus izdarītus secinājumus, autore nonāk pie kopējiem secinājumiem, ka Latvijā:

- visciešākās korelācijas ar IKP veidojas ar Svērtiem agregātiem;
- arī pārējiem agregātiem (skaidras naudas ekvivalentu un Fišera) šīs korelācijas ir ļoti tuvas maksimālām (1.00);
- Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, ir pretrunā ar monetāristu teoriju;
- Latvijas gadījumā, alternatīvi agregāti dod labākus rezultātus, salīdzinot ar tradicionālo naudas masu;
- analizējot alternatīvu agregātu uzvešanos, autore atzīmē, ka:
 - Fišera agregāti, kārtējo reizi, veido pretrunīgas korelācijas, atkarībā no tā, vai agregāti tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku vai pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle. Pat vienas grupas ietvaros rādītāji nav līdzīgi viens otram. Fišera agregāti, kuros aprēķinos tiek izmantotas procentu likmes kredītiem, neveido labākās par parējām attiecības ar IKP. Visciešākās korelācijas ar IKP veido Fišera agregāti, kuri tiek rēķināti, pieņemot, ka ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu ir nulle ;
 - Svērtiem agregātiem, Pirsona koeficientu svārstību diapazons ir neliels, tomēr var redzēt, ka agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, veido nedaudz ciešākās attiecības ar IKP, nekā agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumiem ir vienādi ar vieninieku. Agregāti, kurus aprēķinos ir iekļautas kredītu procentu likmes, neveido labākas par parējām attiecības ar IKP. Šeit nav iespējams noteikt grupu ar vislabākām korelācijām ar IKP;
 - skaidras naudas ekvivalentu agregātiem svārstību diapazons arī ir neliels;
- monetāristu transmisijas mehānisms darbojas daudz spēcīgāk par Keinsa mehānismu. Autore nonāk pie tāda secinājuma, izanalizējot korelācijas starp IKP un agregātiem ar Pirsona koeficientu palīdzību.

Tālāk darbā autore pārbaudīja monetāristu transmisijas mehānisma nozīmi Lietuvā.

Ņemot vērā, ka dati atbilst intervāla skalai un datiem ir normālais sadalījums, korelāciju aprēķināšanai tika izmantoti Pirsona korelācijas koeficienti. 72.pielikumā tiek aprēķināti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un IKP. Aprēķināti koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp visiem Fišera agregātiem un IKP pastāv pozitīvas attiecības, atšķirībā no Latvijas, kur starp QF1, QF3, QF5 un IKP bija negatīvas attiecības;
- tomēr starp QF1, QF3, QF5 un IKP pastāvošām pozitīvām attiecībām nav statistiski nozīmīgu korelāciju (Pirsona koeficienti ir no 0.398 līdz 0.516);
- starp QF, QF2, QF4 agregātiem un IKP statistiski nozīmīgi korelācijas koeficienti ir, sākot no 0.823 un beidzot ar 0.842, Latvijā, savukārt, šīs attiecības bija ciešākās;
- Latvijā monetāristu transmisijas mehānisms, kas tiek izvērtēts ar Fišera agregātu palīdzību, ir efektīvāks nekā Lietuvā.

Autore aprēķināja Pirsona korelācijas koeficientus starp Svērtiem agregātiem un IKP. (sk.73.pielikumu)

Analizējot koeficientus no 3.23. tabulas, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido pozitīvas korelācijas IKP, kas ir saskaņā ar monetāristu teoriju;
- QD, QD2 un QD4 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas ar IKP (Pirsona

koeficienti ir no 0.855 līdz 0.861) ir vājākas par attiecīgām Latvijas korelācijām (Pirsona koeficienti no 0.959 līdz 0.961);

- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas ar IKP (Pirsona koeficienti ir no 0.836 līdz 0.861) arī ir vājākas par attiecīgām Latvijas korelācijām (Pirsona koeficienti no 0.950 līdz 0.956);
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kā arī QF1, QF3 un QF5 agregātiem ir pozitīvas savstarpējās korelācijas ar IKP, bet Fišera agregātiem savstarpējās korelācijas ir statistiski nenozīmīgās;
- QD, QD2, QD4 agregātiem un QF, QF2, QF4 agregātiem statistiski nozīmīgākās savstarpējās korelācijas ar IKP ir gandrīz vienādas, Svērtiem agregātiem šīs korelācijas ir nedaudz ciešākās;
- kaut arī Svērtie agregāti veido ciešākās attiecības ar IKP nekā ar procentu likmēm kredītiem, tomēr šī starpība nav tik liela kā Latvijas gadījumā.

74.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un IKP.

Iegūtie koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus, ka:

- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido pozitīvas korelācijas ar IKP, kas ir saskaņā ar monetāristu uzskatiem;
- M2 rādītāji veido pozitīvas korelācijas ar IKP, kas arī ir saskaņā ar monetāristu uzskatiem;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas koeficienti ir no 0.859 līdz 0.902, kas ir zemāki par attiecīgiem Latvijas korelācijas koeficientiem (no 0.952 līdz 0.963);
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un IKP ir 0.870, kas atkal ir zemāks par attiecīgo Latvijas korelācijas koeficientu (0.964);
- M2 rādītājiem, nav visciešākās korelācijas ar IKP.

Izanalizējot visus izdarītus secinājumus, autore nonāk pie kopējiem secinājumiem, ka Lietuvā:

- visciešākās korelācijas starp naudas masu un IKP veidojas starp dažiem skaidras naudas ekvivalentu agregātiem ;
- pārējiem agregātiem (Svērtiem un Fišera), kā arī tradicionālai plašai naudai M2 šīs korelācijas ir ļoti tuvas korelācijām starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem un IKP;
- Fišera agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, nav ekonomiskas nozīmes monetāristu mehānismā;
- analizējot alternatīvu agregātu uzvešanos;

-līdzīgi rezultātiem iegūtiem Latvijā Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir liels: no 0.398 līdz 0.842. Korelācijas agregāti, kuros aprēķinos ir iekļautas procentu likmes kredītiem, veido ciešākas attiecības ar IKP nekā pārēji agregāti;

-Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels: no 0.836 līdz 0.861. Agregāti, kurus aprēķinos ir iekļautas kredītu procentu likmes, veido visvājākās no pārējiem Svērtiem agregātiem attiecības ar IKP, bet visciešākās korelācijas veido agregāti, kuri tiek, rēķināti pieņemot, ka ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu ir nulle;

- kas attiecas uz skaidras naudas ekvivalentu agregātiem, tad visciešākās korelācijas veidojas starp CE agregātiem un IKP, pārējiem agregātiem šīs attiecības ir vājākas;

- monetāristu transmisijas mehānisms nedarbojas tik spēcīgi kā Latvijā, bet ir ekonomiski nozīmīgs;

Izanalizējot Latvijas un Lietuvas datus, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- alternatīvi agregāti veido ciešākas korelācijas ar IKP nekā ar plašo naudu M2;
- Latvijā naudas piedāvājums ietekmē IKP spēcīgāk nekā Lietuvā;
- visi Svērtie agregāti veido stabilas attiecības ar IKP, svārstību diapazons ir neliels gan Lietuvā, gan Latvijā;
- arī visiem skaidras naudas ekvivalentu agregātiem veidojas stabilas attiecības ar IKP;
- Fišera agregātiem ir ļoti liels svārstību diapazons, sākot ar negatīvām attiecībām ar IKP un beidzot ar pozitīvām (korelācijas koeficienti no -0.441 līdz 0.961);
- monetāristu transmisijas mehānisms darbojas gan Latvijā, gan Lietuvā efektīvi;

Autore uzskata, ka ir lietderīgi pārbaudīt, kādas korelācijas pastāv starp naudas masas rādītājiem un IKP Igaunijā.

Nemot vērā, ka dati atbilst intervāla skalai un datiem ir normālais sadalījums, korelāciju aprēķināšanai tika izmantoti Pirsona korelācijas koeficienti. 75.pielikumā tiek aprēķināti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un IKP.

Aprēķināti koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp visiem Fišera agregātiem un IKP pastāv pozitīvas attiecības, atšķirībā no Latvijas, kur starp QF1, QF3, QF5 un IKP bija negatīvas attiecības;
- starp QF1, QF3, QF5 un IKP pastāvošām pozitīvām attiecībām Pirsona koeficienti ir no 0.600 līdz 0.615;
- tādēļ ka Fišera agregātu korelācijas ar IKP dod pretrunīgus rezultātus, pētot Baltijas valstu datus, autore uzskata, ka Fišera agregāti, kas tiek rēķināti par skaidras naudas ienesīguma likmi pieņemot nulli, nav pielietojami ne tikai Keinsa transmisijas mehānismā, bet arī monetāristu mehānismā;
- starp QF, QF2, QF4 un IKP pastāvošām pozitīvām attiecībām Pirsona koeficienti ir no 0.863 līdz 0.885;
- Igaunijā starp IKP un Fišera agregātiem ir visciešākās korelācijas no visām trim valstīm;
- Igaunijā monetāristu transmisijas mehānisms, kas tiek izvērtēts ar Fišera agregātu palīdzību, ir efektīvāks nekā Latvijā un Lietuvā. Autore izdara tādu secinājumu, pamatojoties uz korelācijas koeficientiem starp naudas masas agregātiem un IKP.

Tālāk darbā autore aprēķināja Pirsona korelācijas koeficientus starp Svērtiem agregātiem un IKP.(sk.76.pielikumu)

Analizējot koeficientus no 76.pielikuma, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido pozitīvas korelācijas ar IKP, kas ir saskaņā ar monetāristu teoriju;
- QD, QD2 un QD4 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas koeficienti ar IKP ir no 0.520 līdz 0.764, kas ir viszemākie rezultāti no Baltijas valstīm;
- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas koeficienti ar IKP ir no 0.837 līdz 0.861. Iegūtie koeficienti ir līdzīgi koeficientiem iegūtiem Lietuvā, bet ir zemāki nekā Latvijā;

- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kā arī QF1, QF3 un QF5 agregātiem ir pozitīvas savstarpējās korelācijas ar IKP, bet Fišera agregātiem savstarpējās korelācijas ir ekonomiski nenozīmīgas;
- QD, QD2, QD4 agregātiem un QF, QF2, QF4 agregātiem statistiski nozīmīgākās savstarpējās korelācijas ar IKP ir gandrīz vienādas;
- līdzīgi Lietuvā iegūtiem rezultātiem, kaut arī Svērtie agregāti veido ciešākās attiecības ar IKP nekā ar procentu likmēm kredītiem, tomēr šī starpība nav tik liela kā Latvijas gadījumā.

77.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un IKP.

Iegūtie koeficienti ļauj autorei izdarīt sekojošus secinājumus, ka:

- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido pozitīvas korelācijas ar IKP, kas ir saskaņā ar monetāristu uzskatiem;
- M2 rādītāji veido pozitīvas korelācijas ar IKP, kas arī ir saskaņā ar monetāristu uzskatiem;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas koeficienti ir no 0.884 līdz 0.910, kas ir zemāki par attiecīgiem Latvijas koeficientiem (Pirsona koeficienti no 0.952 līdz 0.963), bet ir augstāki par attiecīgiem Lietuvas koeficientiem (Pirsona koeficienti no 0.859 līdz 0.902);
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un IKP ir 0.893, kas atkal ir mazāks par attiecīgo Latvijas korelācijas koeficientu (0.964) un lielāks par Lietuvas (0.870);
- M2 rādītājiem, nav visciešākās korelācijas ar IKP.

Izanalizējot visus izdarītus secinājumus, autore nonāk pie kopējiem secinājumiem, ka Igaunijā:

- visciešākās korelācijas starp naudas masu un IKP veidojas starp dažiem skaidras naudas ekvivalentu agregātiem;
- Fišera agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, nav ekonomiskas nozīmes monetāristu transmisijas mehānismā;
- analizējot alternatīvu agregātu uzvešanos;

-Igaunijā Fišera agregātu svārstību diapazons korelācijas koeficientiem nav tik liels kā Latvijā un Lietuvā (korelācijas koeficienti ir no 0.600 līdz 0.865). Fišera agregāti, kurus aprēķinos ir iekļautas procentu likmes kredītiem, veido ciešākas sakarības ar IKP nekā pārēji agregāti, līdzīgi novērojami tika iegūti arī Lietuvā;

-Svērto agregātu svārstību diapazons Pirsona koeficientiem ir liels: no 0.520 līdz 0.861. Igaunijā nav iespējams izdalīt rādītāju grupu, kuriem būtu ciešākas korelācijas ar IKP;

- kas attiecas uz skaidras naudas ekvivalentu agregātiem, tad visciešākās korelācijas veidojas starp CE agregātiem un IKP, pārējiem agregātiem šīs attiecības ir vājākas. Šis secinājums sakrīt ar iegūtiem rezultātiem arī pārējās Baltijas valstīs;

- naudas piedāvājums neietekmē IKP tik spēcīgi kā Latvijā, bet ir ekonomiski nozīmīgs.

Izanalizējot Baltijas valstu datus, autore nonāk pie sekojošiem kopējiem secinājumiem un priekšlikumiem:

- skaidras naudas ekvivalentu agregāti Lietuvā un Igaunijā veido visciešākās korelācijas ar IKP. Ņemot vērā, ka tieši CE agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot ienesīguma likmi noguldījumiem uz pieprasījumu par nulli, veido visciešākās

- korelācijas ar IKP, autore piedāvā šo agregātu izmantot monetārās politikas realizēšanā. Latvijas gadījumā izmantot QF1 un QF3 agregātus;
- tradicionālā plašā nauda M2 arī veido ciešās korelācijas ar IKP un ieņem otro vietu pēc alternatīviem agregātiem, arī šo rādītāju var izmantot, lai prognozētu kā naudas masas izmaiņas, ietekmējot IKP, ietekmē ekonomiku;
 - Svērtie agregāti tomēr neveido stabilas attiecības ar IKP visās trīs valstīs. Tādēļ autore nevar piekrist V. Barnetta uzskatam, ka Svērtie agregāti ir vislabākie ekonomikas izmaiņas indikatori. Autore uzskata, ka Svērtos agregātus visās Baltijas valstīs nevar izmantot monetārās politikas realizēšanā, bet atsevišķas valstīs tos var izmantot, piemēram, Latvijā. Ciešākas korelācijas ar IKP Latvijā un Igaunijā veidojas Svērtiem agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, bet Lietuvā - agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku;
 - Fišera agregātu korelācijas koeficientiem ir ļoti liels svārstību diapazons, sākot ar negatīvām attiecībām ar IKP un beidzot ar pozitīvām (no -0.469 līdz 0.960), tas, savukārt, nozīmē, ka šie agregāti nevar tikt pielietoti, lai noteiktu naudas masa ietekmi uz IKP;
 - izanalizējot pastāvošas attiecības starp naudas masas agregātiem un IKP Baltijas valstīs, kā arī salīdzinot iegūtus rezultātus, izvērtējot Keinsa transmisijas mehānisma nozīmi, autore uzskata, ka monetāristu transmisijas mehānisms Latvijā, Lietuvā un Igaunijā ir efektīvs.

3.3. Naudas piedāvājuma un reālās ekonomikas rādītāju sakarību analīze uz Baltijas valstu datu bāzes.

Galvenie reālās ekonomikas rādītāji ir :

- IKP;
- patēriņa cenu pārmaiņas;
- ražotāju cenu pārmaiņas;
- bezdarbs;
- nodarbinātības līmenis;
- vidējā alga;
- ražošanas indekss.

IKP tika testēts iepriekšējā apakšnodaļā, tādēļ šajā apakšnodaļā tika pārbaudīti pārējie rādītāji. Savu testēšanu autore sāka ar cenu pārmaiņu indeksiem, tādēļ ka šie indeksi ir vieni no būtiskākajiem rādītājiem visās ekonomiskās teorijās: tā piemēram, saskaņā gan ar monetāristu, gan ar jaunās klasiskās teorijas transmisijas mehānismiem kopēja pieprasījuma palielinājums, kuru izraisīja naudas masas pieaugums, palielina cenu līmeni.

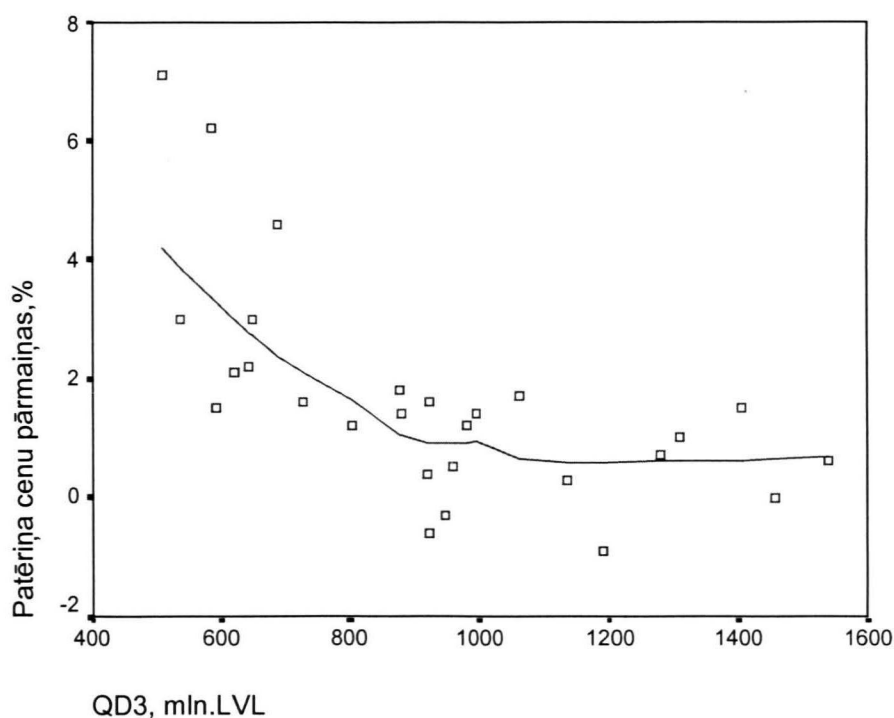
Savu analīzi autore sāka ar Latviju.

Savos pētījumos autore izmantoja naudas masas rādītājus un cenu pārmaiņas procentos. Tika izmantoti divi inflācijas indeksi: patēriņa cenu pārmaiņas, % pret iepriekšējo periodu un ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā, % pret iepriekšējo periodu. Pētījuma periods palika iepriekšējs, no 1995.g. līdz 2001.gadam. Visi dati, kuri tiek izmantoti aprēķinos, atbilst intervāla skalai un normālajam sadalījumam, tādēļ analīzei tika izmantots Pirsona korelācijas koeficients.

78.pielikumā tiek piedāvāti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām Latvijā no 1995.-2001.g.

Arī šajā gadījumā Fišera agregāti veido gan pozitīvas, gan negatīvas attiecības ar patēriņa cenu pārmaiņām. Saskaņā ar ekonomisko teoriju, pieaugot naudas masai, jāpieaug arī cenu līmenim. Latvijas gadījumā pozitīvās attiecības veidojas starp QF1, QF3, QF5 un patēriņa cenu pārmaiņām, bet negatīvas starp QF, QF2, QF4 un patēriņa cenu pārmaiņām. Korelāciju statistiskā nozīme ir neliela, no ekonomiska viedokļa autore lielāku uzmanību pievērš tieši zīmei: vai tā ir pozitīva vai negatīva. Autore pārbaudīja, kādas korelācijas pastāv starp Svērtiem agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām. (sk.79.pielikumu)

Svērtie agregāti veido negatīvas attiecības ar patēriņa cenu pārmaiņām, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas masai, inflācijas līmenis samazinās. Autore attēlo to grafiski. 3.12.grafikā tiek attēlots, kā Svērtais agregāts QD3 ietekmē patēriņa cenu pārmaiņas.

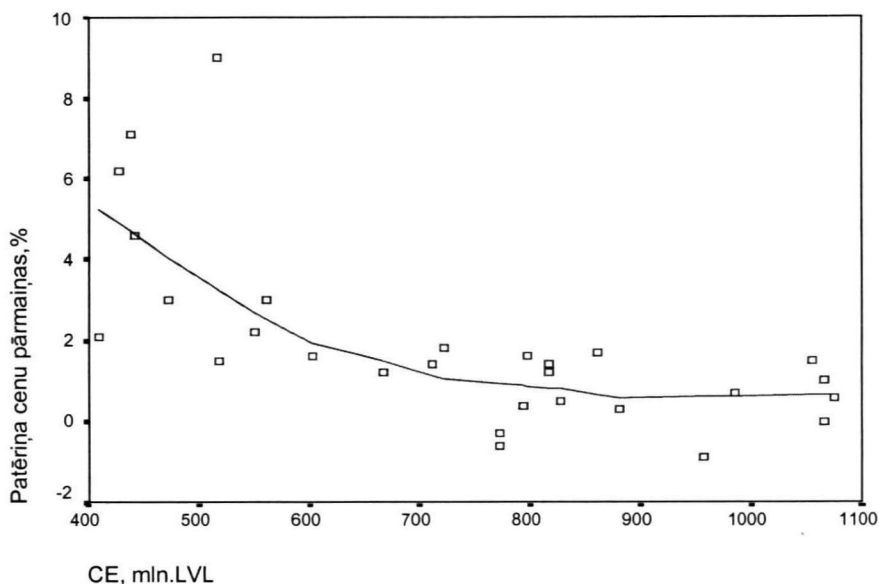


3.12.grafiks

Svērta indeksa QD3 (mln.LVL) ietekme uz patēriņa cenu pārmaiņām Latvijā no 1995.-2001.g.

Analizējot koeficientus no 79.pielikuma un 3.12.grafiku, autore nonāk pie secinājuma, ka, kaut arī korelāciju koeficienti no ekonomiska viedokļa nav nozīmīgi, Latvijā klasiskās teorijas postulāts, pieaugot naudas masai, ir jāpieaug cenu līmenim-nedarbojas. Autore to pārbaudīja arī uz pārējiem agregātiem. (sk.80.pielikumu)

Arī saskaņā ar 80.pielikuma analīzi autore nonāca pie secinājuma, ka Latvijā starp naudas masu un cenu līmeni pastāv negatīvas attiecības. Visciešākās korelācijas veidojas starp CE agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām. (sk.3.13.grafiks)



3.13.grafiks

Skaidras naudas ekvivalenta agregāta CE (mln.LVL) ietekme uz patēriņa cenu pārmaiņām Latvijā no 1995.-2001.g.

Izveidojušas korelācijas starp naudas masas rādītājiem un patēriņa pārmaiņām ir statistiski nenozīmīgas. Galvenais secinājums, pie kura nonāca autore, ir tāds, ka starp naudas masas rādītājiem un patēriņa cenu pārmaiņām pastāv negatīvas attiecības.

Tālāk darbā autore pārbaudīja, kādas attiecības pastāv starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām Latvijā. 81.pielikumā tiek piedāvāti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām.

81.pielikuma analīze ļauj izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp QF, QF2, QF4 un ražotāju cenu pārmaiņām pastāv negatīvas attiecības, kas ir pretrunā ar ekonomisko teoriju;
- starp QF1, QF3, QF5 un ražotāju cenu pārmaiņām pastāv pozitīvas attiecības;
- pretrunīgi koeficienti tiek skaidroti ar dažādām metodēm, kuras tika piemērotas Fišera agregātu koeficientu aprēķinos. Tā, QF, QF2 un QF4 tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, bet QF1, QF3 un QF5, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle;
- koeficientiem, kuri atbilst ekonomiskai teorijai, statistiski nozīmīgas attiecības ir: sākot no 0.543 un beidzot ar 0.621;
- turpretim pārējiem koeficientiem: starp QF1, QF3, QF5 un ražotāju cenu pārmaiņām ir statistiski nenozīmīgākās korelācijas, sākot no - 0.347 līdz - 0.491;
- kopumā Fišera agregātiem ir ciešākas korelācijas ar patēriņa cenu pārmaiņām nekā ar ražotāju cenu pārmaiņām.

Tālāk darbā autore testēja Svērtos agregātus. 82.pielikumā tiek aprēķinātas korelācijas starp Svērtiem agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām.

Analizējot koeficientus no 82.pielikuma, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido negatīvas korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām, kas ir pretrunā ar klasisko teoriju;
- QD, QD2, QD4, QD6 un QD7 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, korelācijas ar

ražotāju cenu pārmaiņām ir statistiski nenozīmīgas (Pirsona koeficienti ir no -0.483. līdz -0.494);

- QD1, QD3 un QD5 agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām ir statistiski nenozīmīgas (Pirsona koeficienti ir -0.485);
- QD1, QD3, QD5 agregātiem un QF1, QF3, QF5 agregātiem ir pretējas savstarpējās korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām, Svērtiem agregātiem negatīvas, bet Fišera agregātiem pozitīvas, tomēr gan Fišera agregātiem, gan Svērtiem agregātiem savstarpējās korelācijas ir statistiski nenozīmīgās;
- QD, QD2, QD4, QD6, QD7 agregātiem un QF, QF2, QF4 agregātiem savstarpējās korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām ir gandrīz vienādas, Svērtiem agregātiem šīs korelācijas ir nedaudz ciešākās;

Tālāk 83.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un ražotāju cenu pārmaiņām.

Analizējot koeficientus, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido negatīvas korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām, kas ir pretrunā ar klasisko teoriju;
- M2 rādītāji veido negatīvas korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām, kas arī ir pretrunā ar klasisko teoriju;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām (Pirsona koeficienti ir no -0.601 līdz -0.623) ir ciešākas par iepriekšiegūtām negatīvām attiecībām;
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām ir -0.532;

Apvienojot visu iegūtu informāciju par Pirsona korelācijas koeficientiem starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām veidojas, galvenokārt, negatīvas attiecības;
- visciešākās savstarpējās korelācijas veidojas starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām;
- korelācijas, kuras veidojas starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām ir ekonomiski nenozīmīgas.

Izpētot pastāvošas attiecības starp naudas masas rādītājiem un cenu pārmaiņām Latvijā, autore secina, ka

- vispiemērotākais no naudas masas rādītājiem ir skaidras naudas ekvivalentu agregāts, kas veido visciešākās korelācijas ar cenu pārmaiņām;
- ņemot vērā, ka Pirsona koeficienti ir negatīvi, kas neatbilst ekonomiskai teorijai, un ir, pārsvarā, ekonomiski nenozīmīgi, naudas masas rādītājus, tiešā veidā, nevar izmantot inflācijas analīzei un prognozēšanai.

Tālāk autore savā darbā pārbaudīja, kādas attiecības veidojas starp naudas masas rādītājiem un cenu līmeņiem pārējās Baltijas valstīs. Autore turpinās ar Lietuvu. Savos pētījumos autore izmantoja naudas masas rādītājus un cenu pārmaiņas procentos. Tika izmantoti divi inflācijas indeksi: patēriņa cenu pārmaiņas, % pret iepriekšējo periodu un ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā, % pret iepriekšējo periodu. Tādēļ ka dati par inflāciju ir pieejami no 1994. gadā, pētījuma periods ir no 1994.g. līdz 2001.gadam. Visi dati, kuri tiek izmantoti aprēķinos, atbilst intervāla skalai un normālajam sadalījumam, tādēļ analīzei tika izmantots Pirsona korelācijas koeficients.

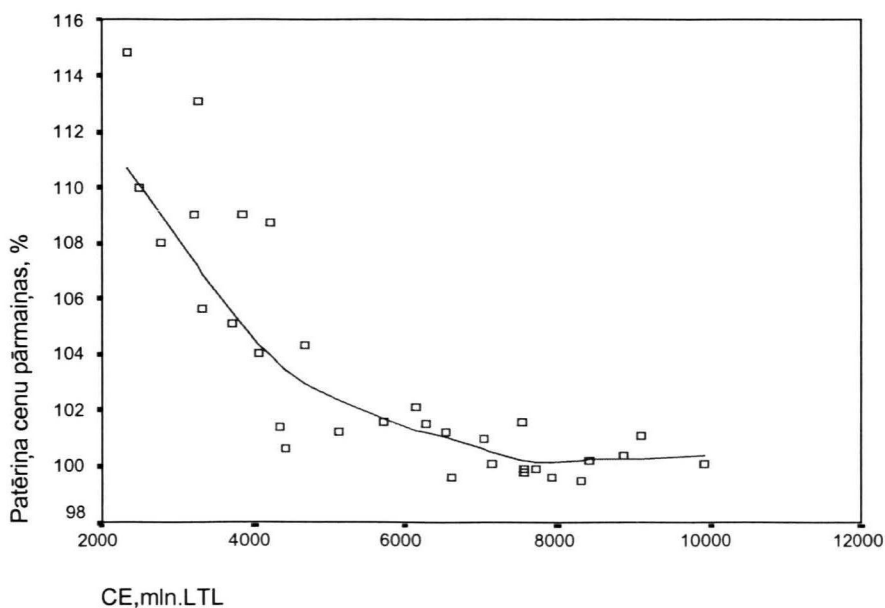
84.pielikumā tiek piedāvāti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām Lietuvā no 1994.-2001.g

Šajā gadījumā Fišera agregāti veido, pārsvarā, negatīvas attiecības ar patēriņa cenu pārmaiņām, kas ir pretrunā ar ekonomisko teoriju. Attiecības, kuras veidojas starp QF, QF2, QF4 un patēriņa cenu pārmaiņām ir statistiski nozīmīgas, bet korelācijas starp QF1, QF3, QF5 tādas nav. Starp QF, QF2, QF4 un patēriņa cenu pārmaiņām korelācijas koeficienti svārstās no -0.748 līdz -0.770 , kas ir augstāki nekā Latvijā iegūtie koeficienti, kas svārstījās no -0.416 līdz -0.586 . Autore pārbaudīja, kādi korelācijas koeficienti pastāv starp Svērtiem agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām. (sk.85.pielikumu)

Visi Svērtie agregāti veido negatīvas attiecības ar patēriņa cenu pārmaiņām, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas masai, inflācijas līmenis samazinās. Iegūtie korelācijas koeficienti Lietuvā (no -0.772 līdz -0.786) ir daudz augstāki nekā attiecīgie koeficienti Latvijā (no -0.570 līdz -0.588). Lietuvā ar Svērto agregātu palīdzību var prognozēt inflācijas izmaiņas ar 78% precizitāti.

Analizējot koeficientus no 85.pielikuma, autore nonāk pie secinājuma, ka, kaut arī korelāciju koeficienti Lietuvā no ekonomiska viedokļa ir nozīmīgi, atšķirībā no Latvijas, tomēr, klasiskās teorijas postulāts- pieaugot naudas masai, ir jāpieaug cenu līmenim- abās valstīs nedarbojas. Autore to pārbaudīja arī uz pārējiem agregātiem. (sk.86.pielikumu)

Arī saskaņā ar 86. pielikuma analīzi autore konstatē, ka Lietuvā starp naudas masu un cenu līmeni pastāv negatīvas attiecības. Visciešākās korelācijas veidojas starp CE agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām, tradicionālai plašai naudai M2 paliekot trešā vietā. Izveidojušas korelācijas starp CE agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām ļauj prognozēt inflāciju ar 80% precizitāti. (sk.3.14.grafiks)



3.14.grafiks

Skaidras naudas ekvivalenta agregāta CE (mln.LTL) ietekme uz patēriņa cenu pārmaiņām Lietuvā no 1994.-2001.g.

Izveidojušas korelācijas starp naudas masas rādītājiem un patēriņa cenu pārmaiņām ir statistiski nozīmīgas, tādēļ Lietuvas gadījumā autore piedāvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu patēriņa cenu pārmaiņu prognozēšanā.

Tālāk autore pārbaudīja, kādas attiecības pastāv starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā Lietuvā. 87.pielikumā tiek piedāvāti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā.

87.pielikuma analīze ļauj izdarīt sekojošus secinājumus:

- starp QF, QF2, QF4 un ražotāju cenu pārmaiņām pastāv negatīvas attiecības, kas ir pretrunā ar ekonomisko teoriju;
- starp QF1, QF3, QF5 un ražotāju cenu pārmaiņām pastāv pozitīvas attiecības;
- pretrunīgi koeficienti tiek skaidroti ar dažādām metodēm, kuras tika piemērotas Fišera agregātu koeficientu aprēķinos. Tā, QF, QF2 un QF4 tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, bet QF1, QF3 un QF5, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle;
- agregāti, kuri atbilst ekonomiskai teorijai, attiecības ir statistiski nenozīmīgas (Pirsona koeficienti sākot no 0.199 un beidzot ar 0.319);
- arī pārējiem agregātiem: starp QF1, QF3, QF5 un ražotāju cenu pārmaiņām ir statistiski nenozīmīgākās korelācijas (Pirsona koeficienti sākot no - 0.332 līdz - 0.358);
- kopumā novērtējot korelācijas starp Fišera agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā, autore grib atzīmēt, ka Fišera agregāti nevar tikt pielietoti ražotāju cenu pārmaiņu rūpniecībā prognozēšanai.

Tālāk darbā autore testēja Svērtus agregātus. 88.pielikumā tiek aprēķināti korelācijas koeficienti starp Svērtiem agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā.

Analizējot koeficientus no 88. pielikuma, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- Svērtie agregāti veido negatīvas korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām, kas ir pretrunā ar klasisko teoriju;
- QD1, QD3, QD5 agregātiem un QF1, QF3, QF5 agregātiem ir pretējas savstarpējās korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām, Svērtiem agregātiem negatīvas, bet Fišera agregātiem pozitīvas, tomēr gan Fišera agregātiem, gan Svērtiem agregātiem savstarpējās korelācijas ir ekonomiski nenozīmīgas;
- QD, QD2, QD4 agregātiem un QF, QF2, QF4 agregātiem savstarpējās korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām ir negatīvas, Svērtiem agregātiem šīs korelācijas ir nedaudz ciešākās nekā Fišera agregātiem;
- pastāvošas attiecības starp Svērtiem agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā ir statistiski un ekonomiski nenozīmīgas, līdzīgi rezultāti tika iegūti arī Latvijā.

89.pielikumā autore piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp CE agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā.

Analizējot 89.pielikuma koeficientus, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido negatīvas korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām, kas ir pretrunā ar klasisko teoriju;
- M2 rādītāji veido negatīvas korelācijas ar ražotāju cenu pārmaiņām, kas arī ir pretrunā ar klasisko teoriju;
- CE, CE1 un CE2 agregātiem korelācijas koeficienti ar ražotāju cenu pārmaiņām ir no -0.340 līdz -0.378;
- korelācijas koeficients starp M2 rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām ir - 0.385;

Apvienojot visu iegūtu informāciju par Pirsona korelācijas koeficientiem starp naudas piedāvājuma agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā veidojas, galvenokārt, negatīvas attiecības;
- visas korelācijas, kas veidojas starp naudas masas agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām ir mazsvarīgākas, salīdzinot ar Latvijā iegūtiem rezultātiem;
- korelācijas, kuras veidojas starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām ir ekonomiski nenozīmīgas.

Izpētot pastāvošas attiecības starp naudas masas rādītājiem un cenu pārmaiņām Lietuvā, autore uzskata, ka

- naudas masas rādītājus, gan tradicionālo plašo naudu M2, gan jaunus alternatīvus agregātus, nevar pielietot, lai prognozētu ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā;
- lai prognozētu patēriņa cenu pārmaiņas, vislabākais agregāts ir skaidras naudas ekvivalents (CE), ar kuru palīdzību var paredzēt inflāciju ar 80% precizitāti;
- 80% precizitāte nav tik liela, lai varētu to izmantot par pamatlīdzekļi inflācijas prognozēšanai, tādēļ autore piedāvā CE agregātu izmantot kā palīginstrumentu cenu stabilitātes nodrošināšanai.

Tālāk savā darbā autore pārbaudīja, kādas attiecības veidojas starp naudas masas rādītājiem un cenu līmeņiem Igaunijā.

Arī Igaunijas gadījumā dati atbilst intervāla skalai un datu sadalījums ir normālais, kas ļāva autorei izmantot Pirsona korelācijas koeficientus savstarpēju attiecību noteikšanai. Pētījumos tika izmantoti divi inflācijas indeksi: patēriņa cenu pārmaiņas, % pret iepriekšējo periodu un ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā, % pret iepriekšējo periodu. Pētījuma periods palieka iepriekšējs: no 1994.g. līdz 2001.gadam.

90. pielikumā tiek piedāvāti Pirsona korelācijas koeficienti starp Fišera agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām Igaunijā no 1994.-2001.g

Igaunijas gadījumā Fišera agregāti veido tikai negatīvas attiecības ar patēriņa cenu pārmaiņām, atšķirībā no Latvijas un Lietuvas, kur veidojas gan pozitīvas gan negatīvas. Korelācijas koeficienti starp QF1, QF3, QF5 un patēriņa cenu pārmaiņām ir, sākot no -0.694 līdz -0.722; starp QF, QF2, QF4 un patēriņa cenu pārmaiņām sākot no -0.607 līdz -0.647. Kaut arī Igaunijā iegūtas korelācijas starp QF1, QF3, QF5 un patēriņa cenu pārmaiņām veido otrās ciešākas attiecības pēc Lietuvas, bet starp QF, QF2, QF4 un patēriņa cenu pārmaiņām ieņem pirmo vietu no visām Baltijas valstīm, tomēr šīs attiecības nav ekonomiski nozīmīgas.

Tālāk darbā autore pārbaudīja, kādas korelācijas pastāv starp Svērtiem agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām. (sk.91.pielikumu)

Visi Svērtie agregāti veido negatīvas attiecības ar patēriņa cenu pārmaiņām, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas masai, inflācijas līmenis samazinās.

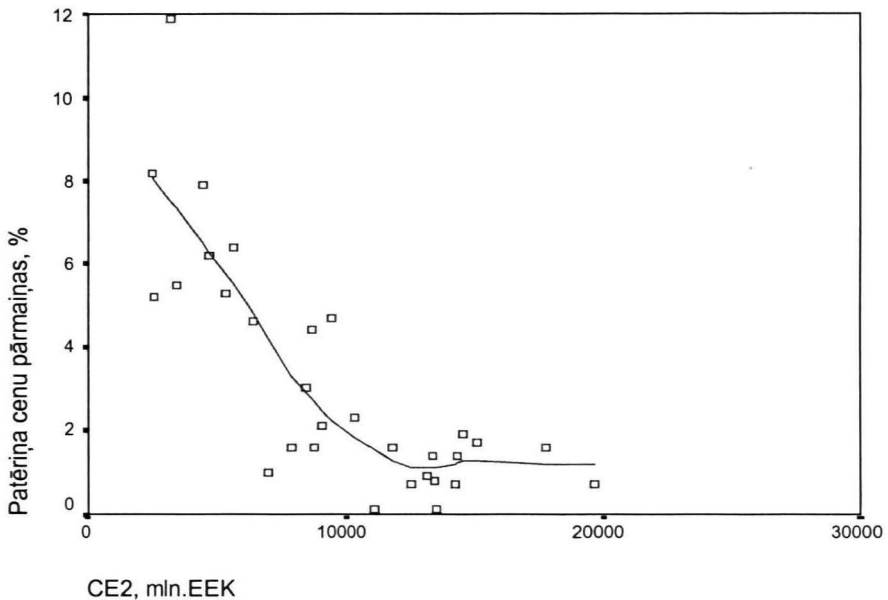
Analizējot koeficientus no 91.pielikuma, autore nonāk pie sekojošiem secinājumiem:

- starp Svērtiem agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām ir negatīvas attiecības, korelācijas koeficienti svārstās no -0.476 līdz -0.699;
- viszemākais korelācijas koeficients ir starp QD4 un patēriņa cenu pārmaiņām (-0.476), bet šis grupas rādītājs, tikai pielietojot Fišera agregātu, deva visciešāko korelāciju ar inflāciju (-0.722). Līdzīgs rezultāts bija novērojams arī 2.nodalā, kad starp QD4 un M2 tika iegūts zemākais koeficients nekā starp QF4 un M2, kā arī pētīt savstarpējas attiecības starp IKP, procentu likmēm un QF4 ar QD4 rādītājiem tika iegūti līdzīgi rezultāti. Nemot vērā, ka aprēķinot šos rādītājus tiek ņemti identiski izejamas dati, tad vienīgais skaidrojums iegūtiem dažādiem rezultātiem varētu būt saistīts tieši ar pielietotām formulām. Varētu uzskatīt, ka Fišera agregāts veido ciešākas korelācijas ar ekonomikas

rādītājiem nekā Svērtais. Tomēr, pārējiem Fišera un Svērtiem agregātiem nav novērota tāda tendence, tas nozīmē, ka nav nekādu pamatojumu uzskatīt, ka Fišera agregāts ir labāks par pārējiem agregātiem. Autore uzskata, ka QF4 agregātu ir jāpieņem par izņēmumu, kas pierāda kopējos likumus.

92.pielikumā tiek piedāvāti Pirsona korelācijas koeficienti starp CE agregātiem, M2 un patēriņa cenu pārmaiņām Igaunijā no 1994.-2001.g.

Arī saskaņā ar 92. pielikuma analīzi autore konstatē, ka Igaunijā starp naudas masu un cenu līmeni pastāv negatīvas attiecības. Visciešākās korelācijas veidojas starp CE2 agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām. (sk.3.15.grafiks)



3.15.grafiks

Skaidras naudas ekvivalenta agregāta CE2 (mln.EEK) ietekme uz patēriņa cenu pārmaiņām Igaunijā no 1994.-2001.g.

Arī Igaunijas gadījumā visciešākās korelācijas ar inflāciju veidojas starp skaidras naudas ekvivalenta agregātiem, tomēr šoreiz labākais agregāts, kurš prognozē inflāciju ar 78% precizitāti ir CE2 agregāts.

Izpētot pastāvošas attiecības starp naudas masas rādītājiem un patēriņa cenu pārmaiņām Baltijas valstīs, autore uzskata, ka:

- Lietuvas gadījumā veidojas visciešākās korelācijas starp naudas masas rādītājiem un patēriņa cenu pārmaiņām, salīdzinot ar pārējām Baltijas valstīm: tā Igaunijā tika novērota līdzīga Lietuvai situācija, bet korelācijas koeficienti nebija tik augsti; Latvijā, savukārt, korelācijas koeficienti bija daudz zemāki nekā Lietuvā un Igaunijā;
- vispiemērotākais no naudas masas rādītājiem ir skaidras naudas ekvivalentu agregāts, kas veido visciešākās korelācijas ar cenu pārmaiņām;
- Lietuvas gadījumā patēriņa cenu pārmaiņu prognozēšanai autore piedāvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta (CE) agregātu, kā palīginstrumentu cenu stabilitātes nodrošināšanai. Ar skaidras naudas ekvivalenta (CE) agregāta palīdzību var paredzēt patēriņa cenu pārmaiņas ar 80% precizitāti;
- Igaunijas gadījumā, patēriņa cenu pārmaiņu prognozēšanai, autore piedāvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta (CE2) agregātu kā palīginstrumentu cenu

stabilitātes sasniegšanai. Ar skaidras naudas ekvivalenta (CE2) agregāta palīdzību var paredzēt patēriņa cenu pārmaiņas ar 78% precizitāti;

- Latvijas gadījumā naudas masas rādītāji nevar tikt izmantoti, lai prognozētu patēriņa cenu pārmaiņas.

Tālāk darbā autore pārbaudīja, kādas attiecības pastāv starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām Igaunijā. Ņemot vērā, ka Latvijā un Lietuvā starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām nepastāvēja ekonomiski nozīmīgas attiecības, autore 93.pielikumā piedāvā Pirsona korelācijas koeficientus starp dažādiem agregātu grupu pārstāvjiem: starp Fišera agregātiem, Svērtiem agregātiem, skaidras naudas ekvivalenta agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā.

Analizējot 93.pielikumā iegūtas korelācijas, autore nonāk pie līdzīgiem secinājumiem kā Latvijā un Lietuvā, ka starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā pastāv negatīvas un ekonomiski nenozīmīgas attiecības.

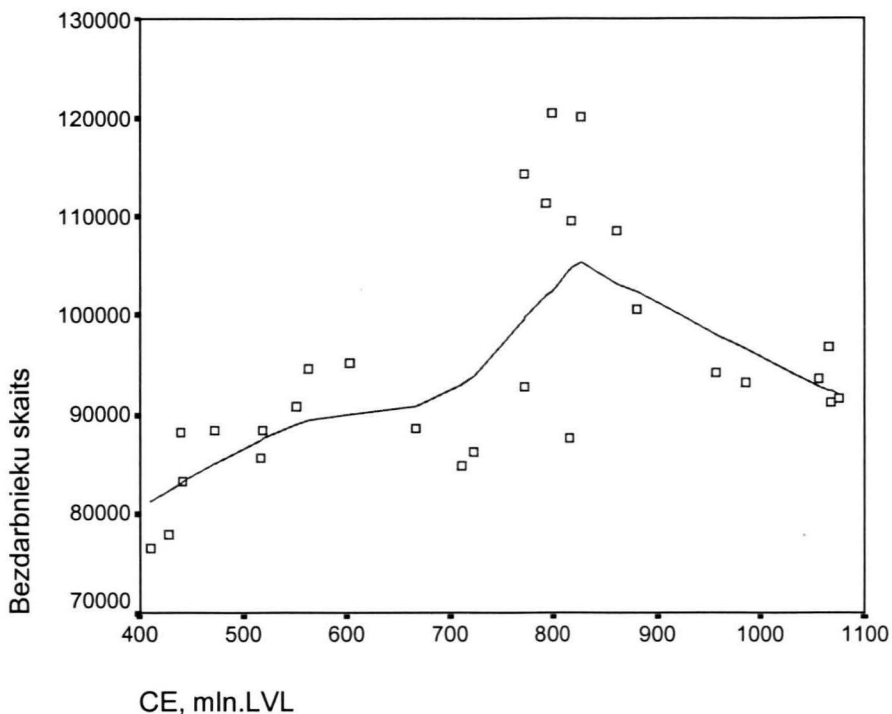
Izpētot pastāvošas attiecības starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā Baltijas valstīs, autore nonāca pie secinājuma, ka, ņemot vērā, ka izveidojušas attiecības starp naudas masas rādītājiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā ir ekonomiski nenozīmīgas, naudas masas rādītājus tiešā veidā nevar izmantot ražotāju cenu pārmaiņu rūpniecībā analīzei un prognozēšanai Baltijas valstīs.

Tālāk autore pārbaudīja kādas korelācijas pastāv starp pārējiem reālās ekonomikas rādītājiem Baltijas valstīs. Ņemot vērā, ka alternatīvie agregāti ietekmē ekonomikas rādītājus agregāta ietvaros līdzīgi, tas nozīmē, ka, ja starp ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā un Svērto agregātu –QD– nepastāv statistiski nozīmīgas korelācijas, tad tās arī nepastāvēs starp inflāciju un kādu citu Svērto agregātu, autore savos pētījumos neizmantoja visas agregātu modifikācijas, bet izmantoja tikai dažus pārstāvjus no katrā agregāta. Ja tika atklāts, ka starp kādu agregātu un ekonomikas rādītāju ir ekonomiski nozīmīgas attiecības, tad tiks izpētīti visi agregāti.

Autore sāka savu analīzi ar pētījumu, vai naudas daudzums apgrozībā ietekmē bezdarba līmeni. Visās trīs valstīs tika pārbaudītas korelācijas starp naudas masas rādītājiem un bezdarbnieku skaitu (perioda beigās).

Autore analīzi sāka ar Latviju. Ņemot vērā, ka dati atbilst intervāla skalai un normālajam sadalījumam, pētījumos tika izmantots Pirsona korelāciju koeficients. 94. pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus starp reģistrēto bezdarbnieku skaitu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Latvijā no 1995.-2001.g.

Analizējot iegūtos koeficientus, autore secina, ka naudas daudzums apgrozībā neietekmē bezdarba līmeni Latvijā. Visciešākās attiecības veidojas starp CE agregātiem un bezdarbnieku skaitu (Pirsona koeficients 0.434), tomēr arī tādas attiecības nevar uzskatīt par nozīmīgām. 3.16.grafikā autore attēlo korelācijas starp CE agregātu un bezdarbnieku skaitu.



3.16. grafiks

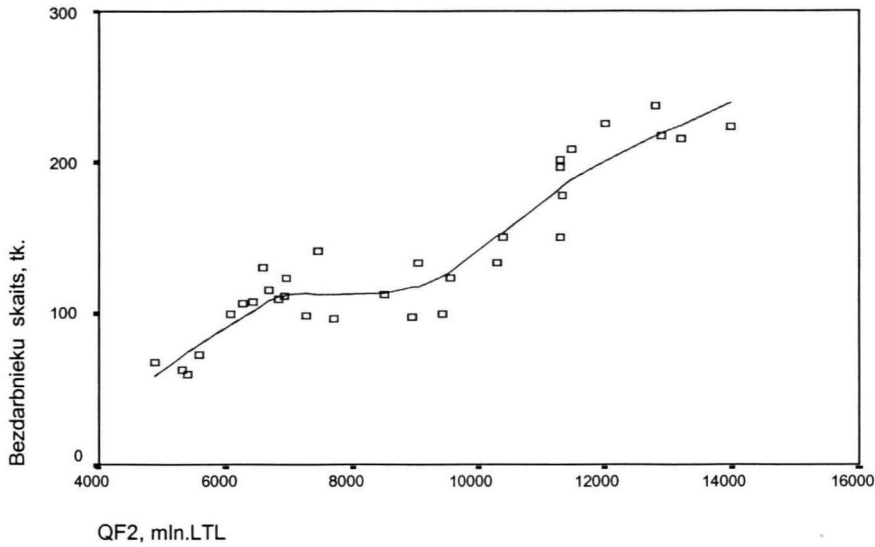
Skaidras naudas ekvivalenta agregāta CE (mln.LVL) ietekme uz bezdarbnieku skaitu Latvijā no 1995.-2001.g.

Arī saskaņā ar grafisko analīzi autore nonāk pie secinājuma, ka starp naudas masas rādītājiem un bezdarba līmeni Latvijā nepastāv ekonomiski nozīmīgas attiecības.

Nākošā valsts, kuru analizēja autore, ir Lietuva. Lietuvas datu testēšana ļauj korelāciju noteikšanai pielietot Pīrsona koeficientu. 95. pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus starp bezdarbnieku skaitu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Lietuvā no 1994.-2001.g.

Lietuvā iegūtie rezultāti liecina, ka starp naudas daudzumu apgrozībā un bezdarba līmeni pastāv statistiski nozīmīgas attiecības. Veicot detalizētāku analīzi, autore konstatēja, ka starp Svērtiem agregātiem un bezdarbnieku skaitu korelācijas koeficienti svārstās no 0.879 līdz 0.888, bet skaidras naudas ekvivalentu agregātiem no 0.853 līdz 0.874. Izveidojošās korelācijas ar bezdarbnieku skaitu un M2 (korelācijas koeficients 0.845) ir visvājākās no pārējām. Visciešākās korelācijas ar bezdarbnieku skaitu veidojas starp Fišera agregātiem. Analīzes rezultātā autore secina, ka visciešākās korelācijas ar bezdarba līmeni veidojas starp Fišera agregātiem, kuri tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku. Īpaši ir jāatzīmē QF2 agregātu, kuram korelācijas koeficients ir 0.910, nedaudz vājākas attiecības veidojas ar QF un QF4 agregātiem (korelācijas koeficienti ir 0.906 un 0.897 attiecīgi).

3.17. grafikā autore attēlo kā QF2 ietekmē bezdarbnieku skaitu.



3.17.grafīks

Fišera agregāta QF2 (mln.LTL) ietekme uz bezdarbnieku skaitu Lietuvā no 1994. līdz 2001.g.

Pamatojoties uz korelācijas koeficientu un grafisko analīzi, autore piedāvā Lietuvā bezdarba līmeņa prognozēšanai izmantot Fišera agregātu: QF2, ar kuru palīdzību var prognozēt bezdarbnieka skaitu izmaiņas ar 91% precizitāti.

Tālāk autore pārbaudīja, vai Igaunijā atkārtojas Latvijas vai Lietuvas situācija. Igaunijas datu testēšana ļauj korelāciju noteikšanai pielietot Pirsona koeficientu. 96. pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus starp bezdarbnieku skaitu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Igaunijā no 1994.-2001.g.

Igaunijā, kaut arī nav tik ciešas sakarības ar bezdarba līmeni kā Lietuvā, bet tās ir daudz ciešākas nekā Latvijā.

Analizējot dažādu agregātu korelācijas koeficientus ar bezdarbnieku skaitu, autore atzīmē, ka

- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.485 līdz 0.784;
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.461 līdz 0.739;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.797 līdz 0.831;
- plašās naudas M2 korelācijas koeficients ir 0.801;
- visciešākās korelācijas veidojas ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE1) (korelācijas koeficients 0.831);

Autore piedāvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE1) bezdarba līmeņa prognozēšanai tikai kā informatīvo rādītāju, tādēļ, ka šo rādītāju precizitāte ir 83%.

Apkopojot rezultātus, iegūtos visās trīs valstīs, autore piedāvā bezdarba līmeņa prognozēšanai Lietuvā: izmantot Fišera agregātu (QF2), Igaunijā: skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE1) un Latvijā: neizmantojot nevienu no naudas masas rādītājiem.

Autore turpināja savu analīzi ar nodarbinātības līmeņa testēšanu. Pētot korelācijas starp nodarbinātības līmeni un naudas daudzumu apgrozībā, autore izmantoja

nodarbināto skaitu visās trīs valstīs. Korelāciju noteikšanai tika izmantots Pirsona koeficients, tādēļ ka visi dati atbilst intervāla skalai un datiem ir normālais sadalījums.

97. pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus, starp nodarbināto skaitu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Latvijā no 1995.-2001.g.

Analizējot 97.pielikumā iegūtos koeficientus, autore nonāk pie secinājuma, ka starp naudas masas rādītājiem un nodarbināto iedzīvotāju vidējo skaitu nepastāv statistiski nozīmīgas attiecības. Tas nozīmē, ka Latvijas gadījumā naudas masas rādītājus nedrīkst izmantot nodarbināto līmeņa prognozēšanai. Tas pats rezultāts tika iegūts arī ar bezdarba līmeņa prognozēšanu Latvijā.

Autore analizēja, kāda situācija ar nodarbinātības līmeni veidojas Lietuvā. 98. pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus starp nodarbināto skaitu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Lietuvā no 1994.-2001.g.

Analizējot dažādu agregātu korelācijas koeficientus ar nodarbinātības līmeni, autore secina, ka

- starp nodarbinātības līmeni un naudas masas rādītājiem ir negatīvas attiecības, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, nodarbināto skaits samazinās, kas, savukārt, nozīmē, ka bezdarbnieku skaits pieaug. Starp naudas daudzuma agregātiem un bezdarbnieku skaitu pastāvēja pozitīvas attiecības, tas tika pierādīts iepriekšējos pētījumos;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.482 līdz -0.787. Būtiskās atšķirības korelācijās ir atkarībā no pielietotas metodes Fišera agregātu aprēķināšana. Tā Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, veido ciešas negatīvas korelācijas ar nodarbināto skaitu (Pirsona koeficienti ir no -0.776 līdz -0.784). Savukārt, Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, kaut arī veido negatīvas korelācijas ar nodarbināto skaitu, bet korelācijas nav tik ciešas (Pirsona korelācijas koeficienti no -0.408 līdz -0.482);
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels: no -0.774 līdz -0.781;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.731 līdz -0.755;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir -0.795, kas ir labākais rezultāts no visiem pārējiem koeficientiem.

Analizējot 98.pielikumā iegūtos koeficientus un salīdzinot ar iegūtiem koeficientiem ar bezdarbnieku skaitu Lietuvā, autore konstatē, ka korelācijas, kuras veidojas starp naudas masas rādītājiem un nodarbināto līmeni, nav tik ciešas kā korelācijas ar bezdarbnieku skaitu.

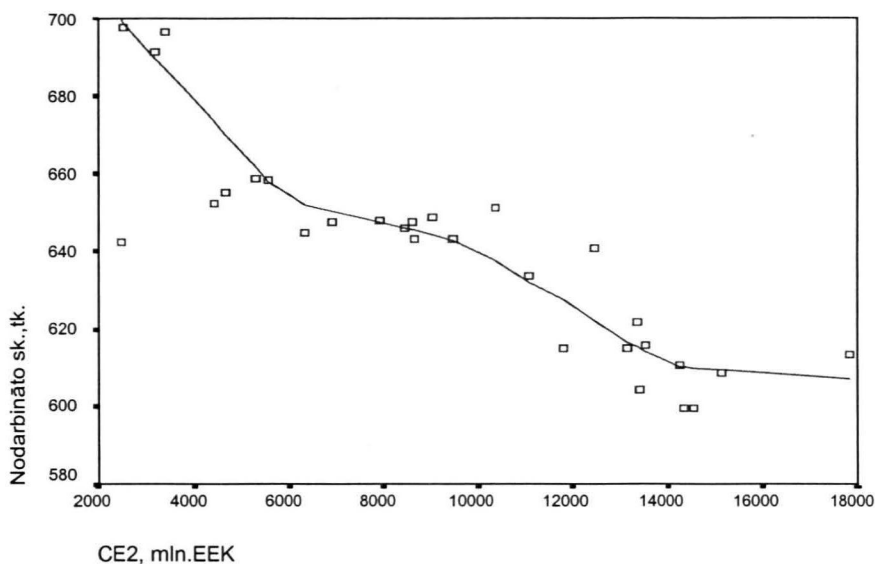
Autore pētījumu rezultātā piedāvā izmantot tradicionālo plašo naudu M2 kā informatīvo rādītāju nodarbinātības līmeņa prognozēšanai. Nodarbinātības līmeņa prognozēšanā M2 ļauj noteikt nodarbināto skaitu izmaiņas ar 80% precizitāti. Nodarbinātības līmeņa prognozēšana autore piedāvā izmantot plašo naudu M2, atšķirībā no bezdarba līmeņa prognozēšanas, kur tika ieteikts Fišera agregāts (QF2)

Nākošā valsts, kuru analizēja autore ir Igaunijā. 99. pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus starp nodarbināto skaitu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Igaunijā no 1994.-2001.g.

Analizējot dažādu agregātu korelācijas koeficientus ar nodarbinātības līmeni, autore secinā, ka Igaunijā:

- starp nodarbinātības līmeni un naudas masas rādītājiem ir negatīvas attiecības;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.709 līdz -0.869;
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.550 līdz -0.790;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.836 līdz -0.872;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir -0.837;

Visciešākās korelācijas veidojas starp nodarbinātības līmeni un skaidras naudas ekvivalenta agregātiem (CE2). Ar CE2 palīdzību var prognozēt nodarbināto skaitu izmaiņas ar 87% precizitāti. Autore attēlo to grafiski. (sk.3.18.grafiku)



3.18.grafiks

Skaidras naudas ekvivalenta agregātu CE2 (mln. EEK) ietekme uz nodarbināto skaitu Igaunijā no 1994.-2001.g.

Arī Igaunijā atšķiras naudas masas rādītāji, kuri veido ciešākās attiecības ar nodarbināto skaitu un bezdarbnieku skaitu. Tā ar nodarbināto skaitu visciešākās attiecības veidojas starp CE2 agregātiem, bet ar bezdarbnieku skaitu starp CE1 agregātiem.

Autore pētījumu rezultātā piedāvā Igaunijā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE2) kā informatīvo rādītāju nodarbinātības līmeņa prognozēšanai. Nodarbinātības līmeņa prognozēšanā CE2 ļauj noteikt nodarbināto skaitu izmaiņas ar 87% precizitāti.

autore, apkopojot visus iegūtos secinājumus Baltijas valstīs, piedāvā nodarbinātības līmeņa analīzei un prognozēšanai izmantot:

- Lietuvā: tradicionālo plašo naudu M2 kā informatīvo rādītāju nodarbinātības līmeņa prognozēšanai. Nodarbinātības līmeņa prognozēšanā M2 ļauj noteikt nodarbināto skaitu izmaiņas ar 80% precizitāti.
- Igaunijā: skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE2) kā informatīvo rādītāju nodarbinātības līmeņa prognozēšanai. Nodarbinātības līmeņa prognozēšanā CE2 ļauj noteikt nodarbināto skaitu izmaiņas ar 87% precizitāti.
- Latvijas gadījumā neizmantot naudas daudzuma agregātus nodarbinātības līmeņa prognozēšanai.

Turpinot savu pētījumu, autore analizēja likumsakarības, pastāvošas starp naudas daudzumu apgrozībā un darba samaksu. Visās trīs Baltijas valstīs darba samaksa noteikšanai tika izmantots sekojošs statistikas rādītājs- strādājošo mēneša vidējā bruto darba samaksa. Baltijas valstu datu testēšana ļauj korelāciju noteikšanai pielietot Pirsona koeficientu. 100.pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus starp strādājošo mēneša vidējā bruto darba samaksu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Latvijā no 1995.-2001.g.

Starp naudas daudzumu apgrozībā un darba samaksu pastāv pārsvarā tiešas pozitīvas korelācijas, kas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, pieaugs arī vidējās darba algas, ar dažiem izņēmumiem.

Analizējot dažādu agregātu korelācijas koeficientus ar darba samaksu, autore atzīmē, ka:

- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.574 līdz 0.930. Ļoti būtiskās atšķirības korelācijās ir atkarībā no pielietotas metodes Fišera agregātu aprēķināšana. Tā Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, veido ciešas pozitīvas korelācijas ar darba samaksu (Pirsona koeficienti ir no 0.803 līdz 0.930). Savukārt, Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, veido negatīvas korelācijas ar darba samaksu, kas ir pretrunā ar ekonomisko teoriju (Pirsona korelācijas koeficienti no -0.574 līdz -0.730);
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels: no 0.935 līdz 0.940;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.952 līdz 0.962;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.926.

Autore pētījumu rezultātā piedāvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu CE darba samaksas prognozēšanai Latvijā.

Tālāk autore analizēja kāda situācija ar darba samaksām veidojas Lietuvā.

101. pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus starp strādājošo mēneša vidējo bruto darba samaksu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Lietuvā no 1994.-2001.g.

Starp naudas daudzumu apgrozībā un darba samaksu pastāv tiešas pozitīvas korelācijas, kas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā pieaugs, arī vidējās darba algas.

Analizējot dažādu agregātu korelācijas koeficientus ar darba samaksu, autore secina, ka:

- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir ļoti liels, līdzīgi rezultātiem iegūtiem Latvijā: no 0.091 līdz 0.909. Ļoti būtiskās atšķirības korelācijās ir atkarībā no pielietotas metodes Fišera agregātu aprēķināšana. Tā Fišera agregāti, kas tiek rēķināti pieņemot, ka, skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, veido ciešas pozitīvas korelācijas ar darba samaksu (Pirsona koeficienti ir no 0.894 līdz 0.909). Savukārt, Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, arī veido pozitīvas korelācijas ar darba samaksu, bet šīs korelācijas vairs nav tik ciešas (Pirsona korelācijas koeficienti no 0.091 līdz 0.274);
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels: no 0.896 līdz 0.900;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.895 līdz 0.920;

- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.899.

Arī Lietuvas gadījumā darba samaksas prognozēšanai autore piedāvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātus (CE). Ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE) palīdzību var prognozēt darba samaksas izmaiņas ar 92% precizitāti, atšķirībā no tradicionālās plašās naudas, ar kuru palīdzību var iegūt 90% precizitāti.

Nākošā valsts, kuru analizēja autore ir Igaunijā. 102. pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus starp strādājošo mēneša vidējo bruto darba samaksu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Igaunijā no 1994.-2001.g.

Igaunijā arī starp naudas daudzumu apgrozībā un darba samaksu pastāv tiešas pozitīvas korelācijas. Analizējot dažādu agregātu korelācijas koeficientus ar darba samaksu, autore atzīmē, ka Igaunijā:

- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.782 līdz 0.940. Kaut Igaunijā nepastāv tik būtiskās atšķirības korelācijās kā Latvijā un Lietuvā, tomēr, atkarībā no pielietotām metodēm, Fišera agregātu aprēķināšana var izdalīt divas grupas. Tā Fišera agregāti, kas tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, veido ciešas pozitīvas korelācijas ar darba samaksu (Pirsona koeficienti ir no 0.932 līdz 0.940). Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, veido arī pozitīvas korelācijas ar darba samaksu, bet šīs attiecības nav tik ciešas. (Pirsona korelācijas koeficienti no 0.782 līdz 0.786);
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.807 līdz 0.902;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.918 līdz 0.937;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.907.

Autore, pētījumu rezultātā, piedāvā izmantot Fišera agregātu QF4, kas tiek rēķināts, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku un ienesīguma likme noguldījumiem uz pieprasījumu tiek rēķināta, ņemot vērā kredīta likmes, darba samaksas prognozēšanai Igaunijā.

Apkopojot visus secinājumus, autore piedāvā darba samaksas analīzei un prognozēšanai:

- Latvijā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE). Ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu CE palīdzību var paredzēt darba samaksas izmaiņas ar 96% precizitāti;

- Lietuvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE). Ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu CE palīdzību var paredzēt darba samaksas izmaiņas ar 92% precizitāti;

- Igaunijā izmantot Fišera agregātu (QF4). Ar Fišera agregātu (QF4) palīdzību var paredzēt darba samaksas izmaiņas ar 94% precizitāti.

Autore beidza savu analīzi ar ražošanas indeksu izpēti. Pētot korelācijas starp ražošanas indeksu un naudas daudzumu apgrozībā, autore izmantoja rūpniecības produkciju realizāciju (salīdzināmās cenās).

Korelāciju noteikšanai tika izmantots Pirsona koeficients, tādēļ ka visi dati atbilst intervāla skalai un datiem ir normālais sadalījums.

103.pielikumā autore aprēķina korelācijas koeficientus starp ražošanas indeksu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Latvijā no 1995.-2001.g.

Analizējot 103. pielikumā iegūtos koeficientus, autore nonāk pie secinājumiem, ka Latvijā:

- starp naudas daudzumu apgrozībā un realizēto produkciju, pārsvarā, veidojas pozitīvas statistiski nozīmīgas attiecības;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.926 līdz 0.651. Ļoti būtiskās atšķirības korelācijās ir atkarībā no pielietotas metodes Fišera agregātu aprēķināšanā. Tā Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, veido pozitīvas korelācijas ar realizēto produkciju (Pirsona koeficienti ir no 0.401 līdz 0.651). Savukārt, Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, veido negatīvas korelācijas ar realizēto produkciju, un šīs korelācijas ir daudz ciešākas nekā iepriekšējiem agregātiem (Pirsona korelācijas koeficienti ir no -0.867 līdz -0.926). Negatīvas korelācijas starp realizēto produkciju un Fišera agregātiem neatbilst ekonomiskai teorijai, saskaņā ar kuru, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, kas sekmēs iedzīvotāju pirktspējai pieaugumu, jāpieaug arī realizēto produkciju apjomam. Tādēļ autore piedāvā šos rezultātus neņemt vērā;
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels: no 0.660 līdz 0.670;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.767 līdz 0.784;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.679.

Autore pētījumu rezultātā piedāvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE2) realizētās produkcijas prognozēšanai Latvijā, bet tikai kā informatīvo rādītāju. Produkcijas realizācijas prognozēšanā CE2 ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 78,4 % precizitāti.

Tālāk autore analizēja, kādas korelācijas pastāv starp realizēto produkciju un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Lietuvā no 1994.-2001.g. 104.pielikumā autore aprēķina korelācijas koeficientus starp ražošanas indeksu un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Lietuvā no 1994.-2001.g.

Lietuvas gadījumā autore konstatē, ka starp naudas masas agregātiem un produkcijas realizāciju pastāv pozitīvas attiecības, kas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam, pārdoto rūpniecības produkciju apjoms palielinās, kas atbilst ekonomikas teorijai.

Analizējot pielikumā iegūtos koeficientus, autore nonāk pie secinājumiem, ka

- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.251 līdz 0.974. Būtiskās atšķirības korelācijās ir atkarībā no pielietotas metodes Fišera agregātu aprēķināšanā. Tā Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, veido ciešas korelācijas ar realizēto produkciju (Pirsona koeficienti ir no 0.967 līdz 0.974). Savukārt, Fišera agregāti, kas tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, kaut arī veido pozitīvas korelācijas ar realizēto produkciju, bet šīs korelācijas vairs nav tik ciešas (Pirsona korelācijas koeficienti no 0.251 līdz 0.418);
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels, no 0.967 līdz 0.971;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.963 līdz 0.972;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.974.

Autore pētījumu rezultātā piedāvā izmantot tradicionālo plašo naudu M2 realizētās produkcijas prognozēšanai Lietuvā. Produkcijas realizācijas prognozēšanā M2 ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 97,4 % precizitāti.

105. pielikumā autore piedāvā korelācijas koeficientus starp realizēto produkciju un alternatīviem naudas masas agregātiem, kā arī tradicionālo plašo naudu M2 Igaunijā no 1994.-2001.g.

Analizējot koeficientus iegūtos Igaunijā, autore nonāk pie secinājumiem, ka:

- starp visiem naudas masas rādītājiem un realizēto produkciju pastāv pozitīvas attiecības;
- korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem un realizēto produkciju svārstās no 0.639 līdz 0.912;
- visciešākās korelācijas pastāv starp skaidras naudas ekvivalenta agregātiem un ražotāju indeksu.

Autore, pētījumu rezultātā, piedāvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātus (CE) realizētās produkcijas prognozēšanai Igaunijā. Produkcijas realizācijas prognozēšanā CE ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 91% precizitāti.

Apkopojot visus iegūtos rezultātus, autore piedāvā, realizētās rūpniecības produkcijas ietekmēšanai un prognozēšanai:

- Latvijā: pielietot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE2), bet tikai kā informatīvo rādītāju. Produkcijas realizācijas prognozēšanā CE2 ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 77,6 % precizitāti;
- Lietuvā: pielietot tradicionālo plašo naudu M2. Produkcijas realizācijas prognozēšanā M2 ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 97,4 % precizitāti;
- Igaunijā: pielietot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE). Produkcijas realizācijas prognozēšanā CE ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 91% precizitāti.

Šajā apakšnodalā autore apkopoja visus iepriekšējās apakšnodalās iegūtos rezultātus, lai izstrādātu priekšlikumus naudas piedāvājuma agregātu lietošanai reālās ekonomikas rādītāju analīzei un prognozēšanai. Kā arī autore izpētīja, kā naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē reālās ekonomikas rādītājus uz Baltijas valstu piemēra.

Autore izanalizēja naudas piedāvājuma agregātu un reālās ekonomikas rādītāju izmaiņu dinamiku. Savu analīzi autore balstīja uz rezultātiem iegūtiem iepriekšējās apakšnodalās. Autore notestēja naudas piedāvājuma agregātus, kuri tika piedāvāti reālās ekonomikas rādītāju prognozēšanai.

Uz Latvijas datu bāzes autore analizēja, kā naudas piedāvājuma agregāti ietekmē IKP, cenu pārmaiņas, bezdarba līmeni, nodarbinātības līmeni, darba samaksu un realizētās produkcijas apjomus, sākot no 1995.g-2001.g. Pētījumu veikšanai autore izmantoja gadu vidējos rādītājus. 3.1.tabulā autore piedāvā naudas piedāvājuma (M2, CE un CE2) un reālās ekonomikas rādītāju izmaiņas no 1995.-2001.g.

3.1.tabula
Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE, CE2 un reālās ekonomikas rādītāju
dinamika Latvijā no 1995.-2001.g.

	M2	CE	CE2	IKP	RC	PP	B	N	DS	PR
1995.	614,87	448,09	338,8	585,04	3,66	5,79	81460,5	1043,5	88,5	83,72
1996.	575,35	496,57	575,36	707,66	2,32	3,24	88875	1021	100,5	282,29
1997.	761,71	635,31	761,71	834,01	0,75	1,75	90560,38	1036,25	119,13	366,58
1998.	923,3	775,25	923,3	905,69	-0,125	0,8	95515,13	1042,38	133,38	404,14
1999.	968,69	809,09	853,6	971,04	-0,2625	0,69	114840	1037,63	141,5	373,93
2000.	1169,55	925,91	1169,55	1080,14	0,15	0,45	113281,6	1038	149,38	401,44
2001.	1429,73	1055,46	1429,73	1167,65	0,55	0,74	92891,75	1037,25	160,13	448,75

kur,

M2- plašā nauda, mln.LVL;

CE, CE2- skaidras naudas ekvivalenti, mln. LVL;

IKP- iekšzemes kopprodukts (salīdzināmās cenās), mln.LVL;

RC- ražotāju cenu pārmaiņas, % pret iepriekšējo periodu;

PP- patēriņa cenu pārmaiņas, % pret iepriekšējo periodu;

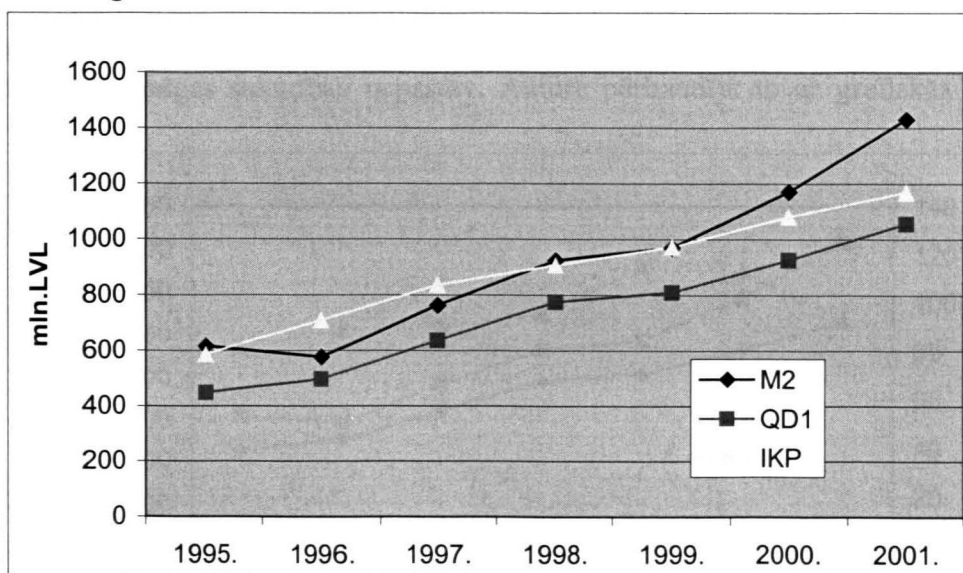
B- bezdarbnieku skaits;

N- nodarbināto skaits, tk.;

DS- strādājošo mēneša vidējā bruto darba samaksa, LVL;

PR- produkcijas realizācija (salīdzināmās cenās), mln. LVL.

3.19. grafikā autore attēlo naudas piedāvājuma un IKP izmaiņu dinamiku Latvijā no 1995.-2001.g.



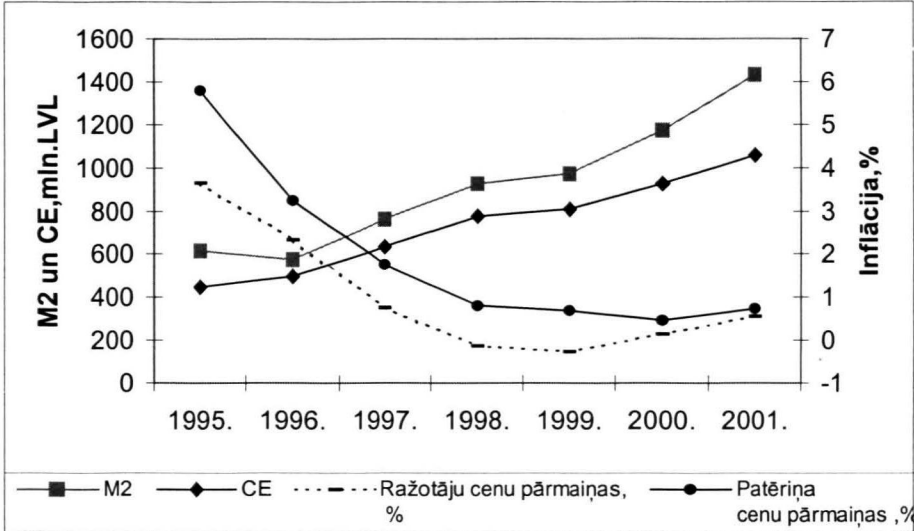
3.19. grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE ietekme uz IKP Latvijā no 1995.-2001.g.,
mln.LVL

Veicot ekonomisko un grafisko analīzi, autore konstatē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, palielinās arī IKP. Vidēji gadā M2 pieaug par 12,52%, CE par 13,12% un IKP par 10,79%. Spriežot pēc rādītāju pieauguma tempiem, IKP pieauguma temps ir tuvāk M2 agregātu pieaugumu tempam nekā CE agregātu tempam. Tomēr pēc grafiskās analīzes autore nonāca pie secinājuma, ka CE agregāti ir vairāk piemērojami IKP izmaiņu analīzei. Iegūtie rezultāti apstiprina autores priekšlikumus, IKP

prognozēšanai izmantot QD vai M2 rādītājus. 3.20.grafikā autore attēlo naudas piedāvājuma un inflācijas dinamiku Latvijā no 1995.-2001.g.

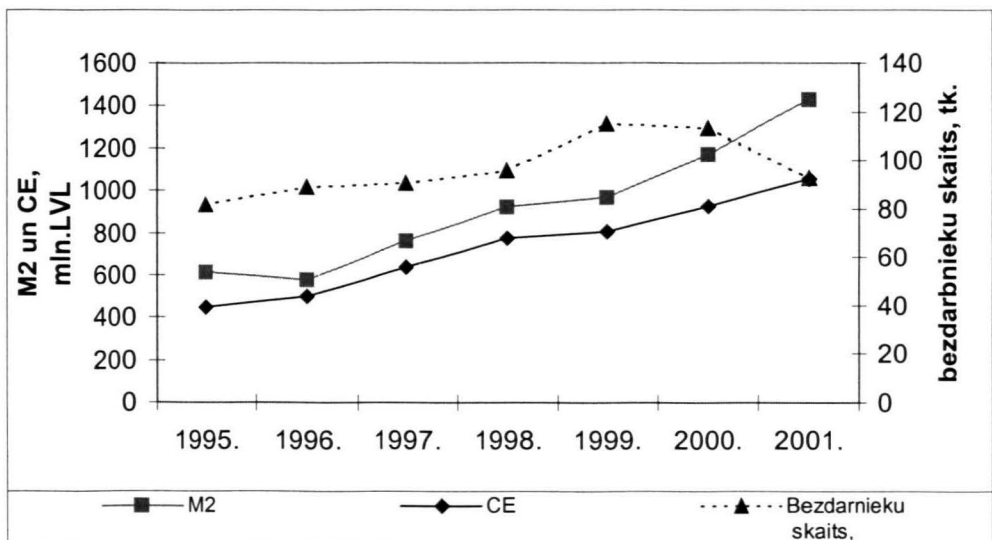
Ekonomiskā un grafiskā analīze apstiprināja iepriekšējās apakšnodaļās iegūtos rezultātus, ka starp naudas masas rādītājiem un inflācijas indeksiem ekonomiski nozīmīgas attiecības nepastāv.



3.20. grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2,CE (mln.LVL) un inflācijas indeksu dinamika Latvijā no 1995.-2001.g.

3.21. grafikā autore attēlo likumsakarības pastāvošās starp naudas masas rādītājiem un bezdarbnieku skaitu. Spriežot pēc iepriekšējās analīzes, starp šiem rādītājiem ekonomiski nozīmīgas sakarības nepastāv. Autore pārbaudīja to ar grafiskās analīzes palīdzību.

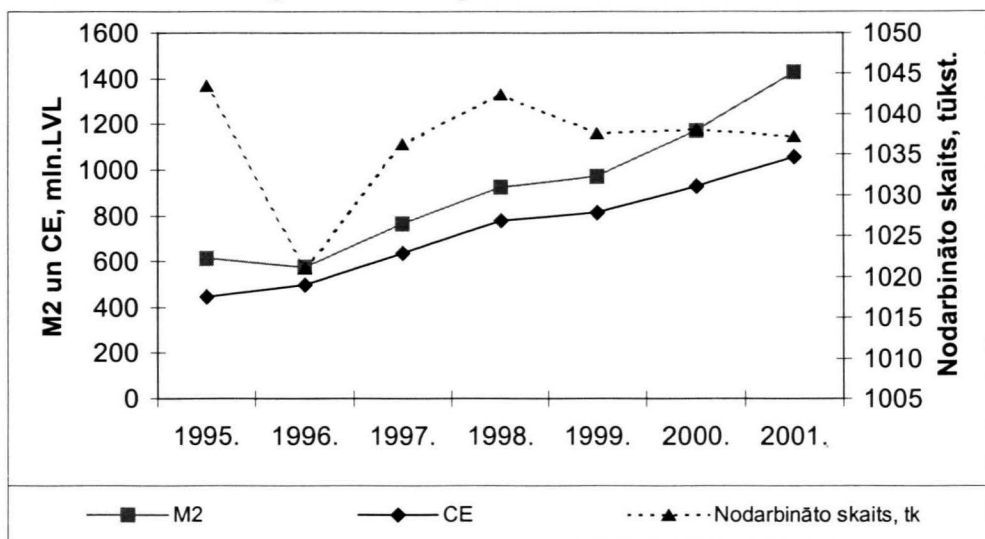


3.21.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2 un CE (mln. LVL) ietekme uz bezdarbnieku skaitu Latvijā no 1995.-2001.g.

Grafiskā analīze apstiprināja autores prognozes, ka starp naudas masas rādītājiem un bezdarba līmeni ekonomiski nozīmīgas sakarības nepastāv.

3.22. grafikā autore attēlo likumsakarības pastāvošās starp naudas masas rādītājiem un nodarbinātības līmeni. Spriežot pēc iepriekšējās analīzes, arī starp šiem rādītājiem ekonomiski nozīmīgi sakarības nepastāv.

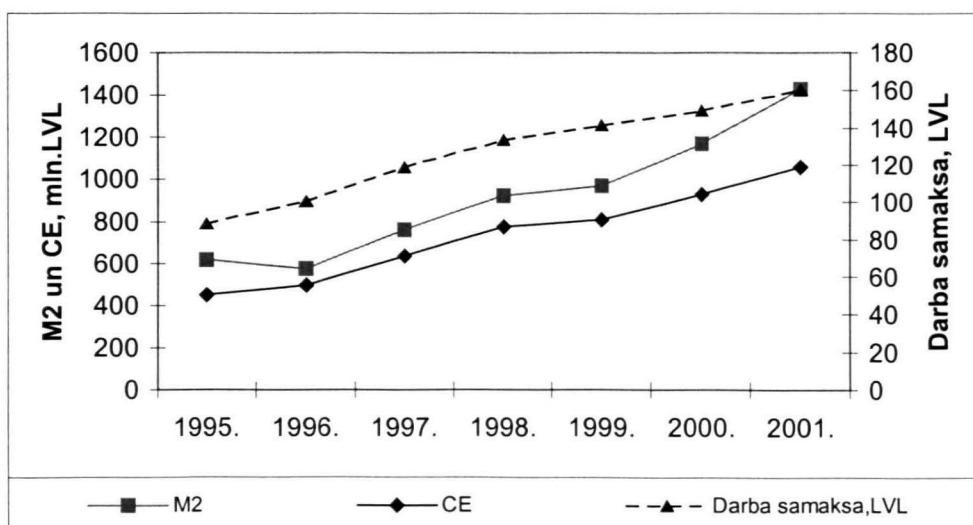


3.22.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2 un CE (mln. LVL) ietekme uz nodarbināto skaitu (tk.LVL) Latvijā no 1995.-2001.g.

Arī šajā gadījumā, autore pārliecinājās, ka starp naudas masas rādītājiem un nodarbinātības līmeni ekonomiski nozīmīgi sakarības nepastāv.

Darba samaksas prognozēšanai autore piedāvā CE agregātus. Ar šo agregātu palīdzību var prognozēt darba samaksas izmaiņas ar 96% precizitāti. 3.23.grafikā autore analizē, kā naudas piedāvājuma rādītāji ietekme darba samaksas izmaiņas no 1995.-2001.g.



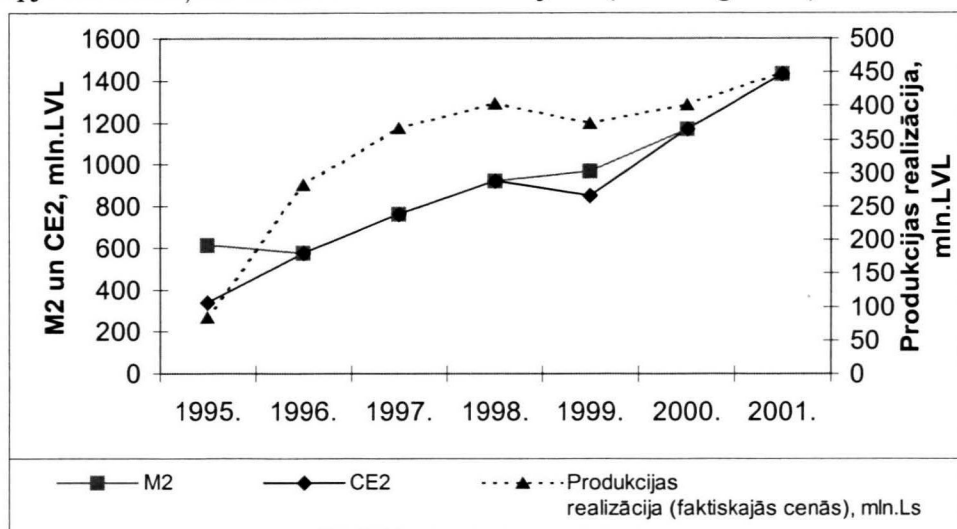
3.23.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2 un CE (mln.LVL) ietekme uz darba samaksu (LVL) Latvijā no 1995.-2001.g.

Veicot ekonomisko un grafisko analīzi, autore konstatē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, palielinās arī darba samaksa. Vidēji gadā M2 pieaug par 10.79%, CE par 13,12% un darba samaksa par 9,33%. Spriežot pēc rādītāju pieauguma tempiem

starp darba samaksu un M2 ir ciešākas sakarības nekā ar CE agregātiem. Tomēr, pēc grafiskās analīzes autore nonāk pie secinājuma, ka CE agregāti ir vairāk piemērojami darba samaksas izmaiņu analīzei nekā M2 rādītāji.

Ražošanas apjomu prognozēšanai autore piedāvā izmantot CE2 agregātus kā informatīvus rādītājus, tādēļ ka ar šo agregātu palīdzību var prognozēt ražošanas apjomu izmaiņas ar 77,6% precizitāti. Autore izanalizēja kādas likumsakarības pastāv starp ražošanas apjomu izmaiņām un naudas masas rādītājiem (sk.3.24.grafiku).



3.24.grafīks

Naudas piedāvājuma agregātu M2 un CE (mln. LVL) ietekme uz ražošanas indeksu izmaiņām Latvijā no 1995.-2001.g.

Saskaņā ar grafisko analīzi autore secina, ka CE2 agregāti ietekmē produkcijas realizāciju tiešā veidā. Tā gan CE2 gan produkcijas realizācijas gada vidējie pieauguma tempi ir 20%.

Autore, apkopojot visus izdarītus secinājumus, secina, ka Latvijā:

- naudas piedāvājums ietekmē sekojošos reālās ekonomikas rādītāju izmaiņas: IKP, darba samaksas, ražošanas indeksu. Visciešākās likumsakarības pastāv starp skaidras naudas ekvivalenta agregātiem un reālās ekonomikas rādītājiem.
- naudas piedāvājums neietekmē sekojošos reālās ekonomikas rādītāju izmaiņas: patēriņa cenu pārmaiņu, ražotāju cenu pārmaiņu rūpniecībā, bezdarbības līmeņa un nodarbinātības līmeņa izmaiņas.

Uz Lietuvas datu bāzes autore izanalizēja, kā naudas piedāvājuma agregāti ietekmē IKP, cenu pārmaiņas, bezdarba līmeni, nodarbinātības līmeni, darba samaksu un realizētās produkcijas apjomus, sākot no 1994.g-2001.g. Pētījumu veikšanai autore izmantoja gadu vidējos rādītājus. 3.2.tabulā autore piedāvā naudas piedāvājuma (M2, CE un CE2) un reālās ekonomikas rādītāju izmaiņas no 1994.-2001.g.

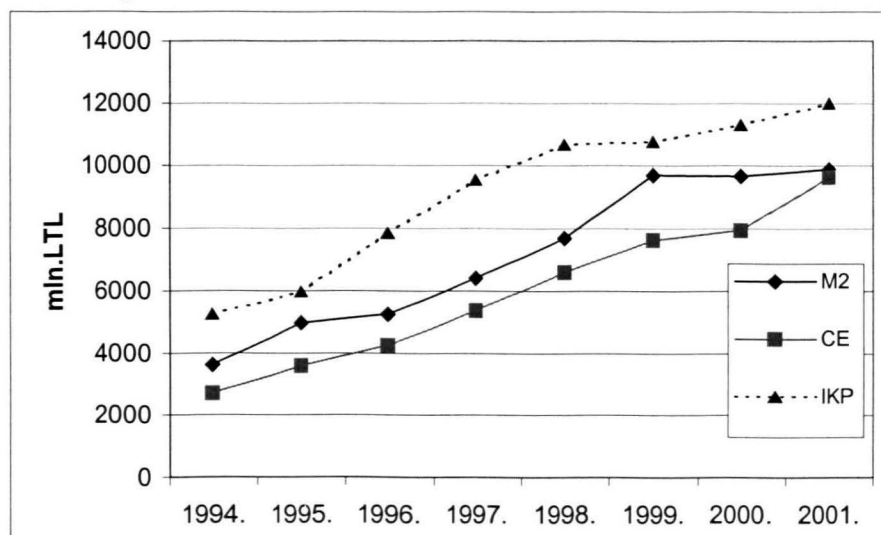
3.2.tabula

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE un QF2 (mln. LTL) un reālās ekonomikas rādītāju dinamika Lietuvā no 1994.-2001.g.

	M2	CE	QF2	IKP, mln.LTL	Patēriņa cenu pārmaiņas, %	Ražotāju cenu pārmaiņas, %	Bezdarbnieku skaits, tk.	Nodarbināto skaits, tk	Darba samaksa, LTL	Rūpniecības produkcijas pārdošanas apjomi, mln.LTL
1994.	3604,6	2702,1	5263,7	5256,26	110,96	106,05	69,06	1672,11	388,31	2683,63
1995.	4951,8	3582	6441,3	5959,75	107,65	103,33	120,39	1646,06	537,78	3815
1996.	5243,8	4253,3	6841,7	7859,88	104,08	103,34	122,12	1659,66	689,3	3914
1997.	6398,3	5380,8	7661	9531,38	101,87	100,6	107,17	1663,75	824,91	4597
1998.	7678,8	6600,3	9278,5	10684,3	100,79	98,35	114,14	1651,89	1004,38	4977,25
1999.	9700,7	7626,8	10723	10775,1	100,16	103,75	152,26	1647,38	1053,15	5386,63
2000.	9662,8	7953,6	11615	11299	100,13	102,12	206,58	1559,95	1055,04	5976,5
2001.	9882,2	9637	13116	11998,2	100,5	99,28	222,12	1522,2	1069,66	6609,5

Saskaņā ar iepriekšējās apakšnodaļās veikto analīzi, starp naudas piedāvājuma agregātiem un reālās ekonomikas rādītājiem pastāvēja ekonomiski nozīmīgas sakarības, izņemot ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā. Tālāk darbā autore analizē, kā naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē reālās ekonomikas rādītāju izmaiņas.

3.25. grafikā autore attēlo naudas piedāvājuma un IKP izmaiņu dinamiku Lietuvā no 1994.-2001.g.

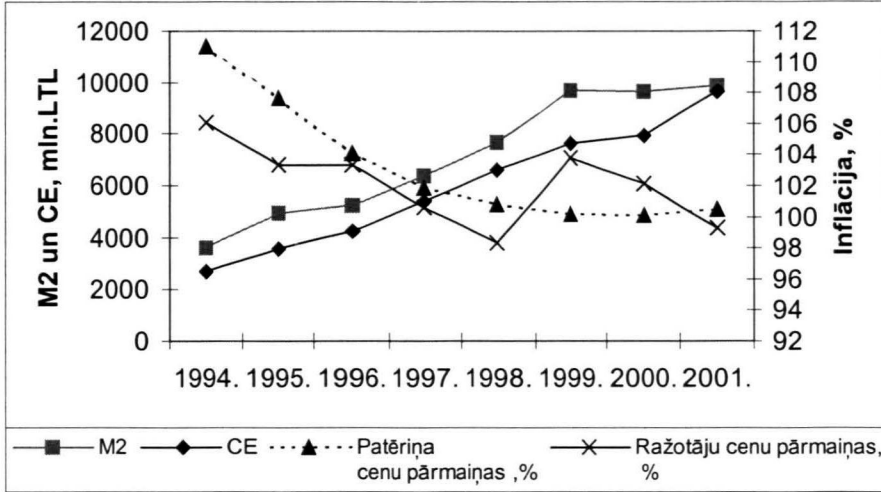


3.25. grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE ietekme uz IKP Lietuvā no 1994.-2001.g., mln.LTL

Veicot ekonomisko un grafisko analīzi, autore konstatē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, palielinās arī IKP. Vidēji gadā M2 pieaug par 12,88%, CE par 16,40% un IKP par 10,8%. Spriežot pēc rādītāju pieauguma tempiem, IKP pieauguma temps ir tuvāks M2 pieauguma tempam nekā CE pieauguma tempam. Tomēr pēc grafiskās analīzes autore nonāk pie secinājuma, ka CE agregāti ir vairāk piemērojami IKP izmaiņu analīzei. Iegūtie rezultāti apstiprina autores priekšlikumus, IKP prognozēšanai izmantot CE agregātus.

3.26.grafikā autore attēlo naudas piedāvājuma un inflācijas dinamiku Lietuvā no 1994.-2001.g.

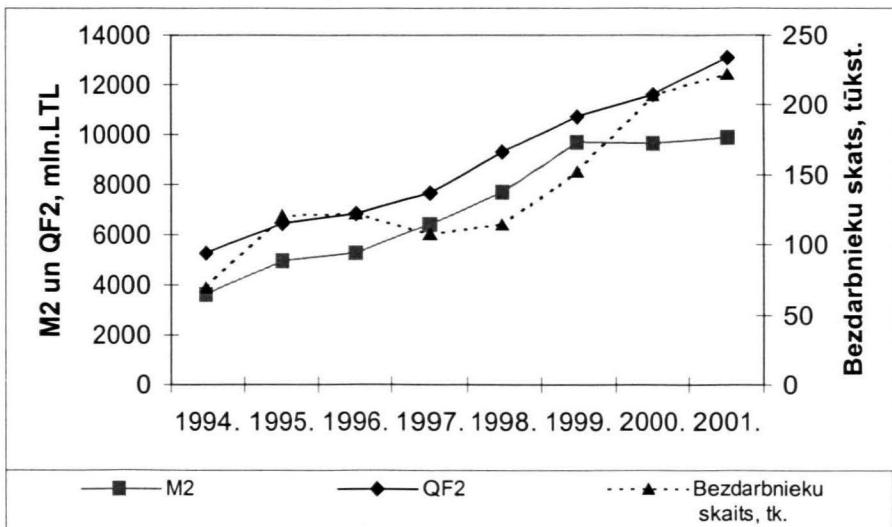


3.26. grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE (mln. LTL) un inflācijas indeksu dinamika Lietuvā no 1994.-2001.g.

Pētot korelācijas starp naudas piedāvājumu un inflācijas indeksiem, autore konstatē, ka starp CE agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām pastāvēja negatīvas attiecības un ar CE agregātu palīdzību var prognozēt inflācijas izmaiņas ar 80% precizitāti. Pārējiem naudas piedāvājuma agregātiem sakarības ar inflācijas indeksiem bija nenozīmīgas. Autore nonāca pie līdzīgiem secinājumiem arī saskaņā ar grafisko analīzi. Autore uzskata, ka naudas piedāvājuma agregātus inflācijas indeksu analīzei un prognozēšanai var izmantot tikai kā informatīvus rādītājus.

3.27. grafikā autore analizē, kā naudas piedāvājuma agregāti ietekmē bezdarba līmeni. Saskaņā ar iepriekšējo analīzi, ar QF2 agregātu palīdzību var prognozēt bezdarbnieku skaitu izmaiņas ar 91% precizitāti.



3.27. grafiks

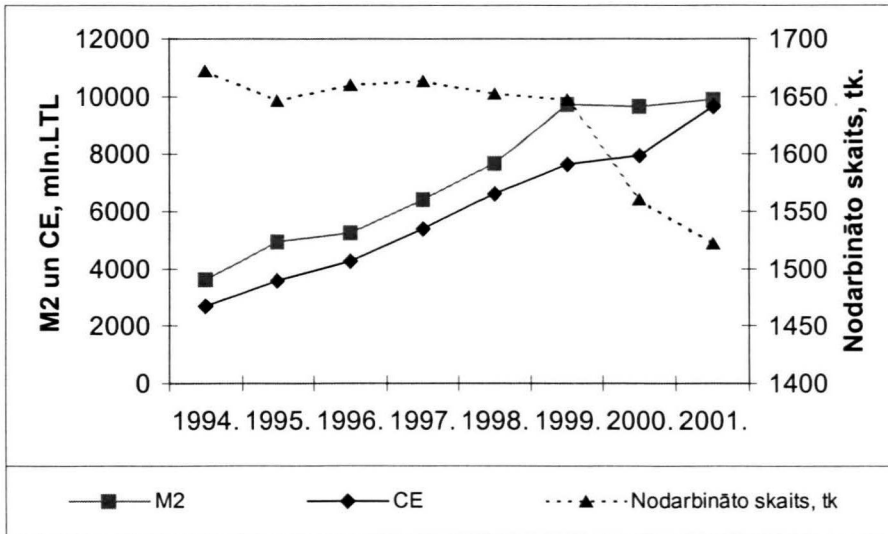
Naudas piedāvājuma agregātu M2, QF2 (mln. LTL) ietekme uz bezdarba līmeni Lietuvā no 1994.-2001.g.

Veicot ekonomisko un grafisko analīzi, autore konstatē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, palielinās arī bezdarbnieku skaits. Vidēji gadā M2 pieaug par 12.88%, QF2 par 12.12% un bezdarbnieku skaits par 13.5%. Spriežot pēc rādītāju

pieauguma tempiem, tad bezdarbnieku skaita pieauguma temps ir tuvāks M2 pieauguma tempam nekā QF2 pieauguma tempam. Tomēr pēc grafiskās analīzes autore nonāk pie secinājuma, ka QF2 agregāti ir vairāk piemērojami bezdarba līmeņa izmaiņu analīzei.

Nodarbinātības līmeņa prognozēšanai vairāk piemērojami bija M2 rādītāji. Ar šo rādītāju palīdzību var prognozēt nodarbināto skaita izmaiņas ar 80% precizitāti. 3.28. grafikā autore analizē, kā naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē nodarbināto skaitu.

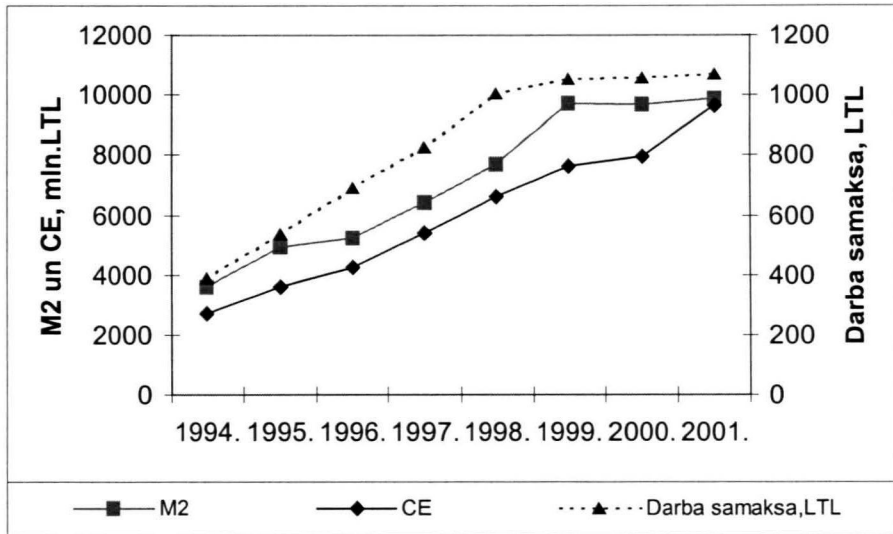
Saskaņā ar grafisko analīzi, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, nodarbināto skaits samazinās. Nodarbināto skaita samazinājuma temps nav tik straujš kā naudas piedāvājuma pieauguma tempi, vidēji gadā tas sastāda -1.37% . Autore uzskata, ka naudas piedāvājumu nodarbinātības līmeņa prognozēšanai var izmantot tikai kā informatīvo papildus rādītāju.



3.28.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE (mln. LTL) ietekme uz nodarbināto līmeni Lietuvā no 1994.-2001.g.

Kas attiecas uz darba samaksas rādītāju, tad ar CE agregātu palīdzību var prognozēt darba samaksas izmaiņas ar 92% precizitāti. 3.29. grafikā autore analizē, kā naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē darbu samaksu Lietuvā.

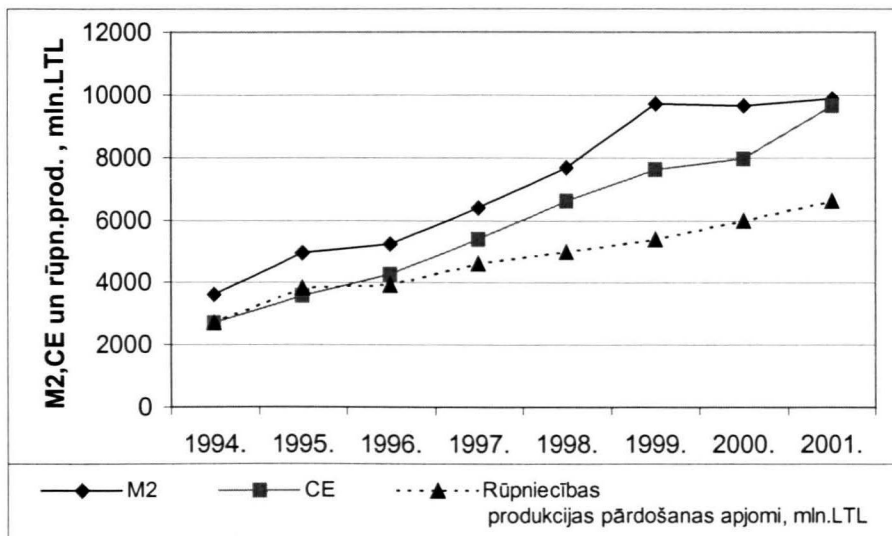


3.29.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE (mln. LTL) ietekme uz strādājošo mēneša vidējo bruto darba samaksu (LTL) Lietuvā no 1994.-2001.g.

Veicot ekonomisko un grafisku analīzi, autore konstatē, ka starp naudas daudzuma agregātiem un darba samaksu pastāv pozitīvas sakarības, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, pieaug arī darba samaksa. Darba samaksas pieauguma temps ir vidēji 12.9% gadā, kas ir līdzīgs M2 pieauguma tempam (12,40%). Tomēr, pamatojoties uz grafisko analīzi un korelācijas koeficientiem starp šiem rādītājiem, autore uzskata, ka darba samaksas analīzei vairāk piemērojami ir CE agregāti.

Ražošanas apjomu prognozēšanai autore piedāvā izmantot M2 rādītājus. Autore analizē, kā naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē produkcijas realizācijas izmaiņas Lietuvā (sk. 3.30.grafiku).



3.30.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE (mln. LTL) ietekme uz ražošanas indeksu izmaiņām Lietuvā no 1994.-2001.g.

Saskaņā ar grafisko analīzi, autore nonāk pie secinājuma, ka naudas piedāvājuma agregāti pozitīvi ietekmē produkcijas realizācijas izmaiņas. Tā M2 gada vidējais

pieauguma temps ir 12.88%, bet produkcijas realizācijas pieauguma temps sastāda 12,90%.

Apkopojot visus izdarītus secinājumus, autore konstatē, ka Lietuvā:

- naudas piedāvājums ietekmē sekojošos reālās ekonomikas rādītāju izmaiņas: IKP, bezdarbības līmeņa, darba samaksas un ražošanas indeksu. Visciešākās likumsakarības pastāv starp CE, QF2, M2 agregātiem un reālās ekonomikas rādītājiem;
- naudas piedāvājuma analīze var kalpot kā papildus līdzeklis informācijas iegūšanai par sekojošo reālās ekonomikas rādītāju izmaiņām: patēriņa cenu pārmaiņu, nodarbinātības līmeņa.
- naudas piedāvājums neietekmē ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā.

Uz Igaunijas datu bāzes autore izanalizēja, kā naudas piedāvājuma agregāti ietekmē IKP, cenu pārmaiņas, bezdarba līmeni, nodarbinātības līmeni, darba samaksu un realizētās produkcijas apjomus, sākot no 1994.g-2001.g. Pētījumu veikšanai autore izmantoja gadu vidējos rādītājus. 3.3.tabulā autore piedāvā naudas piedāvājuma (M2, CE, CE1,CE2 un QF4) un reālās ekonomikas rādītāju izmaiņas no 1994.-2001.g.

3.3.tabula

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE, CE1,CE2 un QF4 un reālās ekonomikas rādītāju dinamika Igaunijā no 1994.-2001.g.

	M2	CE	CE1	CE2	QF4	IKP	PP	RP	B	N	DS	PR
1994.	8235,6	7252	5381,1	3440,9	10690,4	9792,7	10,21	8,41	58,38	686,92	1741,25	6721,22
1995.	11509	10044,9	8046,8	4976,8	13475,8	10230	6,34	4,28	69,22	659,78	2380,5	6609,9
1996.	15558	13954,3	11792	6964,7	14778,2	10619	3,8	2,95	71,04	647,36	2970	6781,36
1997.	22341	19394,7	14415	9273,8	23003,2	11703	3,08	2,19	70,51	647,62	3557,5	7952,35
1998.	26675	21358,5	16502	11286	29948,1	12336	1,66	0,09	71,46	638,88	4041,13	8153,88
1999.	28531	23242,7	19868	13531	31170,6	12301	0,73	0,23	86,29	615,05	4065,38	8284,72
2000.	36086	30426,7	23546	14633	3637,55	13082	1,26	1,43	83,22	531,92	4642,5	9303,75
2001.	44938	38717,6	31027	20091	47924,1	13725	1,37	0,77	92,93	608,58	4913,5	9584

kur,

M2- plašā nauda, mln. EEK;

CE,CE1- skaidras naudas ekvivalenti, mln. EEK;

IKP- iekšzemes kopprodukts (salīdzināmās cenās), mln. EEK;

RC- ražotāju cenu pārmaiņas, % pret iepriekšējo periodu;

PP- patēriņa cenu pārmaiņas, % pret iepriekšējo periodu;

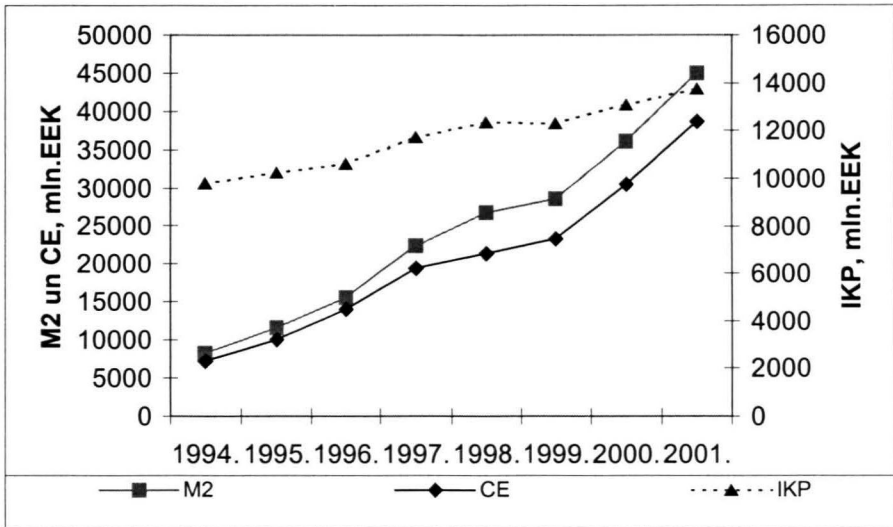
B- bezdarbnieku skaits,tk.;

N- nodarbināto skaits, tk.;

DS- strādājošo mēneša vidējā bruto darba samaksa, EEK;

PR- Rūpniecības produkcijas pārdošanas apjomi (salīdzināmās cenās), mln. EEK.

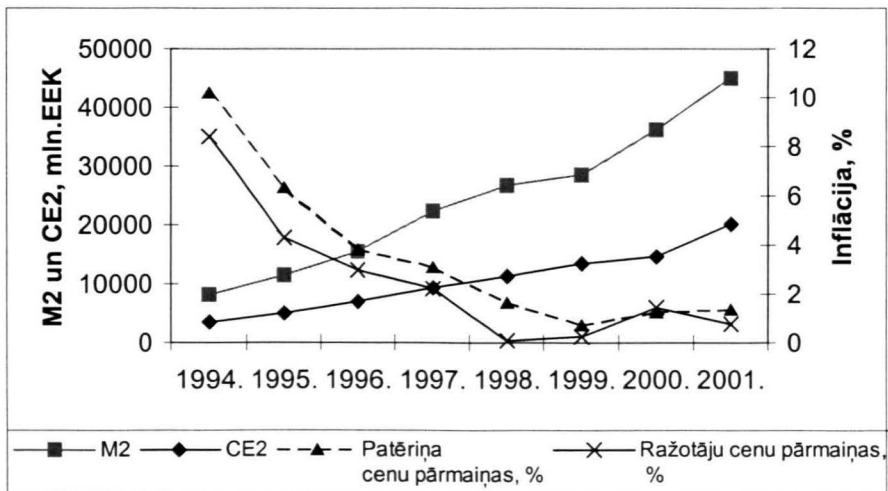
3.31. grafikā autore attēlo naudas piedāvājuma un IKP izmaiņu dinamiku Igaunijā no 1994.-2001.g.



3.31.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE (mln. EEK) ietekme uz IKP Igaunijā no 1994.-2001.g.

Saskaņā ar iepriekšējo analīzi ar CE agregātu palīdzību var prognozēt IKP izmaiņas ar 91% precizitāti. Arī saskaņā ar grafisko un ekonomisko analīzi autore konstatē, ka naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē IKP izmaiņas. Tā, pieaugot naudas piedāvājumam, pieaug arī IKP. Naudas piedāvājuma pieauguma tempi ir straujāki nekā IKP pieauguma temps, piemēram, M2 vidēji gadā pieaug par 21,17%, CE par 20,89% un IKP par 4,67%.

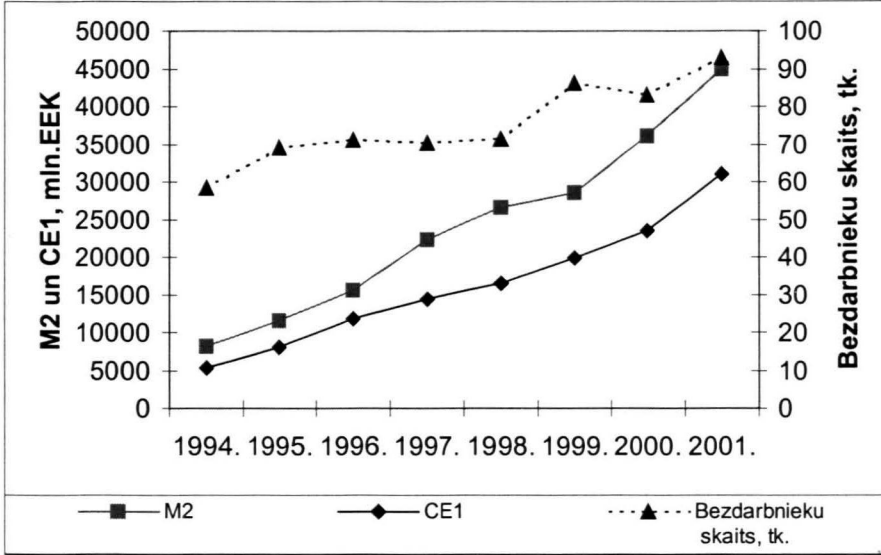


3.32.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE2 (mln. EEK) un inflācijas indeksu dinamika Igaunijā no 1994.-2001.g.

Naudas piedāvājuma ietekmē uz inflāciju ir līdzīga novērotai situācijai citās Baltijas valstīs. Naudas piedāvājuma izmaiņas inflācijas indeksu analīzei nevar tikt izmantoti tiešā veidā, tikai kā papildus palīginstrumenti (sk. 3.32.gr.)

3.33.grafikā autore analizē kā naudas piedāvājuma agregāti ietekmē bezdarba līmeni. Saskaņā ar iepriekšējo analīzi, ar CE1 agregātu palīdzību var prognozēt bezdarbnieku skaitu izmaiņas ar 83% precizitāti.



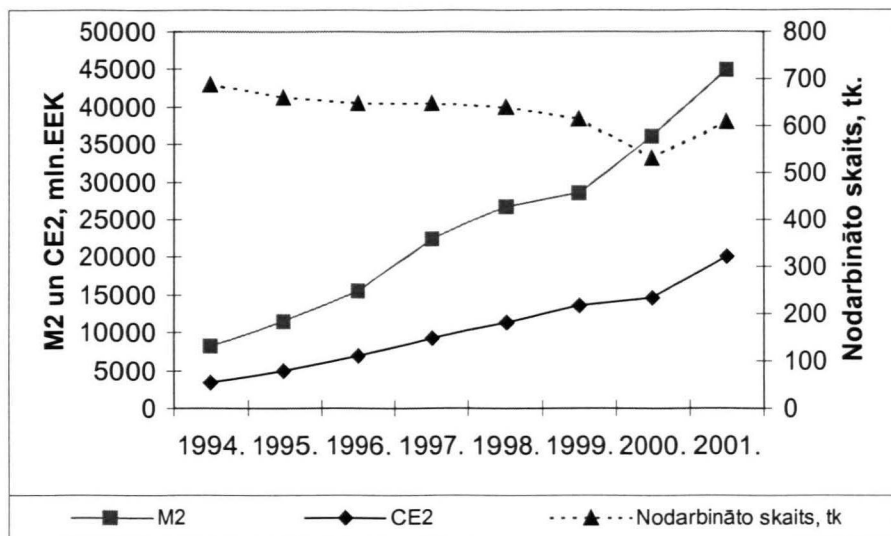
3.33.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE1 (mln. EEK) ietekme uz bezdarba līmeni Igaunijā no 1994.-2001.g.

Saskaņā ar grafisko analīzi, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, pieaug arī bezdarbnieku skaits. Naudas piedāvājuma pieauguma tempi arī šajā gadījumā ir straujāki nekā bezdarbnieku skaita pieauguma temps, piemēram, M2 vidēji gadā pieaug par 21,17%, CE1 par 21,77% un IKP par 6,10%. Iegūtie rezultāti ļauj autorei izdarīt secinājumu, ka naudas piedāvājums ietekmē bezdarbības līmeni.

Nodarbinātības līmeņa prognozēšanai vairāk piemērojami bija CE2 rādītāji. Ar šo rādītāju palīdzību var prognozēt nodarbināto skaita izmaiņas ar 87% precizitāti. 3.34. grafikā autore analizē, kā naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē nodarbināto skaitu.

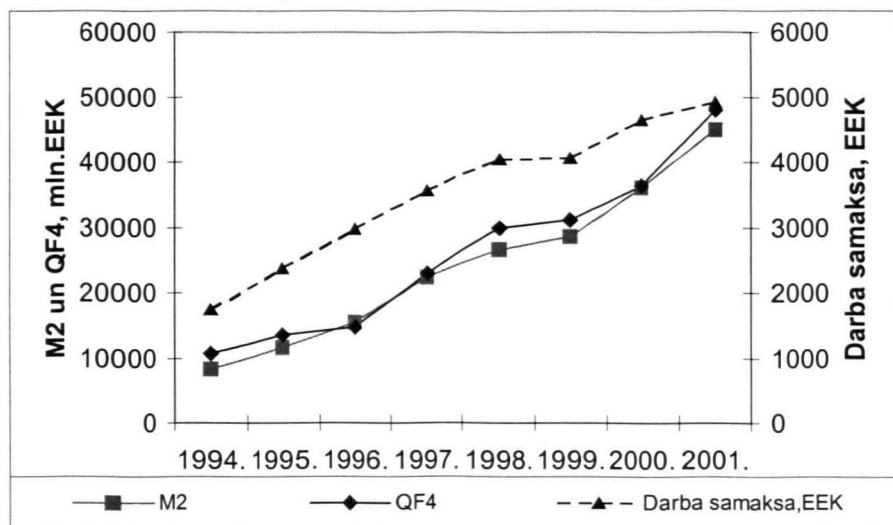
Saskaņā ar grafisko analīzi, pieaugot naudas piedāvājumam, nodarbināto skaits samazinās. Nodarbināto skaita samazinājuma temps nav tik straujš kā naudas piedāvājuma pieauguma tempi, vidēji gadā tas sastāda -3.84 %. Autore uzskata, ka naudas piedāvājumu nodarbinātības līmeņa prognozēšanai var izmantot tikai kā informatīvo papildus rādītāju.



3.34.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, CE (mln. EEK) ietekme uz nodarbināto līmeni Igaunijā no 1994.-2001.g.

Kas attiecas uz darba samaksas rādītāju, tad ar QF4 agregātu palīdzību var prognozēt darba samaksas izmaiņas ar 94% precizitāti. 3.35. grafikā autore analizē, kā naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē darbu samaksu Igaunijā.

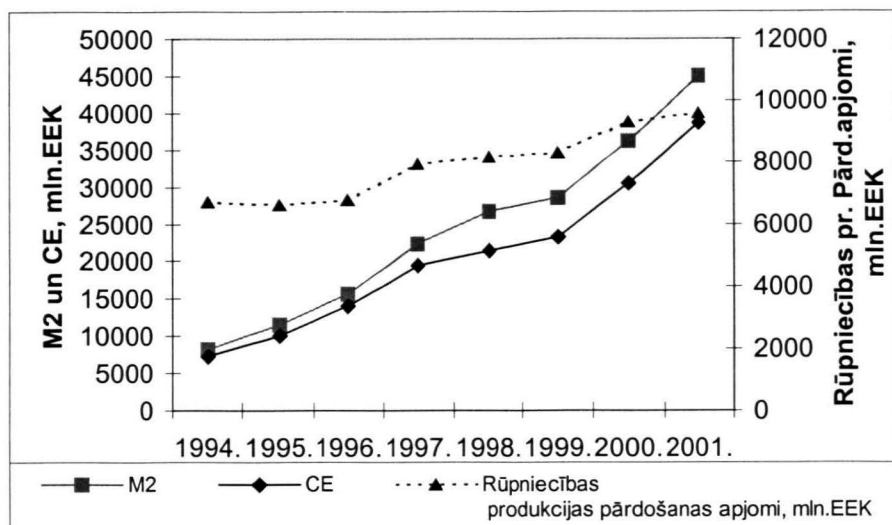


3.35.grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2, QF4 (mln. EEK) ietekme uz strādājošo mēneša vidējo bruto darba samaksu (EEK) Igaunijā no 1994.-2001.g.

Veicot ekonomisko un grafisku analīzi autore konstatē, ka starp naudas piedāvājuma agregātiem un darba samaksu pastāv pozitīvas sakarības, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, pieaug arī darba samaksa. Darba samaksas pieauguma temps ir vidēji 13,38% gadā, QF4 pieauguma temps ir 18,68%.

Ražošanas apjomu prognozēšanai autore piedāvā izmantot CE1 agregātus. 3.36. grafikā autore analizē, kā naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē produkcijas realizācijas izmaiņas Igaunijā.



3.36. grafiks

Naudas piedāvājuma agregātu M2 un CE (mln. EEK) ietekme uz ražošanas indeksu izmaiņām Igaunijā no 1994.-2001.g.

Saskaņā ar grafisko analīzi, autore nonāk pie secinājuma, ka CE agregāti ietekmē produkcijas pārdošanas apjomus tiešā veidā. Pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, vidēji gadā par 20.89%(CE agregāti), produkcijas pārdošanas apjoms pieaug par 4.79%.

Apkopojot visus izdarītus secinājumus, autore konstatē, ka Igaunijā:

- naudas piedāvājums ietekmē sekojošos reālās ekonomikas rādītāju izmaiņas: IKP, bezdarbības līmeņa, nodarbinātības līmeņa, darba samaksas un ražošanas indeksu. Visciešākās likumsakarības pastāv starp skaidras naudas ekvivalenta agregātiem un reālās ekonomikas rādītājiem;
- naudas piedāvājuma analīze var kalpot kā papildus līdzeklis informācijas iegūšanai par patēriņa cenu izmaiņām;
- naudas piedāvājums neietekmē ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā.

Izanalizējot naudas piedāvājuma ietekmi uz reālās ekonomikas rādītājiem uz Baltijas valstu datu bāzes, autore secina, ka:

- naudas piedāvājuma izmaiņas tiešā veidā ietekmē: IKP, darba samaksas un ražošanas indeksu izmaiņas;
- naudas piedāvājuma izmaiņas var izmantot kā palīginstrumentu informācijas iegūšanai par patēriņa cenu pārmaiņu izmaiņām;
- naudas piedāvājums apgrozībā neietekmē ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā;
- nodarbinātības un bezdarba līmeņa analīzei naudas piedāvājuma izmaiņas tiešā veidā var pielietot tikai atsevišķas Baltijas valstīs. Piemēram, naudas piedāvājuma izmaiņas var izmantot nodarbinātības līmeņa analīzei Igaunijā, bezdarba līmeņa analīzei Lietuvā.

Pamatojoties uz izdarītiem secinājumiem, autore piedāvā:

- IKP, darba samaksas un ražošanas indeksu analīzei izmantot skaidras naudas ekvivalentu agregātus, izņemot Igauniju, kur darba samaksas analīzei vairāk piemērojami ir QF4 agregāti un Latviju, kur IKP analīzei vairāk piemērojami ir QD agregāti;
- ražotāju cenu pārmaiņu analīzei rūpniecībā nepielietot naudas piedāvājuma agregātus;

- bezdarba un nodarbinātības līmeņa analīzei pielietot, Lietuvā M2 un CE agregātus attiecīgi; Igaunijā skaidras naudas ekvivalenta agregātus (CE1 un CE2).

Nobeigumā autore apkopo visus izdarītus secinājumus un priekšlikumus.

3.4.tabula

Naudas piedāvājuma agregātu ietekme uz reālās ekonomikas rādītājiem

	Latvija					Lietuva					Igaunija				
	M2	QF, QF2, QF4	QF1, QF3, QF5	QD	CE	M2	QF, QF2, QF4	QF1, QF3, QF5	QD	CE	M2	QF, QF2, QF4	QF1, QF3, QF5	QD	CE
Īstermiņa procentu likmes	-(n)	+	-(n)	-(n)	-	-	-(n)	+(n)	-	-(n)	-	-(n)	-(n)	-(n)	-
Ilgtermiņa procentu likmes	-	-(n)	+	-(n)	-(n)	-	-(n)	+(n)	-	-	-(n)	-(n)	-(n)	-(n)	-
IKP	+	+	-	+	+	+	+	+(n)	+	+	+	+	+(n)	+	+
Patēriņa cenu pārmaiņas	-(n)	-(n)	+(n)	-(n)	-(n)	-(n)	-(n)	+(n)	-(n)	-	-(n)	-(n)	-(n)	-(n)	-
Ražotoju cenu pārmaiņas ražošanā	-(n)	-(n)	+(n)	-(n)	-(n)	-(n)	-(n)	+(n)	-(n)	-(n)	-(n)	-(n)	-(n)	-(n)	-(n)
Bezdarba līmenis	+(n)	+(n)	+(n)	+(n)	+(n)	+	+	+(n)	+	+	+	+(n)	+(n)	+(n)	+
Nodarbinātības līmenis	+(n)	+(n)	-(n)	+(n)	+(n)	-	-(n)	-(n)	-	-(n)	-	-	-(n)	-(n)	-
Darba samaksa	+	+(n)	-(n)	+	+	+	+	+(n)	+	+	+	+	+(n)	+	+
Ražošanas indekss	+(n)	+(n)	-	+(n)	+	+	+	+(n)	+	+	+	+	+(n)	+	+

3.4.tabulā autore piedāvā izstrādātus priekšlikumus naudas piedāvājuma agregātu piemērošanai reālās ekonomikas rādītāju analizēšanā un prognozēšanā:

- “+” zīme nozīmē, ka starp naudas piedāvājuma agregātiem un reālās ekonomikas rādītājiem ir pozitīvas ekonomiski nozīmīgas sakarības;
- “+(n)” zīme nozīmē, ka starp naudas piedāvājuma agregātiem un reālās ekonomikas rādītājiem ir pozitīvas ekonomiski nenozīmīgas sakarības;
- “-“ zīme nozīmē, ka starp naudas piedāvājuma agregātiem un reālās ekonomikas rādītājiem ir negatīvas ekonomiski nozīmīgas sakarības;
- “- (n)” zīme nozīmē, ka starp naudas piedāvājuma agregātiem un reālās ekonomikas rādītājiem ir negatīvas ekonomiski nenozīmīgas sakarības.

Testējot naudas piedāvājuma Keinsa transmisijas mehānismu, autore secina, ka:

Latvijā:

- visciešākās negatīvas korelācijas veidojas starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem un procentu likmēm, bet visciešākās no pozitīvām korelācijām veidojas starp procentu likmēm kredītiem un Fišera agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle;
- Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, ir pretrunā ar Keinsa teoriju;
- tradicionālā naudas masa ietekmē kredītu procentu likmes tiešāk nekā pārējie Fišera un Svērtie agregāti;
- visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas ir nedaudz ciešākas starp naudas masas rādītājiem un ilgtermiņa procentu likmēm nekā starp īstermiņa procentu likmēm;

- ciešākas korelācijas ar procentu likmēm veidojas starp agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli.

Keinsa transmisijas mehānisms darbojas, bet naudas piedāvājuma izmaiņas ietekmē procentu likmju izmaiņas, tādējādi ietekmējot reālo ienākumu un ekonomiku kopumā nelielā apmēra. Autore nonāk pie tāda secinājuma, izanalizējot korelācijas, kas pastāv starp naudas piedāvājuma agregātiem un procentu likmēm. Visciešākās negatīvas korelācijas pastāv starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm, Pirsona koeficients ir -0.829 . Ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE) palīdzību var noteikt procentu likmes izmaiņas ar 83% precizitāti.

Lietuvā :

- visciešākās negatīvas korelācijas veidojas starp Svērtiem agregātiem un procentu likmēm, bet pozitīvas korelācijas, kuras veidojas starp procentu likmēm kredītiem un Fišera agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, ir statistiski nenozīmīgas;

- tradicionālā plašā nauda (M2) ietekmē kredītu procentu likmes tiešāk nekā Fišera un skaidras naudas ekvivalentu agregāti;

- Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, Lietuvas gadījumā neveido statistiski nozīmīgās korelācijas ar procentu likmēm;

- visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas ir nedaudz ciešākas starp naudas masas rādītājiem un īstermiņa procentu likmēm nekā starp ilgtermiņa procentu likmēm;

- ciešākas korelācijas ar procentu likmēm veidojas starp agregātiem, kas tiek rēķināti, par skaidras naudas lietotāju izdevumiem pieņemot vieninieku.

Ņemot vērā, ka procenta likmes kanāls nedarbojas, tas nozīmē, ka centrālās bankas politika nevar ietekmēt banku izsniegto kredītu apjomu bankas, autore uzskata, ka arī Keinsa transmisijas mehānisms Lietuvā nav efektīvs.

Igaunijā:

- visciešākās negatīvas korelācijas veidojas starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem un procentu likmēm;

- tradicionālā plašā nauda (M2) ietekmē kredītu procentu likmes labāk nekā Fišera un Svērtie agregāti;

- Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, Igaunijas gadījumā, kaut arī veido statistiski nozīmīgās korelācijas ar procentu likmēm, tomēr tās nav ekonomiski nozīmīgas;

- visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas ir nedaudz ciešākas starp naudas masas rādītājiem un īstermiņa procentu likmēm nekā starp ilgtermiņa procentu likmēm;

- ciešākas korelācijas ar procentu likmēm veidojas starp agregātiem, kas tiek rēķināti par skaidras naudas lietotāju izdevumiem pieņemot vieninieku tikai Fišera agregātiem, bet Svērtie agregāti veido ciešākas attiecības, jo tos rēķina, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli.

Kaut arī skaidras naudas ekvivalentu agregāti veido ekonomiski nozīmīgas attiecības ar procentu likmēm, kopumā vērtējot visus naudas masas rādītājus, autore uzskata, ka Keinsa transmisijas mehānisms Igaunijā nedarbojas efektīvi.

Apkopojot visus izdarītus secinājumus Latvijā, Lietuvā un Igaunijā, autore nonāk pie kopējiem secinājumiem, ka:

- izanalizējot visus agregātus, nevar atrast labāko kopējo agregātu visām valstīm. Tā, piemēram, Latvijā un Igaunijā visciešākās korelācijas starp naudu un

procentu likmēm veidojas starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem, bet Lietuvā starp Svērtiem agregātiem;

- kopumā novērtējot naudas piedāvājuma ietekmi uz procentu likmēm, var atzīmēt, ka tradicionālā plašā nauda veido otro labāko rezultātu, kas nozīmē, ka šis rādītājs ir universālāks nekā alternatīvie agregāti;
- Lietuvā un Igaunijā visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas starp naudas masas rādītājiem un procentu likmēm ir ciešākās ar īstermiņa procentu likmēm nevis ar ilgtermiņa procentu likmēm, kas ir saskaņā ar Keinsu viedokli par priekšroku došanu īstermiņa periodam. Latvijā ir novērotā pretēja situācija, ka ciešākas korelācijas veidojas starp naudas piedāvājuma agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm, kas atbalsta monetāristu uzskatus par ilgtermiņa perioda nozīmi;
- procenta likmes kanāls atsevišķos gadījumos ir ekonomiski nozīmīgs, tomēr kopumā pastāvošās statistiskās korelācijas starp procentu likmēm un naudas piedāvājumu, pēc autores viedokļa, nav ekonomiski nozīmīgas;
- iegūtie rezultāti, ka nominālās naudas masas izmaiņas neietekmē procenta likmes kanālu, ļauj autorei uzskatīt, ka Keinsa monetārās transmisijas mehānisms Baltijās valstīs nav efektīvs.

Veicot naudas piedāvājuma monetāristu transmisijas mehānisma testēšanu, autore secina, ka:

Latvijā:

- visciešākās korelācijas ar IKP veidojas starp Svērtiem indeksiem QD1, QD3 un starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem;
- arī pārējiem agregātiem (M2 un Fišera) šīs korelācijas ir ļoti tuvas maksimālām (1.00);
- Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, ir pretrunā ar monetāristu teoriju;
- ciešākas korelācijas ar procentu likmēm veidojas starp agregātiem, kas tiek rēķināti par skaidras naudas lietotāju izdevumiem pieņemot vieninieku tikai Fišera agregātiem, bet Svērtie agregāti veido ciešākas attiecības, ja tos rēķina, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli;
- alternatīvi agregāti nedod labākus rezultātus, salīdzinot ar tradicionālo plašo naudu (M2);
- monetāristu transmisijas mehānisms ir efektīvs. Autore nonāk pie tāda secinājuma, izanalizējot korelācijas starp IKP un agregātiem ar Pirsona koeficientu palīdzību.

Lietuvā:

- visciešākās korelācijas starp naudas masu un IKP veidojas starp dažiem skaidras naudas ekvivalentu agregātiem ;
- pārējiem agregātiem (Svērtiem un Fišera), kā arī tradicionālai plašai naudai (M2) šīs korelācijas ir ļoti tuvas korelācijām starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem un IKP;
- Fišera agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, nav ekonomiskas nozīmes monetāristu mehānismā;
- monetāristu transmisijas mehānisms ir ekonomiski nozīmīgs;

Igaunijā:

- visciešākās korelācijas starp naudas masu un IKP veidojas starp dažiem skaidras naudas ekvivalentu agregātiem ;
- Fišera agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir nulle, nav ekonomiskas nozīmes monetāristu transmisijas mehānismā;

- monetāristu transmisijas mehānisms nedarbojas tik spēcīgi kā Latvijā, bet ir līdzīgs Lietuvas situācijai, tātad ir ekonomiski nozīmīgs;

- ciešākas korelācijas ar procentu likmēm veidojas starp agregātiem, kas tiek rēķināti par skaidras naudas lietotāju izdevumiem pieņemot vieninieku tikai Fišera agregātiem, bet Svērtie agregāti veido ciešākas attiecības, ja tos rēķina, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli;

Analizējot monetārus agregātus uz Baltijas valstu datu bāzes, autore nonāca pie sekojošiem kopējiem secinājumiem:

- skaidras naudas ekvivalentu agregāti Lietuvā un Igaunijā veido visciešākās korelācijas ar IKP;

- tradicionālā plašā nauda (M2) arī veido ciešās korelācijas ar IKP un ieņem otro vietu pēc skaidras naudas ekvivalentu agregātiem;

- Svērtie agregāti neveido stabilas attiecības ar IKP visās trīs valstīs. Tādēļ autore nevar piekrist V. Barnetta uzskatam, ka Svērtie agregāti ir vislabākie ekonomikas izmaiņu rādītāji. Autore uzskata, ka Svērtos agregātus visās Baltijas valstīs nevar izmantot monetārās politikas realizēšanā, izņemot Latviju, kur Svērtie agregāti veido visciešākās korelācijas ar IKP. Ciešākas korelācijas ar IKP Latvijā un Igaunijā veidojas ar Svērtiem agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, bet Lietuvā, agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku;

- Fišera agregātu korelācijas koeficientiem ir ļoti liels svārstību diapazons, sākot ar negatīvām attiecībām ar IKP un beidzot ar pozitīvām (no -0.463 līdz 0.960), tas, savukārt, nozīmē, ka šie agregāti nevar tikt pielietoti, lai noteiktu naudas piedāvājuma ietekmi uz IKP;

- izanalizējot pastāvošas attiecības starp naudas piedāvājuma agregātiem un IKP Baltijas valstīs, kā arī salīdzinot iegūtus rezultātus, izvērtējot Keinsa transmisijas mehānisma nozīmi, autore uzskatā ka monetāristu transmisijas mehānisms Latvijā, Lietuvā un Igaunijā darbojas efektīvi.

Pamatojoties uz izdarītiem secinājumiem, kas attiecas uz monetāristu naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma testēšanu, autore piedāvā:

- ņemot vērā, ka tieši CE agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot ienesīguma likmi noguldījumiem uz pieprasījumu par nulli, veido visciešākās korelācijas ar IKP, izmantot tos monetārās politikas realizēšanā Lietuvā un Igaunijā. Tā Lietuvā, ar CE agregātu palīdzību var analizēt un prognozēt IKP izmaiņas ar 90% precizitāti un Igaunijā ar 91% precizitāti. Latvijā, savukārt, pielietot Svērtus monetārus agregātus QD un QD1, ar kuru palīdzību var analizēt un prognozēt IKP ar 97% precizitāti.
- izmantot tradicionālo plašo naudu (M2), lai analizētu un prognozētu, kā naudas piedāvājuma izmaiņas, ietekmējot IKP, ietekmē ekonomiku. Tā Latvijā ar M2 agregātu palīdzību var prognozēt IKP izmaiņas ar 96% precizitāti; Lietuvā ar CE agregātu palīdzību var prognozēt IKP izmaiņas ar 87% precizitāti un Igaunijā ar 89% precizitāti.

Izpētot pastāvošas attiecības starp naudas piedāvājuma agregātiem un cenu pārmaiņām (patērīna cenu pārmaiņas un ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā) Baltijas valstīs, autore secina, ka:

Latvijā:

- starp naudas piedāvājumu un cenu pārmaiņām pastāv negatīvas attiecības;

- vispiemērotākais no naudas piedāvājuma agregātiem ir skaidras naudas ekvivalenta agregāts, kas veido visciešākās korelācijas ar cenu pārmaiņām;
- ņemot vērā, ka Pirsona koeficienti ir negatīvi, kas neatbilst ekonomiskai teorijai un ir pārsvarā ekonomiski nenozīmīgi, naudas piedāvājuma agregātus tiešā veidā nevar izmantot inflācijas analīzei un prognozēšanai.

Lietuvā:

- starp naudas piedāvājumu un cenu pārmaiņām pastāv negatīvas attiecības;
- lai analizētu un prognozētu patēriņa cenu pārmaiņas, vislabākais rādītājs ir skaidras naudas ekvivalenta (CE) agregāts, ar kuru palīdzību var paredzēt inflācijas izmaiņas ar 80% precizitāti;
- naudas piedāvājuma agregātus gan tradicionālo plašo naudu M2, gan jaunus alternatīvus agregātus nevar pielietot, lai analizētu un prognozētu ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā;

Igaunijā:

- starp naudas piedāvājumu un cenu pārmaiņām pastāv negatīvas attiecības;
- visciešākās korelācijas ar patēriņa cenu pārmaiņām veidojas starp skaidras naudas ekvivalenta agregātiem, tomēr šoreiz labākais agregāts, kurš prognozē inflāciju ar 78% precizitāti ir CE2 agregāts;
- naudas piedāvājuma agregātus gan tradicionālo plašo naudu M2, gan jaunus alternatīvus agregātus nevar pielietot, lai analizētu un prognozētu ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā.

Lietuvas gadījumā veidojas visciešākās korelācijas starp naudas piedāvājuma agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām, salīdzinot ar pārējām Baltijas valstīm: tā Igaunijā tika novērota līdzīga Lietuvai situācija, bet korelācijas koeficienti nebija tik augsti; Latvijā, savukārt, korelācijas koeficienti bija daudz zemāki nekā Lietuva un Igaunijā.

Ņemot vērā, ka izveidojušas attiecības starp naudas piedāvājuma agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā ir ekonomiski nenozīmīgas, naudas piedāvājuma agregātus tiešā veidā nevar izmantot, lai analizētu un prognozētu ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā Baltijas valstīs.

Pamatojoties uz izdarītiem secinājumiem, autore piedāvā:

- *Lietuvā:*

prognozēt un analizēt patēriņa cenu pārmaiņas ar skaidras naudas ekvivalenta (CE) agregāta palīdzību. CE agregāts prognozē patēriņa cenu pārmaiņas ar 80% precizitāti. 80% precizitāte nav tik liela, lai varētu agregātu izmantot kā pamatlīdzekli inflācijas prognozēšanā, tādēļ autore piedāvā CE agregātu izmantot kā palīdzinstruments cenu stabilitātes nodrošināšanai.

- *Igaunijā:*

patēriņa cenu pārmaiņu prognozēšanai izmantot skaidras naudas ekvivalenta (CE2) agregātu kā palīdzinstruments cenu stabilitātes nodrošināšanai. Ar skaidras naudas ekvivalenta (CE2) agregāta palīdzību var paredzēt patēriņa cenu pārmaiņas ar 78% precizitāti;

- *Latvijas gadījumā patēriņa cenu pārmaiņu analīzei un prognozēšanai naudas piedāvājuma agregātus neizmanto.*

Izanalizējot attiecības starp naudas piedāvājuma agregātiem un bezdarba līmeni Baltijas valstīs, autore secina, ka:

Latvijā:

- visciešākās attiecības veidojas starp CE agregātiem un bezdarbnieku skaitu (Pirsona koeficients 0.434), tomēr arī tādas attiecības nevar uzskatīt par ekonomiski nozīmīgām;
- naudas piedāvājuma agregāti ietekmē bezdarba līmeni ekonomiski nenozīmīgi.

Lietuvā:

- starp naudas piedāvājuma agregātiem un bezdarba līmeni pastāv statistiski nozīmīgas attiecības;
- starp Svērtiem agregātiem un bezdarbnieku skaitu korelācijas koeficienti svārstās no 0.879 līdz 0.888, bet skaidras naudas ekvivalentu agregātiem no 0.853 līdz 0.874. Izveidojošās korelācijas ar bezdarbnieku skaitu un M2 (korelācijas koeficients 0.845) ir visvājākās no pārējām;
- visciešākās korelācijas ar bezdarba līmeni veidojas starp Fišera agregātiem, kuri tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku. Īpaši ir jāatzīmē QF2 agregāts, kuram korelācijas koeficients ir 0.910, nedaudz vājākas attiecības veidojas ar QF un QF4 agregātiem (korelācijas koeficienti ir 0.906 un 0.897 attiecīgi).

Igaunijā:

- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.485 līdz 0.784;
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.461 līdz 0.739;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.797 līdz 0.831;
- plašās naudas M2 korelācijas koeficients 0.801;
- visciešākās korelācijas veidojas ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu CE1 (korelācijas koeficients 0.831).

Pamatojoties uz izdarītiem secinājumiem, var sniegt sekojošas rekomendācijas:

- Latvijā bezdarba līmeņa analīzei un prognozēšanai neizmantojot nevienu no naudas piedāvājuma agregātiem;
- Lietuvā bezdarba līmeņa analīzei un prognozēšanai izmantot Fišera agregātu: QF2, ar kuru palīdzību var prognozēt bezdarbnieka skaitu izmaiņas ar 91% precizitāti.
- Igaunijā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE1) bezdarba līmeņa analīzei un prognozēšanai tikai kā informatīvo rādītāju, tādēļ ka šo rādītāju precizitāte ir 83%.

Izanalizējot attiecības starp naudas piedāvājuma agregātiem un nodarbinātības līmeni Baltijas valstīs, autore secina, ka:

- *Latvijā* starp naudas piedāvājuma agregātiem un nodarbināto iedzīvotāju vidējo skaitu nepastāv statistiski nozīmīgas attiecības. Tas pats rezultāts tika iegūts arī ar bezdarba līmeņa prognozēšanu Latvijā;

Lietuvā:

- starp nodarbinātības līmeni un naudas piedāvājuma agregātiem ir negatīvas attiecības, tas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, nodarbināto skaits samazinās, kas, savukārt, nozīmē, ka bezdarbnieku skaits pieaug;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.482 līdz -0.787;
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels no -0.774 līdz -0.781;

- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no - 0.731 līdz - 0.755;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir -0.795, kas ir labākais rezultāts no visiem pārējiem koeficientiem;
- korelācijas, kuras veidojas starp naudas piedāvājuma un nodarbināto līmeni nav tik ciešas kā korelācijas ar bezdarbnieku skaitu;

Igaunijā:

- starp nodarbinātības līmeni un naudas piedāvājuma agregātiem ir negatīvas attiecības;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.709 līdz - 0.869;
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.550 līdz - 0.790;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no - 0.836 līdz - 0.872;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir -0.837;
- korelācijas, kuras veidojas starp naudas piedāvājuma agregātiem un nodarbināto līmeni, ir ciešākas nekā korelācijas ar bezdarbnieku skaitu.

Apkopojot visus iegūtos secinājumus Baltijas valstīs, autore piedāvā nodarbinātības līmeņa analīzi un prognozēšanai:

- Latvijā naudas piedāvājuma agregātus neizmantot;
- Lietuvā kā informatīvo rādītāju izmantot tradicionālo plašo naudu M2. Nodarbinātības līmeņa analizēšanā un prognozēšanā M2 ļauj noteikt nodarbināto skaitu izmaiņas ar 80% precizitāti.
- Igaunijā kā informatīvo rādītāju izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE2). Nodarbinātības līmeņa analizēšanā un prognozēšanā CE2 ļauj noteikt nodarbināto skaitu izmaiņas ar 87% precizitāti.

Analizējot korelācijas starp naudas masas rādītājiem un strādājošo mēneša vidējo bruto darba samaksu, autore secina, ka:

Latvijā:

- starp naudas piedāvājumu un darba samaksu, pārsvarā, pastāv tiešas pozitīvas korelācijas, kas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, pieaugs arī vidējās darba algas;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.574 līdz 0.930. Ļoti būtiskās atšķirības korelācijās ir atkarībā no pielietotas metodes Fišera agregātu aprēķināšana. Tā Fišera agregāti, kas tiek rēķināti pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku, veido ciešas pozitīvas korelācijas ar darba samaksu (Pirsona koeficienti ir no 0.803 līdz 0.930). Savukārt, Fišera agregāti, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, veido negatīvas korelācijas ar darba samaksu, kas ir pretrunā ar ekonomisko teoriju (Pirsona korelācijas koeficienti no -0.574 līdz -0.730);
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels no 0.935 līdz 0.940;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.952 līdz 0.962;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.926, kas ir otrais labākais rādītājs pēc CE agregātiem;

Lietuvā:

- starp naudas piedāvājumu un darba samaksu pastāv tiešas pozitīvas korelācijas;

- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir ļoti liels: no 0.091 līdz 0.909;
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels: no 0.896 līdz 0.900;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.895 līdz 0.920;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.899.

Igaunijā:

- starp naudas piedāvājumu un darba samaksu pastāv tiešas pozitīvas korelācijas;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.782 līdz 0.940;
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.807 līdz 0.902;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.918 līdz 0.937;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.907, kas otrais labākais rādītājs pēc CE agregātiem.

Apkopojot visus secinājumus, autore piedāvā darba samaksas analīzi un prognozēšanai:

- Latvijā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE). Ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu CE palīdzību var paredzēt darba samaksas izmaiņas ar 96% precizitāti;
- Lietuvā izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE). Ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu CE palīdzību var paredzēt darba samaksas izmaiņas ar 92% precizitāti;
- Igaunijā izmantot Fišera agregātu (QF4). Ar Fišera agregātu (QF4) palīdzību var paredzēt darba samaksas izmaiņas ar 94% precizitāti.

Analizējot korelācijas starp naudas piedāvājuma agregātiem un ražošanas indeksu, autore secina, ka:

Latvijā:

- starp naudas piedāvājumu un realizēto produkciju pārsvarā veidojas pozitīvas statistiski nozīmīgas attiecības, kas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam, pārdoto rūpniecības produkciju apjoms palielinās, kas atbilst ekonomikas teorijai;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no -0.926 līdz 0.651;
- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels, no 0.660 līdz 0.670;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.767 līdz 0.784;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.679;

Lietuvā:

- starp naudas piedāvājuma agregātiem un produkcijas realizāciju pastāv pozitīvas attiecības;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.251 līdz 0.974;

- Svērto agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir neliels, no 0.967 līdz 0.971;
- skaidras naudas ekvivalenta agregātu korelācijas koeficientu svārstību diapazons ir no 0.963 līdz 0.972;
- korelācijas koeficients ar plašo naudu M2 ir 0.974;

Igaunijā:

- starp visiem naudas masas rādītājiem un realizēto produkciju pastāv pozitīvas attiecības;
- korelācijas koeficienti starp naudas masas rādītājiem un realizēto produkciju svārstās no 0.636 līdz 0.912;
- visciešākās korelācijas veidojas starp skaidras naudas ekvivalenta agregātiem.

Autore ražošanas indeksu analīzei un prognozēšanai piedāvā:

- Latvijā: izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE2) tikai kā informatīvo rādītāju. Produkcijas realizācijas prognozēšanā CE2 ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 78,4 % precizitāti.
- Lietuvā: izmantot tradicionālo plašo naudu (M2). Produkcijas realizācijas prognozēšanā M2 ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 97,4 % precizitāti.

Igaunijā: izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE). Produkcijas realizācijas prognozēšanā CE ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 91% precizitāti.

Galvenie secinājumi un priekšlikumi

Pamatojoties uz darbā paveikto, var izteikt sekojošus galvenos secinājumus:

1. Apkopojot izdarītus secinājumus par naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma nozīmi naudas teorijās, autore secina, ka:

- klasiskās teorijas postulāts apgalvo, ka monetārā politika neietekmē reālu ekonomisku aktivitāti;
- Dž. M. Keinss un viņa piekritēji izstrādāja teoriju, saskaņā ar kuru monetārās, budžeta un nodokļu politikas īstenošana ļauj ietekmēt kopējo preču un pakalpojumu pieprasījumu. Saskaņā ar Keinsa teoriju, monetārā politika var ietekmēt reālus ekonomiskos rādītājus;
- monetāristi, kā arī ekonomisti – klasiķi apgalvo, ka naudas masa ir galvenais kopējā pieprasījuma determinants ekonomikā. Monetāristi uzskata, ka tradicionālo Keinsa modeli var izmantot, analizējot monetārās politikas efektivitāti tikai īsā laika posmā. Saskaņā ar monetāristu uzskatiem, īsā laika posmā naudas masas izmaiņas ietekmē reālus ekonomikas rādītājus, tādus kā nodarbinātības līmenis un ražošanas apjoms. Bet ilgstošā laika posmā monetārās politikas īstenošana nedod nekādus reālus rezultātus, un vienīgais ekonomikas rādītājs, kurš mainās atbilstoši realizējamai politikai, ir cenu līmenis;
- saskaņā ar jauno klasisko modeli monetārās politikas īstenošana var iedarboties uz ekonomiku īsā laika posmā, pie nosacījuma, ka centrālās bankas darbība ir nesistemātiska un neparedzama;
- neokeinisiāniskas teorijas piekritēji uzskata, ka nauda nav neitrāla un tā ietekmē ekonomisko aktivitāti;
- turpretī pilnīgi pretējs viedoklis ir reālā biznesa cikla teorijas piekritējiem – nauda ir neitrāla un neietekmē ekonomiku.

2. Dažādu viedokļu esamība ļauj autorei izdarīt secinājumu, ka, iespējams, naudas teoriju galvenā problēma ir pieņēmums, ka tikai viena teorija ir pareiza. Iespējams, ka reālai ekonomikai, kura sastāv no daudziem cilvēkiem, tirgiem un nozarēm var piemērot ne tikai vienu teoriju. Tādā daudzguņu sektoru modeļu ekonomikā var būt pareizas vairākas teorijas, katra no tām var būt pielietota atsevišķam sektoram.

3. Analizējot pastāvošas korelācijas starp naudas piedāvājumu un procentu likmēm, tika konstatēts, ka naudas piedāvājums tiešā veidā neietekmē procenta likmes kanālu. Turpinot analīzi, tika izdarīts secinājums, ka naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma procenta likmes kanāla ietekme uz reālo ekonomiku sākas ar centrālo banku procentu likmju ietekmi uz banku kredītlīkēm, kas, savukārt, ietekmē komercbanku bilanci. Pētījumu rezultātā autore secina, ka procenta likmes kanāls atsevišķi no citiem kanāliem Baltijas valstīs nav efektīvs.

4. Tika konstatēta tiešā un pozitīva naudas bāzes (M0) un plašās naudas (M2) ietekme uz kredīta kanālu. Kreditēšana ir viens no svarīgākajiem aktīvo operāciju veidiem banku sistēmā Baltijas valstīs, tādēļ autore prognozēja, ka korelācijas starp naudas masas rādītājiem un kredītiem būs ļoti ciešas. Tomēr autore prognozē, ka finansu tirgus attīstības rezultātā jauno finansu instrumentu rašanos mazinās naudas piedāvājuma ietekmi uz kredīta kanālu Baltijas valstīs.

5. Naudas piedāvājuma ietekme uz valūtas maiņas kanālu Baltijas valstīs ir ierobežota. Vienīgi Lietuvā valūtas maiņas kursa kanāla ietekme ir nozīmīga, kas var būt saistīts ar Lietuvas agresīvāko eksporta politiku.

6. Keinsa transmisijas mehānisma aprobācija Baltijas valstīs:

- analizējot monetārus agregātus, nevar atrast labāko kopējo agregātu visām valstīm. Tā, piemēram, Latvijā un Igaunijā visciešākās korelācijas starp naudas piedāvājumu un procentu likmēm veidojas starp skaidras naudas ekvivalentu agregātiem, bet Lietuvā starp Svērtiem agregātiem;
- kopumā novērtējot naudas piedāvājuma ietekmi uz procenta likmi, var atzīmēt, ka tradicionālā plašā nauda veido otro labāko rezultātu, kas nozīmē, ka šis rādītājs ir universālāks nekā alternatīvie agregāti;
- Lietuvā un Igaunijā visos aprēķinos ir novērota kopēja tendence, ka korelācijas starp naudas piedāvājuma agregātiem un procentu likmēm ir ciešākas ar īstermiņa procentu likmēm nevis ar ilgtermiņa procentu likmēm. Latvijā ir novērota pretēja situācija, ka ciešākas korelācijas veidojas starp naudas piedāvājuma agregātiem un ilgtermiņa procentu likmēm;
- Kaut arī procenta likmes kanāls atsevišķos gadījumos ir ekonomiski nozīmīgs, tomēr kopumā pastāvošās statistiskās korelācijas starp procentu likmēm un naudas piedāvājumu, pēc autora viedokļa, nav ekonomiski nozīmīgas.

7. Monetāristu transmisijas mehānisma aprobācija Baltijas valstīs:

- skaidras naudas ekvivalenta agregāti Lietuvā un Igaunijā veido visciešākās korelācijas ar IKP;
- tradicionālā plašā nauda (M2) arī veido ciešas korelācijas ar IKP un ieņem otro vietu pēc skaidras naudas ekvivalentu agregātiem;
- Svērtie agregāti neveido stabilas attiecības ar IKP visās trīs valstīs. Tādēļ autore nevar piekrist V. Barnetta uzskatam, ka Svērtie agregāti ir vislabākie ekonomikas izmaiņu rādītāji. Autore uzskata, ka Svērtos agregātus visās Baltijas valstīs nevar izmantot monetārās politikas realizēšanā, izņemot Latviju, kur Svērtie agregāti veido visciešākās attiecības ar IKP. Ciešākas korelācijas ar IKP Latvijā un Igaunijā veidojas ar Svērtiem agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas ienesīguma likme ir vienāda ar nulli, bet Lietuvā agregātiem, kas tiek rēķināti, pieņemot, ka skaidras naudas lietotāju izdevumi ir vienādi ar vieninieku;
- Fišera agregātu korelācijas koeficientiem ir ļoti liels svārstību diapazons, sākot ar negatīvām attiecībām ar IKP un beidzot ar pozitīvām (no -0.441 līdz 0.961), tas, savukārt, nozīmē, ka šie agregāti nevar tikt pielietoti, lai noteiktu naudas piedāvājuma ietekmi uz IKP.

8. Naudas piedāvājuma agregāti un cenu pārmaiņas (patēriņa cenu pārmaiņas un ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā) Baltijas valstīs:

- Lietuvas gadījumā veidojas visciešākās korelācijas starp naudas piedāvājuma agregātiem un patēriņa cenu pārmaiņām, salīdzinot ar pārējām Baltijas valstīm: tā Igaunijā tika novērota līdzīga Lietuvai situācija, bet korelācijas koeficienti nebija tik augsti; Latvijā, savukārt, korelācijas koeficienti bija daudz zemāki nekā Lietuvā un Igaunijā;
- ņemot vērā, ka izveidojušās attiecības starp naudas piedāvājuma agregātiem un ražotāju cenu pārmaiņām rūpniecībā ir ekonomiski nenožīmīgas, naudas piedāvājuma agregātus tiešā veidā nevar izmantot, lai analizētu un prognozētu ražotāju cenu pārmaiņas rūpniecībā Baltijas valstīs.

9. Naudas piedāvājuma agregāti un bezdarba līmenis Baltijas valstīs:

- Latvijā starp naudas piedāvājuma agregātiem un bezdarba līmeni pastāv ekonomiski nenožīmīgas attiecības;

- Lietuvā un Igaunijā starp naudas piedāvājuma agregātiem un bezdarba līmeni pastāv ekonomiski nozīmīgas attiecības.

10. Naudas piedāvājuma agregāti un nodarbinātības līmenis Baltijas valstīs:

- Latvijā starp naudas piedāvājuma agregātiem un nodarbināto iedzīvotāju vidējo skaitu nepastāv statistiski nozīmīgas attiecības. Tas pats rezultāts tika iegūts arī ar bezdarba līmeņa prognozēšanu Latvijā;
- Lietuvā un Igaunijā starp nodarbinātības līmeni un naudas piedāvājuma agregātiem ir negatīvas, ekonomiski nozīmīgas attiecības. Lietuvā korelācijas, kuras veidojas starp naudas piedāvājuma un nodarbināto līmeni, nav tik ciešas kā korelācijas ar bezdarbnieku skaitu. Savukārt Igaunijā šīs korelācijas ir ciešākās.

11. Starp naudas piedāvājumu un darba samaksu pārsvarā pastāv tiešas pozitīvas korelācijas. Tas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam apgrozībā, pieaugs arī vidējās darba algas. Pastāvošas sakarības ir ekonomiski nozīmīgas.

12. Starp naudas piedāvājumu un realizēto produkciju pārsvara veidojas pozitīvas statistiski nozīmīgas attiecības. Tas nozīmē, ka, pieaugot naudas daudzumam, pārdoto rūpniecības produkciju apjoms palielinās, kas atbilst ekonomikas teorijai.

Pamatojoties uz darbā paveikto, var sniegt atbilstošus priekšlikumus:

1. Monetāristu naudas piedāvājuma transmisijas mehānisma ietekme uz reālo ekonomiku:

- ņemot vērā, ka tieši skaidras naudas ekvivalenta agregāti (CE), kas tiek rēķināti, pieņemot ienesīguma likmi noguldījumiem uz pieprasījumu par nulli, veido visciešākās korelācijas ar IKP, izmantot tos monetārās politikas realizēšanā Lietuvā un Igaunijā. Tā Lietuvā, ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE) palīdzību var analizēt un prognozēt IKP izmaiņas ar 90% precizitāti un Igaunijā ar 91% precizitāti. Latvijā, savukārt, pielietot Svērtus monetārus agregātus QD un QD1, ar kuru palīdzību var analizēt un prognozēt IKP ar 97% precizitāti.
- izmantot tradicionālo plašo naudu (M2), lai analizētu un prognozētu, kā naudas piedāvājuma izmaiņas, ietekmējot IKP, ietekmē ekonomiku. Tā Latvijā ar M2 agregātu palīdzību var prognozēt IKP izmaiņas ar 96% precizitāti; Lietuvā ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE) palīdzību var prognozēt IKP izmaiņas ar 87% precizitāti un Igaunijā ar 89% precizitāti.

2. Naudas piedāvājuma agregātu ietekme uz cenu pārmaiņām:

- Latvijas gadījumā patēriņa cenu pārmaiņu analīzei un prognozēšanai naudas piedāvājuma agregātus neizmanto.
- Lietuvā: prognozēt un analizēt patēriņa cenu pārmaiņas ar skaidras naudas ekvivalenta (CE) agregāta palīdzību. CE agregāts prognozē patēriņa cenu pārmaiņas ar 81% precizitāti. 81% precizitāte nav tik liela, lai varētu agregātu izmantot kā pamatlīdzekli inflācijas prognozēšanā, tādēļ autore piedāvā CE agregātu izmantot kā palīginstrumentu cenu stabilitātes nodrošināšanai.
- Igaunijā: patēriņa cenu pārmaiņu prognozēšanai izmantot skaidras naudas ekvivalenta (CE2) agregātu kā palīginstrumentu cenu stabilitātes nodrošināšanai. Ar skaidras naudas ekvivalenta (CE2)

agregāta palīdzību var paredzēt patēriņa cenu pārmaiņas ar 78% precizitāti;

3. Naudas piedāvājuma agregātu ietekme uz bezdarba līmeni:

- Latvijā: bezdarba līmeņa analīzei un prognozēšanai neizmanto nevienu no naudas piedāvājuma agregātiem;
- Lietuvā: bezdarba līmeņa analīzei un prognozēšanai izmantot Fišera agregātu: QF2, ar kuru palīdzību var prognozēt bezdarbnieka skaitu izmaiņas ar 91% precizitāti.
- Igaunijā: izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE1) bezdarba līmeņa analīzei un prognozēšanai tikai kā informatīvo rādītāju, tādēļ ka šo rādītāju precizitāte ir 83%.

4. Naudas piedāvājuma agregātu ietekme uz nodarbinātības līmeni:

- Latvijā: naudas piedāvājuma agregātus neizmanto;
- Lietuvā: kā informatīvo rādītāju izmantot tradicionālo plašo naudu M2. Nodarbinātības līmeņa analizēšanā un prognozēšanā M2 ļauj noteikt nodarbināto skaitu izmaiņas ar 80% precizitāti.
- Igaunijā: kā informatīvo rādītāju izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE2). Nodarbinātības līmeņa analizēšanā un prognozēšanā CE2 ļauj noteikt nodarbināto skaitu izmaiņas ar 87% precizitāti.

5. Naudas piedāvājuma agregātu ietekme uz strādājošo mēneša vidējo bruto darba samaksu:

- Latvijā: izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE). Ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu CE palīdzību var paredzēt darba samaksas izmaiņas ar 96% precizitāti;
- Lietuvā: izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE). Ar skaidras naudas ekvivalenta agregātu CE palīdzību var paredzēt darba samaksas izmaiņas ar 92% precizitāti;
- Igaunijā: izmantot Fišera agregātu (QF4). Ar Fišera agregātu (QF4) palīdzību var paredzēt darba samaksas izmaiņas ar 94% precizitāti.

6. Naudas piedāvājuma agregātu ietekme uz ražošanas indeksu:

- Latvijā: izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE2) tikai kā informatīvo rādītāju. Produkcijas realizācijas prognozēšanā CE2 ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 78,4 % precizitāti.
- Lietuvā: izmantot tradicionālo plašo naudu (M2). Produkcijas realizācijas prognozēšanā M2 ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 97,4 % precizitāti.
- Igaunijā: izmantot skaidras naudas ekvivalenta agregātu (CE). Produkcijas realizācijas prognozēšanā CE ļauj noteikt realizācijas izmaiņas ar 91% precizitāti.

Promocijas darba tekstā lietotie akronīmi un abreviatūras:

ASV	Amerikas Savienotās Valstis
CE, CE1, CE2	Skaidras naudas ekvivalenta agregāti, tiek rēķināti par pamatu aprēķiniem ņemot Rotemberga agregātu
EEK	Igaunijas krona
EM	Eiropas Monetārā Sistēma
ES	Eiropas Savienība
IKP	Iekšzemes kopprodukts
LTL	Lietuvas lits
LVL	Latvijas lats
M0	Naudas bāze
M2	Plašā nauda
OECD	Ekonomiskās attīstības un sadarbības organizācija
SVF	Starptautiskais valūtas fonds
QF, QF1, QF2, QF3, QF4, QF5	Fišera agregāti, tiek rēķināti, pamatojoties uz Fišera Ideālo indeksu
QD, QD1, QD2, QD3, QD4, QD5, QD6, QD7	Svērtie agregāti, tiek rēķināti, pamatojoties uz Tornkviša-Teila Svērto (Divisia) indeksu
lpp.	lappuse
mln.	miljons
tūkst., tk.	tūkstotis

Izmantotās literatūras un avotu saraksts:

1. Latvijas Statistiskās ikmēneša biļeteni,- LR Valsts Statistikas komiteja, Rīga, 1995.-2002.g.
2. Latvijas Bankas,- Monetārie apskati, par 1993.-2001.g.
3. Bank of England, - Statistics, quarterly bulletins,
4. Bank of Estonia, - Statistics, quarterly bulletins, 1993-2002
5. Bank of Lithuania, - Statistics, quarterly bulletins, 1993-2002
6. Estonian Statistics, - Statistical Office of Estonia, monthly, 1994-2001
7. IMF Analytical Framework, Concepts, Definitions and Classifications, - Dissemination Standards bulletin, 2002
8. OECD, - annual reports, 1970-2001.
9. Statistics Lithuania, Economic and Social development in Lithuania, - Vilnius, monthly bulletins, 1993-2001
10. Akerlof G. The market for lemons: Quality, uncertainty and the market mechanism,- Quarterly Journal of Economics 89, 1970, 488-500 p.
11. Akhtar M. Financial Innovations and their Implications for Monetary policy: An International perspective, - BIS Economic Papers N.9, Basle: Bank for international settlement, 1983, 1-15 p.
12. Atta-Mensah J. and Nott L. Recent developments in the monetary aggregates and their implications,- Bank of Canada Review, Spring: 1999, 5-18 p.
13. Atta-Mensah J. The empirical performance of alternative monetary and liquidity aggregates,- Bank of Canada Working Paper, 1995, 95-12 p.
14. Babich V. Monetary Transmission in Latvia, - Baltic International Centre for Economic Policy Studies, Baltic Economic Trends, 2001, N2, 16-28p.
15. Bachetta P. and Gerlach S. Consumption and credit constraints: some international evidence,- Journal of Monetary Economics, 40,1997, 207-238 p.
16. Ball L. Is Equilibrium Indexation Efficient?- Quarterly Journal of Economics, 103 (2), May 1988, 299-311 p.
17. Barnett W, and Fisher D., Serletis A. Consumer Theory and the Demand for Money, - Journal of Economic Literature 30, 1992, 2086-2119 p.
18. Barnett W. and Apostolos S. The Theory of monetary Aggregation, - Washington university, St.Louis USA, 2000, 795 p.
19. Barnett W. and Offenbacher, Spindt P. New Concepts of Aggregated Money, - Journal of Finance 36(2), 1981, 497-505 p.
20. Barnett W. and Spindt P. Divisia Monetary Aggregates: Their Complication, Data and Historical Behavior, - Federal Reserve Board Staff study N.116, Washington, D.C.: Federal Reserve Board, 1982, 456- 785p.
21. Barnett W. Development in Monetary Aggregation Theory, - Journal of Policy Modelling 12(2), 1990, 205-257 p.
22. Barnett W. Economic Monetary aggregates: An Application of index Number and Aggregation Theory, - Journal of econometrics 14, 1980, 11-48 p.
23. Barnett W. The Optimal Level of Monetary Aggregation, - Journal of Money, Credit and Banking 14(4), 1982, 687-710 p.
24. Barnett W. The User Cost of Money, - Economics Letter 1, 1978, 145-149 p.
25. Barnett W. Understanding the New Divisia monetary Aggregates, - Review of Public Data Use 11, 1983, 349-355 p.
26. Baumol W. The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach,- Quarterly Journal of Economics 66: 1952, 545-56 p.

27. Bayoumi T. The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s,- IMF working paper No.WP/99/13, 1999,145-159 p.
28. Ben-Horim M. and Silber W. Financial innovation: A Linear Programming Approach, - Journal of banking and Finance1, 1977, 277-296 p.
29. Bennett T. Monetary Policy Analysis in Models without Money, - prepared for 25-th Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis, October, 2000, 19-20p
30. Bern J., Currency boards, American Economic Review, 1999, 25-29 p.
31. Bermanke B. and Blinder B. The Federal Funds rate and the transmission of monetary policy, - American Economic Review, 82 –1992, 901- 21p.
32. Bermanke B. and Getler M. Inside Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, - Journal of Economic Perspectives, Vol.9, 1995, 27-28 p.
33. Blinder A. Keynes after Lucas,- Eastern Economic Journal, 1986, 209-16 p.
34. Blinder A. Keynes, Lucas and Scientific Progress,- American Economic review, 1987, 133 p.
35. Boessenkool K. , Laidler D. and Robson W. More Money than is Good for Us: Why the Bank of Canada Should Tighten Monetary Policy. Toronto: C. D. Howe Institute, 1997, 15 p.
36. Bohdan K. and Wróbel E The monetary transmission mechanism and the structural modelling of inflation at the National Bank of Poland, - National Bank of Poland, 2001, 232-252 p.
37. Bordo M. and Jonung L. The Long-Run Behavior of Velocity: The Institutional Approach Revisited, Journal of Policy Modeling 12, 1990, 165–97 p.
38. Borio C., Fritz. W. The Response of Short-Term lending Rates to Policy Rates: A Cross-Country Perspective, - Vol. 394 of Bank for International Settlements 1995,1-153 p.
39. Boughton J. Money and Its Substitutes, - Journal of Monetary Economics 8, 1981, 375-386 p.
40. Brunner K. and Allan M. Money and the Economy: Issues in Monetary Analysis, 1992, 56p.
41. Brunner K. and. Meltzer A. Money and the Economy: Issues in Monetary Analysis,- Cambridge University Press for the Raffaele, 1993, 23 p.
42. Card D. Unexpected Inflation, Real Wages, and Employment Determination in Union Contracts,- American Economic Review, 80 (4), September 1990, 669-688 p.
43. Cecchetti S. Legal structure, financial structure, and the monetary policy transmission mechanism,- NBER Working Paper No 7151, 1999, 85-99 p.
44. Chetty V. On Measuring the Nearness of Near-Moneys, - American Economic Review 59, 1969, 270-281p.
45. Christiano L., Eichenbaum M. and Evans C. The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds, - Review of Economics and Statistics, Vol. 78,1996, 16–34 p.
46. Clements K. and Nguyen P. Economic Monetary Aggregates- Comment, - Journal of Econometrics 14, 1980, 49-53 p.
47. Dale S. and Haldane A. Interest rates and the channels of monetary transmission: some sectional estimates, - European Economic Review, December 1995, 1611-26 p.
48. De Bondt G. Financial structure and monetary transmission in Europe: a cross-country study, - University of Amsterdam pub., 1999, 59-124 p.
49. De Grauwe P. The cost of Disinflation and the European Monetary System,- Open Economies Review, 1(2), 1990, 147-173 p.

50. Diamond D. Financial intermediation and delegated monitoring, - *Review of Economic Studies* 51, 1984, 393-414 p.
51. Diewert E. Exact and Superlative Index Numbers, - *Journal of Econometrics* 4, 1976, 115-145 p.
52. Donovan D. Modeling the Demand for Liquid Assets: An application to Canada, - *IMF Staff Papers* 25(4), 1978, 676-704 p.
53. Dornbusch F. and Giavazzi T. The immediate challenges for the European Central Bank, - *NBER Working Paper No 6369*, Cambridge, MA, 1998, 56-78 p.
54. Dowd K. *The Experience of Free Banking*, - London: Routledge, 1992 1-15 p.
55. Duca J. and VanHoose D. Optimal Monetary Policy in a Multisector Economy with an Economy-Wide Money Market,- *Journal of Economics and Business*, 42 (4), November 1990, 253-264 p.
56. Duca J. and VanHoose D. Optimal Wage Indexation in a Multisector Economy,- *International Economic Review*, 32 (4), November 1991, 859-868 p.
57. Duguay P. and Longworth D. Macroeconomic Models and Policymaking at the Bank of Canada,- *Economic Modelling* 15, 1998, 357-75 p.
58. Engert W. and Selody J. Uncertainty and multiple paradigms of the transmission mechanism,-*Bank of Canada Working Paper*, 1998, 98-7 p.
59. Favero C. and Giavazzi F., Flabbi L. The transmission mechanism of monetary policy in Europe: evidence from banks' balance sheets, - *NBER Working Paper No 7231*, 2000, 56-98 p.
60. Fethke G. The Conformity of Wage Indexation Models with the "Stylized Facts",- *American Economic Review*, 75 (4), September 1985, 856-861 p.
61. Fisher I. *The Making of Index Numbers: A Study of Their Varieties, Tests and Reliability*, - Boston: Houghton Mifflin, 1922, 250 p.
62. Fisher P. and Hudson S, Pradhan M. Divisia Indices for Money: An Appraisal of Theory and Practice, - *Working Paper Series N.9*, London: Bank of England, 1993, 19 p.
63. Friedman B. The Theoretical Non-Debate about Monetarism,- *Credit and Capital*, 9, 1974, 347-365 p.
64. Friedman M. and Schwartz A. *Monetary statistics of the United States: Estimates, Sources, Methods*, - New York: Columbia University Press, 1970, 151-152 p.
65. Garretsen H. and Swank J. The transmission of interest rate changes and the role of bank balance sheets: a VAR analysis for the Netherlands, - *Journal of Macroeconomics*, 1998, 325- 39 p.
66. Geary P. and Kennan J. The Employment-Real Wage Relationship: An International Study,- *Journal of Political Economy*, 90 (3), August 1982, 854-871 p.
67. Gertler M. and Gilchrist S. The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: arguments and evidence, - *Scandinavian Journal of Economics*, 95-1993, 43- 64 p.
68. Gilchrist S. and Zakrajsek T. The importance of credit for macroeconomic activity: identification through heterogeneity,- *CCSO,EZ,CPB seminar*, Groningen,1996, 1-8 p.
69. Goldfeld S. Comment on the Optimal Level of Monetary Aggregation, - *Journal of Money, Credit and Banking* 14(4), 1982, 716-720 p.
70. Gordon R. Milton Friedman's Monetary Framework: A Debate with His Critice, 1974, 152 p.
71. Gordon R. What is New – Keynesian Economics? *Journal of Economic Literature* 28, 1990, 1115-71 p.

72. Gordon R. What Is the New-Keynesian Economics?- *Journal of Economic Literature*, 28 (3), September 1990, 1115-1171 p.
73. Gray Jo A. and Spencer D. Price Prediction Errors and Real Activity: A Reassessment,- *Economic Inquiry*, 28 (4), October 1990, 658-681p.
74. Gurley G. and Shaw S. *Money in a Theory of Finance*, Washington, D.C: Brooking institution, 1960, 1-23 p.
75. Gurley J.and Shaw E. Financial aspects of economic development,- *American Economic Review* 45(4), 1995, 515-538 p.
76. Hanke S. and Schuler K. Ruble Reform: A Lesson from Keynes,- *Cato Journal* 10 (Winter 1991b), 1992, 655-666 p.
77. Hanke S. Dollarization of Bond Yields,- *Friedberg's Commodity and Currency Comments* 12 /5, August 1991, 1-9 p.
78. Helliwell J. and Cockerline J., Lafrance R. Multicountry Modelling of Financial Markets, - in Hooper, Peter, Karen Johnson, Donald Kohn, David Linsey, Richard Porter, and Ralph Tryon, eds., *Financial Sectors in Open Economies: Empirical analysis and policy issues*, - Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1990, 305-56 p.
79. Hester D. Innovations and Monetary Control, - *Brookings paper on Economic Activity* 1,1981,141-189 p.
80. Hicks J. Mr. Keynes and the Classics: A Suggested Interpretation,- *Econometrica*, 5(2), April 1937, 147-159 p.
81. Hoover K. Two Types of Monetarism,- *Journal of Economic Literature*, 22(1), March 1984, 58-76 p.
82. Iacoviello M. and Minetti R. The credit channel of monetary policy and housing markets: international empirical evidence, - *Mimeo*, LSE, 2000, 1-77 p.
83. Ishida K. Divisia Monetary aggregates and the Demand for Money: A Japanese Case. *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 2,1984, 49-80 p.
84. Ito T. and Sasaki Y. Impacts of the Basle Capital Standard on Japanese Banks' Behavior, - *NBER Working Paper No. 6730*, Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 1998, 45-69 p.
85. Jappelli T. and Pagano M. Consumption and capital market imperfections, -*American Economic Review* 79,1989,1088-1105 p.
86. Jayartne J. and Morgan D. Information problems and deposit constraints at banks, - *Research paper 9731*, Federal Reserve Bank of New York, 1997, 45-98 p.
87. Johansen S. and Juselius K. Identification of the long-run and short-run structure. An application to the IS-LM model,- *Journal of Econometrics*, 1994, 7-36 p.
88. Kakes J. Identifying the mechanism: is there a bank lending channel of monetary transmission in the Netherlands?,- *Dutch Central Bank, AB Amsterdam*, Netherlands March 1998, 1-36 p.
89. Kaldor N. A Model of Economic Growth,- *Economic Journal* 67, 1957, 571-624 p.
90. Kaldor N. Alternative Theories of Disterbution,-*Review of Economic studies* 23, 1956, 83-100p.
91. Kaldor N. Economic Growth and the problem of Inflation parts 1 and 2,- *Economics* 26, 1959, 212-226; 287-298 p.
92. Kalecki M. *Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy*,- Cambridge: Cambridge University Press, 1971, 165 p.
93. Kareken J. and Thomas M., Neil W. Optimal Open Market Strategy: The Use of Information Variables,- *American Economic Review* 63,1973, 156-172 p.

94. Kashyap A. and Stein J. What do a million observations on banks have to say about the transmission of monetary policy?, - American Economic Review, NBER Working Paper No.6065, 1997, 15 p.
95. Kashyap A. and Stein J. The role of banks in monetary policy: A survey with implications for the European Monetary Union, - Economic Perspectives, Vol 22, No 5 Federal Reserve Bank of Chicago,1997, 25-56 p.
96. Kasumovich H. Interpreting Money –Supply and Interest- Rate as Monetary-Policy shocks, Bank of Canada working paper, 1996, 44 p
97. King R. New Classical Macroeconomics,- Journal of Economic Perspectives 13,1995, 64p.
98. Klein B. Competitive Interest payments on Bank Deposits and the Long-Run Demand for Money, - American Economic Review 64, 1974, 931- 949 p.
99. Kneeshaw J. Analysis of Answers to the Questionnaire on Financial Structures,- Vol.394 of Bank for International Settlements 1995, chapter 1, 1-58 p.
100. Kumah E. Monetary Concept and Definitions, - IMF Working Paper WP/89/92, Washington, D.C.: International Monetary Fund, 1989, 1-152 p.
101. Laidler D The Legacy of the Monetarist Controversy,- Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 72 (2), March/ April 1990, 49-64 p.
102. Laumas G. The Degree of Moneyness of saving Deposits, - American Economic Review 58, 1968, 501-503 p.
103. Leeper M., Sims C. and Zha T. What Does Monetary Policy Do?, - Brookings Papers on Economic Activity: 2, Brookings Institution, 1996, 1–78 p.
104. Lipworth G. and Meredith G. A Reexamination of indicators of monetary policy and Financial Conditions,- ed.by Aghevli B., Bayoumi T., Washington: International Monetary Fund,1998, 56-93 p.
105. Lucas R. and Sargent T. After Keynesian Macroeconomics,- Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 3(2),1979, 1-17p.
106. Lucas R. Econometric Policy Evaluation: A Critique,- in K Brunner and A H Meltzer (eds),The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,- Amsterdam, North Holland,1976, 1-125 p.
107. Mankiw G. Commentary, in: Monetary Policy on the 75th anniversary of the Federal Reserve System, ed. Michael T. Belongia,- Boston: Kluwer academic Publishers, 1991, 275-276 p.
108. Mankiw N. A Quick Refresher Course in Macroeconomics,- Journal of Economic Literature 28,1990, 1645-60 p.
109. Martinez L., Sanchez O. and Werner A. Monetary policy and the transmission mechanism in Mexico, - Bank of Mexico, 2000, 175-209 p.
110. McCallum A. Reconsideration of the Uncovered Interest Rate Parity Relationship,- Journal of Monetary Economics, February 1994, 105-32 p.
111. Meltzer A. Is Monetarism Dead? National review, Nov. 4, 1991, 15-16p.
112. Menon, J.Exchange rate passthrough,- Journal of Economic Surveys 9,1995, 197-231 p.
113. Meyer L. Does money matter?, - lectures remarks, Washington University, St. Louis, Missouri, 2001, 1-18 p.
114. Miller M. Financial Innovations: The last twenty Years and the Next, - Journal of Financial and Quantitative Analysis 21, 1986,459-471 p.
115. Minsky H. Central Banking and Money Market Changes, - Quarterly Journal of Economics 71,1957,171-187 p.
116. Miron J. and Romer C., Weil D. Historical perspectives on the monetary transmission mechanism,- NBER Working Paper No 4326, 1993, 125-153 p.

117. Mishkin F. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism,- *Journal of Economics Perspective*, Vol. 9/1995(Fall), 1-78 p.
118. Moroney J. and Wilbratte B. Money and Money Substitutes,- *Journal of Money, Credit and Banking* 8(1), 1976, 181-198 p.
119. Morsink J. and Bayoumi T. A Peek Inside the Black Box: The Monetary Transmission Mechanism in Japan,- *IMF staff paper* Vol.48.No1, 2001, 22-57 p.
120. Mullineux A.(ed) *Finacial Innovation, banking and Monetary Aggregates*,- Cheltenham: Edward Elgar,1996, 1-56 p.
121. Mundells R. Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates,- *Canadian Journal of Economics and Political Science*,1962,29, 475-87 p.
122. Muth J. Rational Expectations and the Theory of Price Movements,- *Econometrica*, 29, 1961, 315-335 p.
123. O'Driscoll G. Money, Deregulation, and the Business Cycle, - *Cato Journal* 6 (Fall) p. 587—605 p.
124. Offenbacher E. Econmic Monetary Aggregates: Comment, - *Journal of Econometrics* 14 ,1980, 55-56 p.
125. Oliner S. and Rudebusch G. Monetary policy and credit constraints: evidence from the composition of external finance: comment, - *American Economic Review*, 1996, 300-09 p.
126. Patinkin J. The Shadow of Friedman, - *Economics Department Murdoch University, Working Paper No. 167, March 1998, 1-35 p.*
127. Quispe M. Monetary policy in a dollarised economy: the case of Peru,- published in *Monetary policy frameworks in a global context*, edited by Lavan Mahadeva and Gabriel Sterne, Routledge & Bank of England, London-New York, 2000, 210-231p.
128. Robinson J. *Essays in the Theory of Economic Growth*,- London, Macmillan & Co, 1962, 58-123 p.
129. Robinson J. *The accumulation of Capital*,- London, Macmillan & Co, 1956, 256 p.
130. Roper D. and Turnovsky S. The Optimum Monetary aggregate for Stabilization Policy, - *The Quarterly Journal of Economics* 95, 1980, 333-355 p.
131. Rotemberg J. and Driscoll J., Poterba J. Money, Output and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate, - *Journal of Business and Economic Statistics* 13(1), 1995, 89-102 p.
132. Rotemberg J. Commentary: Monetary Aggregates and Their Uses, - In M.T. Belongia (ed.), *Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System*, Boston: Kluwer academic Publishers,1991, 1-25 p.
133. Rotemberg J. *The New Keynesian Microfoundation*,- NBER, macroeconomics Annual 1987, ed. By Stanley Fischer, 1987, 235-36 p.
134. Roy C. An effective exchange rate index for the euro area, - *Bank of England, Quarterly Bulletin* , May 1999/, 190-194 p.
135. Schinasy G. European Integration, Exchange Rates, and Monetary Reform,- *The World Economy*, 12(4), December 1989, 389-413 p.
136. Siegfried N. *Monetary Transmission Mechanisms in Euroland*, - Hamburg University pb., 2001,1-15 p.
137. Smith V. *The Rationale of Central Banking and the Free Banking Alternative*, - Liberty Press, 1990, 23-24 p.
138. Smith W. A Graphical Exposition of the Complete Keynesian System,- *Southern Economic Journal*, 23(4), October 1956, 115-125 p.
139. Spindt P. Money is What money Does: Monetary Aggregation and The Equation of Exchange, - *Journal of Political Economy* 93(1), 1985, 175-204 p.

140. Taylor J. Economics, - Boston, Houghton-Mifflin, 1995, 26 p.
141. Taylor J. Macroeconomic Policy in a World economy: From Econometric Design to Practical Operation, - New York: W.W.Norton, 1993, 56-58 p.
142. Theil H. Economics and Information Theory. Amsterdam: North-Holland, 1967, 45 p.
143. Thornton D. and Yue P. An Extended Series of Divisia Monetary Aggregates, - Federal Reserve Bank of St. Louis Review 74(6), 1992, 35-52 p.
144. Timberlake R. How Gold Was Money How Gold Could Be Money Again,- The Freeman, April 1995, 204-209 p.
145. Timberlake R. and Forston J. Time Deposits in the Definition of Money, - American Economic Review 57(1), 1967, 190-194 p.
146. Tornqvist L. The Bank of Finland's Consumption Price Index, - Bank of Finland bulletin 10, 1936, 1-8 p.;
147. Vetlovs I. Aspects of Monetary Policy and the Monetary Transmission Mechanism in Lithuania, - Baltic International Centre for Economic Policy Studies, Baltic Economic Trends, 2001, N2, 28-37 p.
148. Weiner S. Union COLAs on the Decline,- Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 71(6), June 1986, 10-25 p.
149. Woo D. In Search of Capital Crunch: Supply Factors Behind the Credit Slowdown in Japan,- IMF Working Paper No. WP/99/3, Washington: International Monetary Fund, 1999, 1-28 p.
150. Кейнс Дж. М. Общая теория занятости, процента и денег,- Гелиос АРВ, Серия: Классики экономической науки - XX век, 1999 г. , 352 стр.
151. Львин Б / Валютный комитет и золотой стандарт: уроки мирового опыта/ Доклад на 5-й ежегодной конференции Института фон Мизеса/1999.
152. Миллер Р., Ван-Хуз Д. Современные деньги и банковское дело.- Москва: ИНФРА-М, 2000.-478 стр.
153. Петти В., Смит А., Рикардо Д., Кейнс Дж. М. и Фридмен М. Классика экономической мысли,- ЭКСМО - пресс: Серия: Антология мысли; Антология, 2000г, 896 стр.
154. Розмаинский И. Традиционное кейнсианство и кейнсианско-неоклассический синтез,- Прогресс, Москва, 2000, 389 стр.
155. Шэкп Г. Новые направления в экономической теории: 1926-1939 гг,- Современная экономическая мысль Серия экономическая мысль Запада Ред. Афансьева В. и Энтова Р., Прогресс, Москва, 1981, 39 стр.
156. Roger W Ferguson/ Report on consolidation in the financial sector/ 2001/ www.bis.org