

LATVIJAS UNIVERSITĀTE
BIZNESĀ, VADĪBAS UN EKONOMIKAS FAKULTĀTE

Ekonomikas nodaļa

**LATVIJAS INFLĀCIJAS JUTĪGUMS PRET GLOBĀLĀ FAKTISKĀ UN
POTENCIĀLĀ IZLAIDES APJOMA STARPĪBAS IZMAIŅĀM**

Sensitivity of Latvia's inflation to fluctuations of global output gap

MAGISTRA DARBS

Ekonomikas maģistra studiju programma

Matemātiskās ekonomikas apakšprogramma

Autors: **Paula Vaice**

Studenta apliecības Nr.: pv12002

Darba vadītājs: Dr. mat. profesore Māra Gulbe

RĪGA 2018

ANOTĀCIJA

Maģistra darbā veikta inflācijas jutīguma pārbaude pret sagaidāmo inflāciju, iekšzemes un globālā izlaides apjoma starpībām un importa cenu izmaiņām. Globālā izlaides apjoma starpības aprēķinam izmantotas trīs svēršanas metodes – importa un eksporta, importa, IKP svēršanas metodes. Globālā izlaides apjoma aprēķinam tiek izmantoti IKP dati par 9 nozīmīgākajām Latvijas ārējās tirdzniecības partnervalstīm. Potenciālā izlaides apjoma novērtēšanai tiek izmantots Hodrika-Preskota filtrs. Pētījumā izmantots papildinātais Filipa līknes modelis ar un bez novēlojumiem, iekļaujot sagaidāmo inflāciju, Latvijas un globālā izlaides apjoma starpības, kā arī importa cenu izmaiņas, kā arī tiek veikta modeļa īstermiņa ietekmes analīze. Pētījumā aplūkots laika periods no 1999.gada 1.ceturkšņa līdz 2017.gada 4.ceturksnim.

Pētījuma rezultātā tika noskaidrots, ka papildinātās Filipa līknes modelis bez novēlojumiem atbilstošāk modelē situāciju Latvijā. Par atbilstošāko globālā izlaides apjoma starpības aprēķina metodi tiek uzskatīta importa un eksporta svērtā metode. Globālā izlaides apjoma starpība statistiski nozīmīgi ietekmē inflācijas līmeni, turpretim Latvijas izlaides apjoma starpības ietekme uz Latvijas inflāciju nav statistiski nozīmīga. Iegūtie rezultāti atbilst OLS pieņēmumiem par kļūdu normalitāti, autokorelāciju un heteroskedasticitāti.

Darba apjoms – 73 lapas, tajā skaitā 23 attēli, 7 tabulas, 23 vienādojumi. Darbā iekļauti arī 22 pielikumi un tika izmantoti 63 literatūras avoti, 7 interneta avoti un 5 datubāzes.

Darbs sastāv no 3 nodaļām:

1. Inflācijas un izlaides apjoma sakarību teorētiskā analīze,
2. Latvijas makroekonomikas attīstības tendences,
3. Globālā izlaides apjoma starpības hipotēzes analīze Latvijai.

Atslēgas vārdi: papildinātā Filipa līkne, globālā izlaides apjoma starpības hipotēze, izlaides apjoma starpība, inflācija, izlaides apjoms, IKP

ABSTRACT

Latvia's inflation sensitivity to expected inflation, domestic and global output gaps, and changes in import prices has been tested in the master thesis. Three types of valuation methods were used to calculate global output: import and export, import, and GDP weighing methods. GDP data of the 9 most important Latvian foreign trade partner countries are used to calculate global output. To obtain potential output level, Hodrick-Prescott filter has been used. The study uses an augmented Phillips curve model with and without lags, including expected inflation, domestic and global output gaps, and changes in import prices. The study covers the period from the 1st quarter of 1999 to the 4th quarter of 2017.

The study found that the augmented Phillips curve model, with a first-order lag, more appropriately simulates the situation in Latvia. A trade-weighted method is considered to be the most appropriate method for calculating the global output gap. Latvia's and global output gaps are considered to be statistically significant for changes of inflation. The results obtained are in line with OLS assumptions about normality of errors, autocorrelation and heteroscedasticity.

The volume of master thesis is 73 pages including 23 images, 7 tables and 23 equations. In the thesis also included 22 appendices and have been used 63 sources of literature, 7 Internet sources and 5 databases. The work consists of 3 chapters:

1. Theoretical analysis of inflation and country's output,
2. Macroeconomic development trends in Latvia,
3. Analysis of the Global output gap hypothesis for Latvia.

Keywords: Augmented Phillips curve, global output gap hypothesis, output gap, inflation, output, GDP

SATURS

APZĪMĒJUMU SARAKSTS	5
IEVADS	6
1. INFLĀCIJAS UN IZLAIDES APJOMA SAKARĪBU TEORĒTISKĀ ANALĪZE	10
1.1. Globālā izlaides apjoma starpības hipotēze	12
1.2. Iepriekš veikto pētījumu rezultātu analīze	18
1.3. Inflāciju ietekmējošie kanāli globalizācijas kontekstā.....	23
1.4. Modelis aprēķiniem	26
2. LATVIJAS MAKROEKONOMIKAS ATTĪSTĪBAS TENDENCES	32
2.1. Makroekonomiskās situācijas analīze.....	32
2.2. Latvijas inflāciju ietekmējošo kanālu globalizācijas kontekstā analīze.....	37
3. GLOBĀLĀ IZLAIDES APJOMA STARPĪBAS HIPOTĒZE LATVIJAI	44
3.1. Izmantotie dati un to sagatavošana modeļa novērtējumam	44
3.2. Novērtētā modeļa rezultātu analīze.....	52
SECINĀJUMI	65
PRIEKŠLIKUMI.....	67
LITERATŪRAS SARAKSTS	68
PIELIKUMI.....	74

APZĪMĒJUMU SARAKSTS

AD – kopējais pieprasījums

ANO – Apvienoto Nāciju Organizācija

ĀTI – Ārvalstu tiešās investīcijas

ASEF – Āzijas-Eiropas fonds (*Asia-Europe Foundation*)

EDSO – Eiropas Drošības un Sadarbības Organizācija

ECB – Eiropas Centrālā Banka

IKP – iekšzemes kopprodukts

IMF – Starptautiskais Valūtas Fonds (*International Monetary Fund*)

NATO – Ziemeļatlantija Līgumu Organizācija (*North Atlantic Treaty Organization*)

PTO – Pasaules Tirdzniecības Organizācija

OECD – Ekonomiskās sadarbības un attīstības organizācija (*Organization of Economic Cooperation and Development*)

IEVADS

Viens no Eiro konverģences jeb Māstrihtas kritērijiem Eiro zonas dalībvalstīm ir zems inflācijas līmenis (mazāks par 1,5% no to Eiropas Savienības dalībvalstu, kurām ir viszemākais inflācijas līmenis, inflācijas vidējo aritmētisko rādītāju). Arī monetārās politikas veidotāju mērķis ir cenu stabilitāte valstī. Eiropas Centrālās Bankas mērķis un līdz ar to arī visu eiro zonas dalībvalstu centrālo banku mērķis ir noturēt inflācijas līmeni tuvu, bet zemāku par 2% vidējā termiņā. Lai pēc iespējas efektīvāk tiktu organizēta makroekonomiskā politika valstī, tās veidotājiem ir svarīgi izprast, kādas ir tendences inflācijas veidošanā un kādi ārējie apstākļi un cik lielā mērā tie ietekmē inflāciju.

Starptautiskajai tirdzniecībai attīstoties un pasaules ekonomikām paliekot arvien atvērtākām ar dažādu kanālu (imports un eksports, investīcijas, konkurence, komunikācija, tirdzniecības integrācija) starpniecību Latvijas ekonomikā tiek ienestas pasaules ekonomiskās tendences, tai skaitā arī inflācijas līmeņa izmaiņas. Arvien vairāk pētnieku pievērš uzmanību globalizācijas un nacionālās inflācijas savstarpējām sakarībām. Tie uzskata, ka, pasaules valstu ekonomikām integrējoties, sāk izzust iekšzemes faktoru noteicošā loma nacionālās inflācijas veidošanā. Laikraksta "Business week" redaktori apgalvo, ka pilnīgas iekšzemes monetārās politikas ēra ir beigusies un globālie faktori var kļūt par noteicošajiem nacionālās inflācijas līmeņa noteikšanā un prognozēšanā.

Globālā izlaides apjoma starpības hipotēzes pamatā ir apgalvojums, ka globālās izlaides apjoma starpības izmaiņas ietekmē valsts nacionālās inflācijas apjomu – tai palielinoties pozitīvā virzienā, inflācijas līmenis kļūst augstāks. Hipotēzes pirmsākumi bija vērojami jau tad, kad ASV inflācijas tendences nesekoja vispārpieņemtajiem likumiem – darba tirgum uzsilstot, palielinās inflācijas līmenis. 20.gadsimta 70.gados tika novērota stagflācija, kad ekonomikā valdīja izaugsmes stagnācija apvienojumā ar augstu inflācijas līmeni. Pēc tam 20.gs. 90.gados otro reizi ASV inflācija līmenis nesekoja iepriekšējām prognozēm – pretēji prognozētajam inflācijas līmeņa pieaugumam, tas samazinājās un tika nodēvēts par "pazudušo inflāciju". Tas lika domāt par citu inflācijas ietekmējošu faktoru esamību. Globālās izlaides apjoma starpības hipotēzes būtība ir, ka globālā izlaides apjoma starpība kļūst arvien nozīmīgāka inflācijas noteikšanās, kā arī iekšzemes izlaides apjoma starpības loma kļūst maznozīmīgāka.

Arvien aktuālāks kļūst jautājums, vai lielākai ekonomiskai integrācijai jeb ekonomiskai globalizācijai pastāv statistiski nozīmīga ietekme uz nacionālo inflācijas līmeni. Dažādu autoru pētījumos, analizējot atšķirīgu valstu inflācijas jutīgumu attiecībā pret globālā izlaides apjoma starpības izmaiņām, ir vērojami galēji pretēji viedokļi – daži apgalvo, ka

globālā izlaides apjoma starpība ir inflāciju ietekmējošs faktors, citi uzskata, ka tomēr nē, pierādot, ka globalizācijai ir maza ietekme uz inflācijas procesiem. Arī pētījumos, kuros tiek analizēta globālā izlaides apjoma starpības ietekme uz vienas un tās pašas valsts inflāciju, piemēram, ASV, ir vērojamas pretrunas iegūtajos rezultātos.

Ir pieejams ļoti daudz literatūras angļu valodā par globālā izlaides apjoma starpības hipotēzi. Tiek veikti arī daudz pētījumu par citām valstīm – ASV, Polija, Pakistāna, Centrāleiropa u.c. Taču darba autore neatrada nevienu pētījumu tieši par situāciju Latvijā. Latvijai kā mazai un atvērtai ekonomikai šis temats ir ļoti svarīgs – ir nozīmīgi izprast, vai globālajam izlaides apjomam ir ietekme uz inflācijas veidošanos. Darba autore konstatēja, ka nav pievērsta pietiekama uzmanība šī jautājuma izpētei.

Maģistra darbam tiek izvirzītas sekojošas **hipotēzes**:

H₁: Koeficients pie globālā izlaides apjoma starpības komponentes ir pozitīvs un statistiski nozīmīgs;

H₂: Globālā izlaides apjoma starpības koeficienta ietekme uz inflācijas līmeni ir lielākā nekā Latvijas izlaides apjoma starpība;

Pētījuma objekts ir Latvijas patēriņa cenu indekss un **pētījuma priekšmets** ir globālā izlaides apjoma ietekme uz inflāciju

Maģistra darba mērķis ir, pamatojoties uz datu analīzi un modeļa novērtējumu, noskaidrot, vai pastāv sakarība starp Latvijas inflācijas līmeni un globālā izlaides apjoma starpību un cik lielā mērā globālā izlaides apjoma starpība ietekmē inflācijas līmeņa izmaiņas. Inflācijas līmenis darbā tiek apskatīts kā patēriņa cenu indekss, savukārt globālā izlaides apjoma starpība tiek apskatīta kā Latvijas deviņu lielāko tirdzniecības partneru svērtā IKP summa.

Lai sasniegtu izvirzīto mērķi, tiek noteikti sekojoši **uzdevumi**:

1. Analizēt pieejamo zinātnisko literatūru, kurā tiek pētīta globālā izlaides apjoma starpības hipotēze attiecībā pret citām valstīm vai valstu grupām,
2. Balstoties uz zinātnisko rakstu biežāk izvēlēto un labāko praksi, izvirzīt labāko ekonometriskās analīzes modeli, kurš spētu sniegt labākos un precīzākos rezultātus.
3. Lai labāk tiktu izprasta makroekonomiskā situācija Latvijā, analizēt galveno, ar pētījumu saistīto rādītāju tendences
4. Apkopot un sagatavot nepieciešamos datus, ekonometriskās modelēšanas veikšanai. Tas ir, izvēlēties Latvijas lielāko ārējās tirdzniecības partneru IKP svēršanas metodes, kā arī novērtēt datu atbilstību modelēšanai.

5. Veikt globālās izlaides apjoma hipotēzes novērtēšanu, izmantojot EViews 8.0 datorprogrammas piedāvātos rīkus.
6. Veikt iegūtā novērtējuma atbilstības pārbaudi, kas iekļauj autokorelācijas, kointegrācijas, heteroskedasticitātes un stabilitātes pārbaudi.
7. Salīdzināt iegūtos rezultātus ar citu autoru iepriekš veiktajiem pētījumiem.
8. Balstoties uz iegūtajiem rezultātiem, izdarīt secinājumus par globālā izlaides apjoma hipotēzes attiecināmību uz Latvijas makroekonomisko specifiku un sniegt priekšlikumus.

Pamatojoties uz izvirzītajiem darba uzdevumiem, **maģistra darba struktūra** sastāv no ievada, trim nodaļām, secinājumiem un priekšlikumiem, kā arī izmantotās zinātniskās literatūras saraksta un pielikumiem.

Pirmajā daļā tiek veltīta zinātniskās literatūras apskatam. Lai izveidotu teorētisko bāzi pētījuma veikšanai un izprastu pašas hipotēzes tendences dažādās valstīs, tiek aprakstīta pati globālā izlaides apjoma starpības hipotēze, iepriekš veiktie pētījumi, globalizācijas ietekme uz nacionālo inflāciju, kā arī izvēlēts piemērotākais modelis novērtējuma veikšanai.

Latvijas makroekonomisko rādītāju tendenču labākai izpratnei, darba otrajā daļā tiek apskatīta makroekonomiskā situācija valstī. Nodaļā tiek analizēti arī globalizācijas ietekmes kanāli, kuri potenciāli spēj ietekmēt inflācijas līmeni valstī.

Globālā izlaides apjoma hipotēzes pārbaudei Latvijai, nepieciešams veikt izvēlētajā modeļa novērtēšana izvēlētajā periodā. Tāpēc trešā nodaļa tiek veltīta modeļa analīzei.

Noslēgumā tiek izdarīti secinājumi par pašu hipotēzi, tā atbilstību Latvijas ekonomikai un sniegti priekšlikumi tālākiem pētījumiem.

Maģistra darba izstrādē autore pielieto dažādas teorētiskās pētījuma, ekonomiskās un statistiskās analīzes **metodes**, kas ietver grupēšanu, salīdzināšanu, vispārināšanu, kā arī grafisko analīzi. Pirmajā daļā, lai izveidotu teorētisko bāzi pētījumam, tiek izmantotas vispārteorētiskās pētīšanas un aprakstošā metode. Otrajā daļā makroekonomiskās situācijas un tendenču analīzei un novērtēšanai tiek izmantotas statistisko datu apstrādes un ieguves metodes. Trešajā daļā globālā izlaides apjoma starpības hipotēzes novērtēšanai tiek izmantota statistiskās modelēšanas metode. Datu apstrāde un analīzes veikšana tiek veikta, izmantojot programmas Microsoft Office Excel, EViews 8.0 un interneta datubāzu sniegtās iespējas.

Pētījuma periods ir no 1999.gada 1.ceturkšņa līdz 2017.gada 4.ceturksnim. Lai tiktu veikta datu un modeļa analīze, nepieciešams izmantot vienāda garuma laika rindas ar vienādu sākuma periodu. Par sākotnējo pētījuma datumu tiek izvēlēts 1999.gads, jo sākot ar šo gadu visiem pētījumā nepieciešamajiem rādītājiem ir publicēti dati. Laika rindas, kuras

nepieciešamas modeļa novērtēšanā, tiek apskatītas ceturkšņa griezumā, lai akurātāk tiktu atspoguļotu situāciju un tiktu iegūtas pēc iespējas garākas laika rindas.

Maģistra darba pētījums pamatojas uz ārzemju zinātniskās literatūras labāko praksi un ārvalstu pētījumiem par globālās izlaides apjoma starpības hipotēzi dažādās valstīs vai valstu grupās. (Borio, 2007) un (Ihhrig, Kamin, Lindner, & Marquez, 2007) veiktie pētījumi ir vieni no visplašāk citētajiem zinātniskajiem darbiem attiecīgajā tēmā. Arī maģistra darba izstrādē autore balstās uz šiem un daudziem citiem plaši citētiem pētījumiem. Teorētiskā bāze tiek veidota no zinātniskajos rakstos un pētījumos apskatītajām problēmām saistībā ar globālā izlaides apjoma starpības hipotēzi. Pētījuma ietvaros tiek analizēti Latvijas un deviņu Latvijas lielāko tirdzniecības partnervalstu statistiskie dati. Pētījuma gaitā tiek izmantoti arī dažādi internetā pieejami materiāli.

1. INFLĀCIJAS UN IZLAIDES APJOMA SAKARĪBU TEORĒTISKĀ ANALĪZE

Globalizācijas jēdziens pasaules ekonomikā nav nekas jauns. Tiek uzskatīts, ka globalizācija lielā mērā ir ietekmējusi tādus sociālus un ekonomiskus fenomenus kā migrācija, ražošana, nodarbinātība, tehnoloģiskais process, ienākumu un labklājības sadale. Lai gan globalizācija un tās ietekme uz nacionālajiem tirgiem ir vērojama vairākus gadu desmitus, tomēr literatūrā vēl nepastāv vienotas definīcijas par to. Daļa autoru to definē kā valstu, kā arī preču, pakalpojumu, darbaspēka un kapitāla tirgu gan savstarpējo saistību, gan vienlaikus arī savstarpējo atkarību. (Frankel, 2006; Brakman, Garretsen, van Marrewijk, & can Witteloostuijn, 2006; Cohen & Kennedy, 2000) Citi apgalvo, ka globalizācija ir pārrobežu sociālo un ekonomisko attiecību intensificēšanās process starp ekonomiskajiem aģentiem, kuru raksturo pieaugoša transnacionālā ekonomisko un sociālo aktivitāšu savstarpējā atkarība. (Beck, 2000; Scherer & Palazzio, 2008) Globalizācija nenoliedzami ir ietekmējusi ļoti daudz nozīmīgas ekonomikas jomas, taču makroekonomikas analītiķiem un politikas veidotājiem arvien aktuālāka un nozīmīgāka kļūst ietekme tieši uz nacionālās inflācijas līmeni.

Inflācija plašākā izpratnē ir cenu vidējā līmeņa celšanās procentuālā izteiksmē un naudas pirkstspējas krišanās. Inflācijas funkcija parasti tiek aprakstīta ar tādiem iekšzemes faktoriem kā kopējais pieprasījums, darba algas izmaiņas, produktivitāte, sagaidāmā inflācija un nacionālā monetārā politika, kas uztur līdzsvaru starp visiem šiem faktoriem. Pastāv arī dažādi ārējie šoki, kas spēj ietekmēt nacionālo inflāciju un kas tiek iekļauti inflācijas aprēķinā, piemēram, importa un enerģijas resursu cenu izmaiņas. (Ihrrig, Kamin, Lindner, & Marquez, 2007) Teorijā tiek izšķirta pieprasījuma un piedāvājuma inflācija. Pieprasījuma inflācija pastāv tad, kad tautsaimniecībā kāda iemesla dēļ pieaug kopējais pieprasījums pēc precēm un pakalpojumiem (t.i. pieprasījums pēc patēriņa precēm, pēc ražošanas resursiem, pēc eksporta precēm u.c.). Savukārt, piedāvājuma inflācijas rodas, ja palielinās ražošanas resursu cenas. Līdz ar to palielinās produkcijas ražošanas izmaksas un ražotāji ir spiesti celt produkcijas cenu. (Saksonova, 2010) Pastāv divi inflācijas mērīšanas veidi – IKP deflators un patēriņa cenu indekss (turpmāk tekstā kā PCI). IKP deflators mēra saražoto preču un pakalpojumu cenas un tas ņem vērā tikai tās preces un pakalpojumus, kas saražoti iekšzemē, tas ir, valstī, par kuru tiek aprēķināta inflācija. Līdz ar to importētās preces IKP deflatora aprēķinā netiek iekļautas. Aprēķinā precēm un pakalpojumiem tiek piemēroti mainīgi cenu svāri – IKP deflators izmanto mainīgu preču un pakalpojumu grozu. Turpretim PCI ietver tikai patērētāju pirktu preču un pakalpojumu cenas. PCI novērtē arī importētās produkcijas cenas, jo tās ir daļa no patērētāju pirkumu paradumiem. PCI aprēķinā tiek izmantots fiksēts preču un

pakalpojumu grozs, pretēji tam, kā tas ir IKP deflatora aprēķinā. (Church, 2016) Tā kā maģistra darba pamatā ir hipotēze par sakarību starp inflāciju un globālo izlaides apjoma starpību, tā izstrādei nepieciešamais inflācijas mērs ir PCI, jo tas ņem vērā arī importētās produkcijas cenu pārmaiņas. Arī PCI var iedalīt divās daļās – kopējā inflācija (no angļu val. *headline inflation*) un pamatinflācija (no angļu val. *core inflation*). PCI kā kopējā inflācija aprēķina konkrēta patēriņa groza cenu gadu no gada, iekļaujot arī ļoti jutīgas komponentes, kuru cenas strauji mainās neskatoties uz ekonomisko situāciju valstī. Jūtīgās PCI komponentes ir pārtikas preču un enerģijas cenas, kas var nozīmīgi mainīt apskatītās inflācijas apjomu. Kopējo inflāciju parasti apskata, lai raksturotu dzīves dārdzību, kas sniedz noderīgu informāciju patērētājiem tirgū. Savukārt ekonomiskiem aprēķiniem, salīdzinājumiem un pētījumiem parasti neizmanto šo PCI veidu, bet gan pamatinflāciju, kas ir tas pats PCI, no kuras tiek atskaitīti elementi, kuri ietver ļoti lielu svārstīgumu un kuri var izraisīt nevēlamas novirzes inflācijas aprēķinā. Valstu Centrālo banku uzdevums ir stabilizēt inflācijas monetāro aspektu, taču dažādi nemonetārie efekti, atsevišķu nozaru cenu šoki spēj izraisīt īstermiņa svārstības cenu līmeņa noteikšanā. Taču jāņem vērā, ka šīm svārstībām piemīt īstermiņa raksturs. Centrālajām bankām ir svarīgi apskatīt tādu inflācijas līmeni, kas būtu “attīrīts” no šādiem cenu efektiem. Par labu atzīts tiek pamatinflācijas rādītājs. (Bessonovs, 2017) Parasti no kopējās inflācijas atskaita pārtikas preču un enerģijas cenas inflācijas apjomu. Pārtikas preču cenas var ietekmēt dažādi ar ekonomiku tiešā veidā nesaistīti faktori, piemēram, dabas apstākļus izmaiņas, kas var samazinās, piemēram, labības apjomus. Tādas energoresursu kā naftas cenas var tikt viegli ietekmētas dažādu politisko lēmumu dēļ, kas tālāk atspoguļojas kopējās inflācijas rādītājos. (Cecchetti, Moreno, Mihaljek, Villar, & Saxena, 2010) Politikas veidotājiem nav nepieciešams iedarbināt jebkādas monetārās politikas instrumentus inflācijas līmeņa samazināšanai, kamēr tā būtiski ilgtermiņā neietekmē kopējo inflācijas līmeni. Nepieciešamība nereaģēt uz šādām īstermiņa svārstībām arī raksturo Eirosistēmas monetārās politikas mērķis nodrošināt cenu stabilitāti vidējā termiņā. (Bessonovs, 2017) Maģistra darba pētījuma gaitā tiek izmantota pamatinflācijas rādītājs.

Arvien vairāk pētnieku pievērš uzmanību globalizācijas un nacionālās inflācijas savstarpējām sakarībām. Tie uzskata, ka, pasaules ekonomikām integrējoties, sāk izzust iekšzemes faktoru noteicošā loma nacionālās inflācijas veidošanā. Savukārt, arvien lielāka ietekme ir tieši globālajiem faktoriem. Balstoties uz to, veidojot nacionālo monetāro politiku un inflācijas prognozes, speciālistiem ir jāpievērš uzmanība tieši globālajiem inflāciju ietekmējošiem faktoriem. (Economist, 2006) Grieķu ekonomists un bijušais Eiropas Centrālās Bankas viceprezidents Lukass Papademos (*Lucas Papademos*) apgalvo, ka

nacionālā inflācija kļūst arvien mazāk atkarīga no iekšzemes pieprasījuma un piedāvājuma, bet gan tā kļūst arvien atkarīgāka no tā, kāda ir starpība starp globālo faktisko un potenciālo izlaides apjomu. (Papademos, 2006) “Pilnīgas iekšzemes monetārās politikas ēra ir beigusies”, laikraksta “Business week” redaktori apgalvo, ka globālie faktori beigu beigās var kļūt par noteicošajiem nacionālās inflācijas līmeņa noteikšanā un prognozēšanā. (BusinessWeek, 2006)

1.1. Globālā izlaides apjoma starpības hipotēze

Doma, ka pastāv kāda pozitīva sakarība starp izlaides apjomu un inflāciju, ir vērojama gandrīz tik pat ilgi, cik pastāv ekonomika kopumā. Mūsdienīgāka pieeja šādai sakarībai ir aprakstīta ar Filipa līknes palīdzību, kad Londonas Ekonomikas skolas atbalstītājs, Jaunzēlandiešu ekonomists A.V. Filips (*A.W. Phillips*) publicēja savu pētījumu (Phillips, 1958). Šajā pētījumā tika atspoguļota statistiska sakarība starp bezdarba un algas līmeni Apvienotajā Karalistē. Pētījums tika veikts ar gandrīz gadsimtu garu laika rindu – no 1861. gada līdz 1957. gadam. Balstoties uz šiem datiem A. Filips atklāja apgrieztu sakarību starp bezdarbu un vidējās nominālās darba algas procentuālajām izmaiņām – bezdarbam samazinoties, pieaug darba alga. Ar pētījuma palīdzību tika veikti sekojošie secinājumi:

1. Bezdarba līmenim pieaugot, samazinās darba algas inflācija,
2. Bezdarba līmenim samazinoties, pieaug darba algas inflācija.
3. Zems bezdarbs un zema inflācija nevar pastāvēt vienlaikus, tas ir, tie nav savietojami gadījumi. (Meļihovs & Zasova, 2007)

Filipa līknes matemātiskais vienādojums jau pašā saknē radīja šaubas un tiek uzskatīts par nepilnīgu, jo tam par pamatu tika ņemts nominālās darba algas aprēķins un faktiskais bezdarbs nevis starpība starp faktisko un potenciālo jeb dabīgo bezdarbu.

$$\pi_w = -\beta U \quad (1.1.)$$

kur π_w – darba algas inflācijas temps

β – koeficients, kas parāda darba algas jutīgumu pret bezdarba līmeni

U – faktiskais bezdarba līmenis

Ekonomisti vērsa uzmanību arī uz to, ka, optimālai inflācijas līmeņa prognozēšanai, viens no galvenajiem ietekmējošajiem faktoriem ir tieši paredzamais inflācijas līmenis. Ņemot vērā šīs nepilnības un kritiku, Filipa līknes vienādojums tika pārveidots:

$$\pi_{w/p} = \pi_e - \beta(U - U^*) \quad (1.2.)$$

kur $\pi_{w/p}$ – reālās darba algas inflācija

π_e – sagaidāmā darba alga

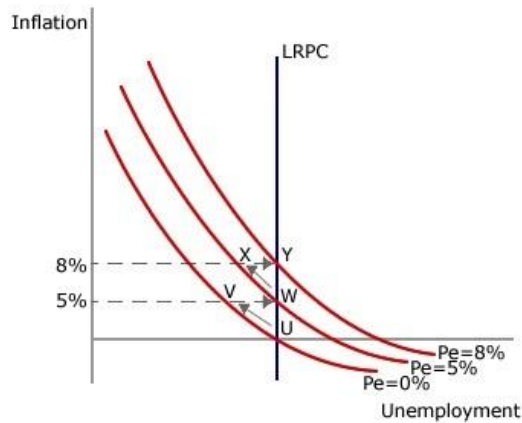
β – koeficients

$U - U^*$ – starpība starp faktisko un dabisko bezdarba līmeni

Vēlāk šī A.Filipa dokumentētā sakarība tika vērota arī starp cenu inflāciju un bezdarbu, kā arī tā tika atzīta par stabilu apskatot šo sakarību citu valstu ekonomikās. Pamatojoties uz A.Filipa publicēto rakstu un citiem empīriskajiem pierādījumiem P.Samuelsons (*P. Samuelson*) un R. M. Solovs (*R. M. Solow*) (Samuelson & Solow, 1960) šo sakarību nosauca par “Filipa līkni” (*Phillips curve*). Šis modelis tika uzskatīts par tik ļoti stabilu un patiesu, ka tas kļuva par 1960.gadu Keinsa teorijas piekritēju neiztrūkstošu sastāvdaļu. Keinsa teorijas ekonomisti apgalvoja, ka Filipa līkne piedāvā konkrētu risinājumu monetārās politikas veidotājiem – celt iekšzemes pieprasījumu, lai tiktu palielināts izlaides apjoms, līdz ar to, stimulējot valsts attīstību un samazinot bezdarba līmeni, bet viss tas ir iespējams panākt tikai ar neizbēgamām “izmaksām” – inflācija paaugstināšanās.

1968.gadā, 10 gadus pēc A.Filipa publicētā raksta, amerikāņu ekonomists Miltons Frīdmens (*Milton Friedman*) prezentēja asu kritiku Amerikas Ekonomikas Asociācijai (*American Economic Association*) par Filipa līknes derīgumu. Filipa līknes modelis netieši balstījās uz to, ka bezdarba līmeni var samazināt, ļaujot dabīgi augstajai inflācijai samazināt reālās algas līmeni, ņemot vērā pirktspējas līmeni, un līdz ar to tiktu palielināts darbaspēka pieprasījums. M. Frīdmens apgalvoja, ka, ja politikas veidotāji censtos noturēt faktisko izlaides apjomu virs potenciālā jeb līdzsvara līmeņa, tad algu saņēmēji ar laiku pierastu pie augstā inflācija līmeņa un sāktu pieprasīt nominālās algas paaugstināšanu. Rezultātā tiktu panākta augstāka inflācija bez noturīgi zema bezdarba līmeņa.

M. Frīdmena kritiku pamazām arī pavadīja empīriskie novērojumi. Sākot ar 1970.gadu vairākas valstis saskārās ar tā saukto “stagflāciju” (stagnācija apvienojumā ar inflāciju), kas nozīmē, ka ekonomikā valda gan augsta inflācija, gan augsts bezdarba līmenis, kas, balstoties uz Filipa līknes modeli, vispār nav iespējams. Šo situāciju ekonomisti nevarēja izskaidrot, izmantojot tradicionālo Filipa līkni. M.Frīdmens apgalvoja, ka šis Filipa līknes modelis vairāk nestrādā ne vidējā, ne ilgā termiņā. Līknes empīriskais pamatojums ļauj to izmantot tikai un vienīgi īstermiņa prognozēs. M.Frīdmens savā publicētajā rakstā (Friedman, 1968) arī apgalvo to, ka monetārai politikai nav ilgtermiņa ietekmes uz izaugsmi un nodarbinātību, bet gan tā paaugstina inflācijas līmeni pielāgošanās dēļ.



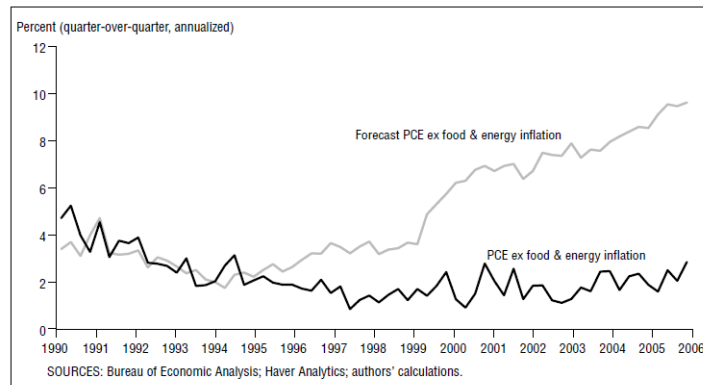
1.1.att. Īstermiņa un ilgtermiņa Filipa līknes (Phelan, 2012)

Ilgā laika periodā Filipa līkne pieņem vertikālu stāvokli. Tas tiek skaidrots ar to, ka bezdarba līmenis ilgā laikā vienmēr tieksies uz tā dabisko līmeni pat pie dažādiem inflācijas līmeņiem. (Phelan, 2012)

Tika ieviestas dažādas teorijas, lai saprastu, kas bija par iemeslu stagflācijai. Tās iekļāva produktivitātes kāpumu tehnoloģisko pārmaiņu dēļ, pāreju no preču ražošanas uz pakalpojumiem, enerģijas cenu izmaiņas, arodbiedrību ietekmi, darbaspēka mobilitātes trūkumu, kā arī starptautiskās tirdzniecības attīstību. (Dexter, Levi, & Nault, 2005)

Tieši tāds pats scenārijs tikai apgrieztā veidā notika 20.gs. 90.gados, kad ASV bija vērojama tā sauktā “pazudusī inflācija” (*missing inflation*). 90.gadu otrajā pusē, balstoties uz prognozēm, ASV bija gaidāms inflācijas kāpums, bet tas nenotika. Gandrīz visu desmitgadi inflācijas un bezdarba līmenis samazinājās samērā vienādi pretēji tam, kas bija prognozēts ar tradicionālās Filipa līknes palīdzību.

Figure 2: Missing Inflation of the 1990s

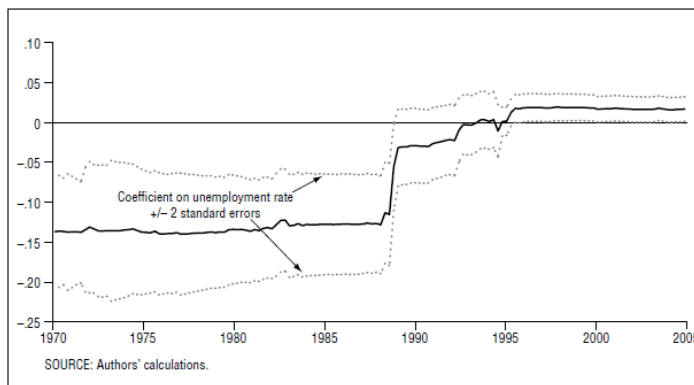


1.2.att. Prognozētā un faktiskā inflācija (1990-2006) (Wynne & Kerstig, 2007)

1.2. attēls parāda neatbilstību starp ASV prognozēto un faktisko inflācijas apjomu laika periodā no 1990.gada līdz 2006.gadam. Prognoze tika veikta izmantojot tradicionālo atpakaļejošu (*backward-looking*) Filipa līknes modeli, kas iekļauj novēlotu inflāciju, ASV bezdarba līmeni un mērījumi, lai kontrolētu šokus ekonomikā. Prognoze tika veikta visam periodam. Apskatot attēlu, var secināt, ka prognoze atbilst faktiskajam līmenim laika periodā no 1990.gada līdz 1995.gadam. Tas vēlreiz apstiprina to, ka Filipa līkne ir derīga īstermiņa novērtējumiem. (Wynne & Kerstig, 2007)

Starp faktoriem, kas ietekmēja gan pasaules, gan ASV inflācija samazināšanos, tika minēta dabīgā bezdarba līmeņa samazināšanās. Citi autori apgalvo, ka īpaši faktori, piemēram, darbinieku veselības apdrošināšanas izmaiņas veselības aprūpes organizācijās, ir uz laiku aizēnojušas inflācijas pieaugumu. Taču visbiežāk pētījumos par iemeslu šim fenomenam tiek minēts pieaugošā ASV ekonomikas jutīgums pret globālajiem ekonomiskajiem faktoriem. (Roberts, 2006)

Figure 3: Recursive Estimates of the Coefficient on the Unemployment Rate in Simple Backward-Looking Phillips Curve



1.3.att. Rekursīvie koeficientu novērtējumi (Wynne & Kerstig, 2007)

1.3.attēlā redzami bezdarba koeficientu rekursīvie novērtējumi, izmantojot tradicionālo atpakaļejošu Filipa līkni, kas tika lietota, lai prognozētu ASV inflācijas līmeni no 1990.gada līdz 2006.gadam. Pēc attēla var secināt, ka koeficienti maina gan savu vērtību, gan nozīmību – no negatīviem un statistiski nozīmīgiem 1970. un 1980.gados tie kļūst par maznozīmīgiem un pozitīviem 1990.gados. (Wynne & Kerstig, 2007)

Tradicionālā Filipa līkne tika asi kritizēta par to, ka tā neprecīzi modelē inflācijas gaidas. Līdz ar to tika meklēti jauni risinājumi Filipa līknes izskaidrošanas spējas uzlabošanai. Ekonomisti un Nobela prēmijas saņēmēji Roberts Lūkass (*Robert Lucas*) un Tomass

Sārdžents (*Thomas Sargent*) bija iniciatori jaunu uzskatu veidošanā par Filipa līkni. Šī jaunā pieeja, galvenokārt, balstījās uz neoklasicisma makroekonomisko modeļu mikroobjektiem, lai precīzāk novērtētu sagaidāmos lielumus. Šie ekonomisti bieži vien apšaubīja ne tikai Filipa līkni, bet arī pašus Keinsa ekonomikas pamatus, piemēram, pieņēmumu, ka monetārā politika spēj sistemātiski ietekmēt izlaides apjomu arī īstermiņā. Šo kritiku 20.gs. 80.gadu sākumā mēģināja atspēkot Dž.M.Keinsa ekonomikas skolas piekritējs Dž.B.Teilors (*J. B. Taylor*) un ekonomists G. A. Kalvo (*G.A. Calvo*). Tie mēģināja izveidot modeļus, kas ietver racionālās gaidas un mikroekonomisko pamatojumu monetārajai politikai, kam ir vismaz īslaicīga ietekme. Šie modeļi balstījās uz jaunu cenu noteikšanas mehānismu. Lai izskaidrotu periodus, kuru laikā tādi ražošanas faktori kā darbaspēks ir nepietiekami nodarbināti un vienlaikus kopējais izlaides apjoms ir zem potenciālā līmeņa, tika izmantots lipīgo cenu (*sticky price*) jēdziens. Šo jauno modeli nosauca par Keinsa-Filipa līkni. Par spīti dažāda kritikai, Filipa līknei vēl aizvien ir nozīmīga loma mūsdienu ekonomikas teorijā. To apstiprina amerikāņu ekonomistam E. Felpsam (*E.Phelps*) piešķirtā Nobela prēmija ekonomikā tieši par Filipa līknes teorijas attīstību. (Whelan, 2005)

Tradicionāli Filipa līkne tiek saistīta ar sakarību starp iekšzemes inflāciju un iekšzemes resursu izmantošanu, taču pētnieki arvien vairāk piekrīt viedoklim, ka, pasaulei integrējoties un starpvalstu tirdzniecībai attīstoties, resursu izmantošanas koncepts, kas saistīts ar īstermiņa inflāciju, tomēr ir vairāk saistīts ar globālo resursu izmantošanu nekā ar iekšzemes resursu izmantošanu. (Borio, 2007) pētījums visbiežāk tiek izmantots par pamatu pētījumiem, kas analizē sakarību starp globālo resursu izmantošanu un iekšzemes inflāciju. Pētnieki savā darbā izmanto papildināto Filipa līknes modeli, kas iekļauj, gan iekšzemes, gan globālo izlaides apjoma starpību, kā arī tas paredz dažādus citus faktorus, kuri tiešā veidā ietekmē inflācijas līmeni valstī.

Teorija sakarībai starp globālo izlaides apjoma starpību un nacionālo inflāciju, literatūrā tiek saukta par Globālā faktiskā un potenciālā izlaides apjoma starpības hipotēzi (no angļu val. *Global Output Gap hypothesis, Global Slack Hypothesis, Globalization-inflation Hypothesis*). Globālā faktiskā un potenciālā izlaides apjoma starpības hipotēze balstās uz to, ka, pasaules valstīm un to tirgiem savstarpēji kļūstot atkarīgākiem un integrētākiem, kā arī pateicoties preču, pakalpojumu, darbaspēka un kapitāla brīvai kustībai, nacionālais inflācijas līmenis paliek arvien jutīgāks pret globālā izlaides apjoma svārstībām. Iekšzemes faktoru ietekme inflācijas aprēķināšanā kļūst mazāk nozīmīga, savukārt, inflāciju ietekmējošo ārvalstu faktoru ietekme paliek arvien lielāka. Pieņemot, ka šī hipotēze ir patiesa, politikas veidotājiem, nosakot un prognozējot inflāciju, nevajadzētu balstīties tikai un vienīgi uz

iekšzemes pieprasījuma-piedāvājuma faktoriem vien, bet pievērst uzmanību tieši tam, kādas ir šīs pieprasījuma-piedāvājuma attiecības ārpus nacionālajām robežām. (Ihrrig, Kamin, Lindner, & Marquez, 2007) Kā jau darba autore minēja iepriekš, literatūrā ir vērojama viedokļu šķelšanās par to, vai šis fenomens tiešām pastāv, vai tā ir stabila un piemērojama teorija jebkurai atvērtai ekonomikai un cik lielā mērā nacionālā inflācija ir jutīga pret svārstībām ārvalstu tirgos.

Globālā izlaides apjoma starpības hipotēze ir nozīmīgs jautājums, ar ko sastopas monetārā politika mūsdienu globalizētajā pasaulē. Hipotēzei attīstoties, tas ir, iekšzemes inflācijai kļūstot jutīgākai pret globālo ekonomisko situāciju, politikas veidotājiem jāsaprot, cik lielā mērā nacionālās centrālās bankas spēj kontrolēt iekšzemes inflācijas dinamiku. Ja hipotēze ir patiesa, politikas veidotājiem ir jāpārskata modelis, ar kura palīdzību tiek veidota monetārā politika. Tieši tas, kāda ir ietekme uz inflāciju globālai ekonomikai vidējā vai ilgā termiņā arī ir atkarīgs no tā, kā tiek veidota šī politika. (Calza, 2008) Literatūrā valda arī viedoklis, ka globālā izlaides apjoma starpībai ir tikai īstermiņa ietekme uz nacionālo inflāciju. Globalizācija nenosaka arī to, ka ilgtermiņā inflācijas attīstību, galvenokārt, nosaka monetārās politikas veidotāji. (Wynne & Martinez-Garcia, 2010)

Standarta slēgtas ekonomikas Filipa līkne parāda teorētisku un empīrisku sakarību starp iekšzemes kopprodukta starpību un inflācijas svārstībām. Šīs sakarības līknes slīpuma samazināšanās un globālā tirgus attīstības integrācija nacionālās inflācijas noteikšanā ievieš jaunu lomu globālajiem faktoriem. Visbiežāk citētais pētījums (Borio, 2007) par globālā izlaides apjoma starpības hipotēzes piemērošanu izmanto papildināto Filipa līknes modeli, kurā inflācijas izmaiņas tiek skaidrotas ar iekšzemes un globālo izlaides apjoma starpību, kā arī tiek pievienoti dažādi citi mainīgie, kuri tiešā veidā veidā ietekmē inflāciju. No slēgtas ekonomikas modeļa tas kļūst par atvērtu. Kā papildus ietekmējošie inflācijas faktori tiek pievienoti sagaidāmā inflācija un importa cena. Šis modelis un dažādas tā modifikācijas tiek izmantotas Globālā izlaides apjoma hipotēzes novērtēšanai:

$$\pi_t = c + E\pi_t + \beta y_t^d + \delta y_t^f + \gamma \pi_t^m + \varepsilon_t \quad (1.3.)$$

kur π_t – reālās algas inflācija

$E\pi_t$ – sagaidāmā inflācija

β, δ, γ – koeficienti

y_t^d – iekšzemes izlaides apjoma starpība

y_t^f – globālā izlaides apjoma starpība

π_t^m – importa cenu inflācija

Balstoties uz šo atvērtās ekonomikas papildināto Filipa līknes modeli, Globālā izlaides apjoma hipotēze intuitīvi norāda uz trim hipotēzēm, kurām pēc empīriskiem pētījumiem būtu jāapstiprinās:

1. Globālajiem tirgiem integrējoties, iekšzemes izlaides apjoma starpības nozīmība inflācijas noteikšanā arvien samazinās.
2. Globālā izlaides apjoma starpības nozīmība palielinās, globalizācijai pieaugot. Tas nozīmē, ka koeficientam pie globālā izlaides apjoma starpības ir jābūt pozitīvam, statistiski nozīmīgam un laika gaitā jāpalielinās.
3. Koeficients γ laika gaitā palielinās, ja globalizācija kļūst arvien intensīvāka.

Lai gan šīs prognozes ir ļoti intuitīvas, tomēr tām nav pietiekamu pierādījumu empīriskajos pētījumos. (Bianchi & Civelli, 2013)

1.2. Iepriekš veikto pētījumu rezultātu analīze

Literatūrā pieejami neskaitāmi pētījumi par globālā izlaides apjoma starpības un globalizācijas ietekmi uz nacionālā inflācijas līmeņa izmaiņām. Pašas hipotēzes un nepieciešamā modeļa pētījuma veikšanai labākai izpratnei, sākotnēji tiek apzināti un izanalizēti iepriekš veiktie pētījumi par dažādām valstīm.

Hārvarda Universitātes profesors, ekonomists Kenets Rogofs (*Kenneth Rogoff*) analizēja globalizācijas ietekmi uz inflācijas samazināšanos. Pētījumā tiek analizēts, vai globālie faktori ir nozīmīgi iekšzemes inflācijas virzītājspēki, vai un cik lielā mērā ārējo šoku ietekmē politikas veidotājiem ir jāļauj inflācijas līmenim būt augstākam par mērķa līmeni. K. Rogofs apgalvo, ka globalizācija var sekmēt zemu inflācijas līmeni pat ilgtermiņā, kad attīstīto valstu integrācija pasaules ekonomikā vairs nerada nekādus pārsteigumus. Zema inflācijas līmeņa noturēšanai globalizācija padara stāvāku (pieaugot izlaides apjomam, inflācijas līmenis aug straujāk) inflācijas un izlaides (Filipa līkne) savstarpējo sakarību ar ko saskaras centrālo banku pārstāvji. Šī Filipa līknes stāvuma palielināšanās nodrošina zemo inflācijas līmeni uzticamāku un ilgtspējīgāku. Šo pārmaiņu pamatā ir palielinātā tirdzniecības konkurence, kas samazina vietējo monopolu un arodbiedrību varu. Lielāka konkurence veicina cenu un algu elastību un samazina ieguvumus no izlaides pieauguma, kas rodas monetārās politikas veidotājiem stimulējot iekšējo pieprasījumu. Tai pašā laikā pieaugošā konkurence ietekmē izlaides apjoma un inflācijas savstarpējo iedarbību un samazina starpību starp faktisko un potenciālo izlaides apjomu. Rezultātā tiek secināts, ka globalizācija nodrošina labvēlīgus apstākļus zema inflācija līmeņa uzturēšanai, kas tiek panākts meklējot optimālu savstarpējas iedarbības kombināciju starp izlaides apjomu un inflācijas līmeni. Globālā izlaides apjoma

starpība kļūst arvien nozīmīgāka inflācijas līmeņa prognozēšanā par iekšzemes izlaides apjoma starpību. Tā kā konkrētās nozarēs pieaug konkurence vietējo un nacionālo ražotāju starpā, šo industriju globālās izlaides starpības aprēķins ir daudz nozīmīgāks nekā iekšzemes izlaides apjoma starpība. Kā vēl vienu inflācijas samazināšanās iemeslu autors min Ķīnas ekonomiku – tiek pētīta teorija, ka Ķīna eksportē deflāciju. Pēc dekāžu garās izolācijas, Ķīnas zemo algu strādnieki veido lejupvērstu spiedienu un cenām citās ekonomikās, taču Ķīna eksportē deflāciju tikai relatīvajās cenās. Faktiskais cenu līmenis netiek mainīts, mainīts tiek tikai uzskats, ka pārējā produkcija kļūst dārgāka uz lētās Ķīnas produkcijas fona. (Rogoff, 2006)

Klaudio Borio un Endrjū Filardo (*Claudio Borio, Andrew Filardo*) pētījumā par globalizācijas un inflācijas savstarpējām sakarībām papildina vispārējo Filipa līknes modeli. Tika novērtēts papildinātais Filipa līknes vienādojums ar novēlojumiem 16 OECD valstīm un eiro zonas valstīm. Globālā izlaides apjoma starpības aprēķinam tika izvēlētas vēl 12 valstis. Tas tiek aprēķināts kā svērtais vidējais no šīm valstīm. Pētījumā apskata piecus svarus globālā izlaides apjoma starpības aprēķinam – tirdzniecības, importa, izlaides apjoma, valūtas kursa svārstību kā arī valūtas kursu svārstību pielāgotais tirdzniecības svērtais vidējais. Sākotnēji pētījumā tiek apvienoti pārrobežu (*pooled cross-country*) rādītāji. Modeļa novērtēšanai tiek izmantota GLS (*Generalized least squares*) metode. Tiek izmantota arī Vaita (*White*) standartkļūdu korekcija priekš šķērsriezuma heteroskedasticitātes. Pētījuma rezultātā tiek apgalvots, ka inflācijas jutīgums pret iekšzemes izlaides apjoma starpību samazinās industriālo valstu starpā, piemēram, ASV iekšzemes izlaides apjoma starpības koeficients samazinās no 0,13 līdz 0,09 divos periodos – no 1980.gada līdz 1992.gadam un no 1993.gada līdz 2005.gadam. Pētījums apstiprina globālā izlaides apjoma starpību kā kritēriju inflācijas likmes vienādojumā, kā arī atklāj nozīmīgu pieaugumu izskaidrošanas spēkam. Dažādu globālā izlaides apjoma starpības aprēķināšanas metožu koeficienti ir statistiski nozīmīgi – izlaides apjoma globālie mēri nodrošina pietiekamu izskaidrošanas spēku. Modelī pakāpeniski iekļaujot globālā izlaides apjoma starpību, iekšzemes izlaides apjoma starpības statistiskā nozīmība samazinās. Piedevām globālā izlaides apjoma starpības koeficients ir lielāks nekā iekšzemes izlaides starpībai. Šis pētījums tiek izmantots kā pamats daudziem pēdējos gados veiktajiem pētījumiem tieši par globālā izlaides apjoma starpības ietekmi uz inflāciju. (Borio, 2007)

Ihrig et al. novērtēja Filipa līknes vienādojumu 11 valstīm, izmantojot OLS (*Ordinary Least Squares*) regresijas metodi. Iegūties modeļa novērtējumi parāda, ka liecības globālā izlaides apjoma starpības hipotēzei ir ļoti vājas. Novērtētais globālā izlaides apjoma starpības

efekts uz iekšzemes inflācijas līmeņa izmaiņām nav statistiski nozīmīgs un bieži viens tas parādās ar nepareizu koeficienta zīmi. Pētījumā trūkst pierādījumu arī tam, ka laika gaitā iekšzemes izlaides apjoma starpības rādītājs kļūst nenozīmīgs un tā ietekme uz inflācijas līmeņa izmaiņām samazinās vairākās no apskatītajām valstīm. Valstis, kurās iekšzemes izlaides apjoma starpības loma samazinājās visvairāk, nav tās, kurās starptautiskā tirdzniecība ir visvairāk palielinājusies. Tāpat arī pētījumā apskatītajā ekonometriskajā vienādojumā, tirdzniecības atvērtības aprēķini būtiski neietekmē inflācijas jutīgumu pret izlaides apjoma starpību. Pētījuma vājie rezultāti arī liecina par to, ka importa cenu ietekme uz inflācijas līmeņa izmaiņās ir ļoti vāja. Kopumā pētījums atklāja, ka globālā izlaides apjoma starpības hipotēze nav pietiekami spēcīga globālā izlaides apjoma starpības noteikšanas specifikācijā. Rezultāti rāda, ka novērtētais globālā izlaides apjoma starpības efekts nav statistiski nozīmīgs, kā arī nav pietiekamu pierādījumu lejupejošai iekšzemes izlaides apjoma starpības tendencei. Papildus tam, netiek novērota inflācijas jutīguma pastiprināšanās attiecībā pret importa cenām. Lai gan netika atrasta statistiski nozīmīgas saistības starp šiem rādītājiem, tomēr tika atrasti pazīmes, ka globalizācija ir ietekmējusi izlaides apjoma starpību. Neto eksports ir vai nu palīdzējis stabilizēt IKP, izlaides apjoma starpības un inflācijas izmaiņas, vai nu ir atļāvis iekšzemes pieprasījumam mainīties lielākā amplitūdā, līdz ar to destabilizējot IKP un inflāciju. (Ihrrig, Kamin, Lindner, & Marquez, 2007)

Lorencs Bals (*Laurence Ball*) novērtēja Filipa līknes vienādojumu, izmantojot datus par 14 industriālām valstīm. L.Bala darbā sākotnēji tiek izvirzīti trīs pētījuma jautājumi – Vai globalizācijas ir samazinājusi ilgtermiņa inflācijas līmeni? Vai tā ir izmainījusi inflācijas dinamikas struktūru? Vai tā ir sekmējusi negatīvus šokus inflācijas līmenī? Pētījuma rezultātā tiek secināts, ka atbilde uz visiem šiem jautājumiem ir “nē”. L.Bals novērtēja Filipa līknes vienādojumu ar datiem no Ihrig. et al. Pētījuma, kura iekļautas 14 industriālās valstis periodā no 1985.gada līdz 2005.gadam. Bals apvienoja ikgadējos visu valstu datus. Kopā tika iegūti 294 novērojumi. Autors regresēja izmaiņas inflācijas rādītājos pret iekšzemes izlaides apjoma starpību, globālā izlaides apjoma starpību un apvienojot abus rādītājus. Kad abi izlaides apjoma starpības rādītāji ir iekļauti modelī, iekšzemes izlaides apjoma starpība ir ļoti statistiski nozīmīga, savukārt globālā izlaides apjoma starpība ir gandrīz nenozīmīga. Kad globālā izlaides apjoma starpība tiek pievienota modelim, kurā jau ir novērtēta iekšzemes izlaides starpība, modeļa determinācijas koeficients tiek palielināts tikai par 0,01. Pētījuma rezultāti liecina, ka iekšzemes izlaides apjoma starpībai ir ļoti liela ietekme uz valsts inflācijas līmeņa izmaiņām, savukārt, globālā izlaides apjoma starpībai ir tikai sekundāra nozīme. (Ball, 2006)

Eiropas Centrālās Bankas ekonomists A.Kalsa (*A.Calza*) aplūkoja globālā izlaides apjoma starpības hipotēzi, respektīvi, to, vai globalizācija ir izmainījusi iekšzemes inflācijas līmeņa jutīgumu pret globālā izlaides apjoma starpības izmaiņām tieši Eiro zonas valstīm un 25 citām ekonomiski attīstītām valstīm, aplūkojot lielāko pasaules izlaides apjoma daļu. Pētījumā tika izmantoti ceturkšņa dati laika periodam no 1979.gada līdz 2003.gadam. Filipa līknes modelis ar dažādām specifiskajām tiek novērtēts izmantojot gan OLS, gan NLS (*Non-linear least squares*) metodoloģiju. Globālā izlaides apjoma starpība tiek aprēķināta kā svērtais vidējais izlaides apjoms. Par svāriem tiek izmantots tirdzniecības (importa un eksports) kā arī Pirkjspējas paritāte. A.Kalsa pētījuma laikā ieguva ļoti vājus pierādījumus tam, ka globālā izlaides apjoma starpībai piemīt jebkādas Eiro zonas inflācijas prognozēšanas spējas. (Calza, 2008)

Amerikāņu ekonomists, Viskonsīnas Universitātes profesors Čārlzs Engels (*Charles Engel*) apgalvo, ka ārvalstu izlaides apjoma starpībai ir ietekme uz iekšzemes inflāciju, jo ārvalstu izlaides apjoma starpība lielā mērā ietekmē tieši iekšzemes robežizmaksas. Pastāv divi kanāli, caur kuriem ekonomiskā situācija un tās izmaiņas pasaulē var ietekmēt konkrētas valsts inflāciju – ārvalstu izlaides apjoma starpība un valūtas kursa vērtības izmaiņas. Č.Engels apgalvo, ka ārvalstu izlaides apjoma starpības palielināšanās izraisa valsts inflācijas līmeņa palielināšanos. Šīs izmaiņas notiek sakarā ar pieprasījuma palielināšanos pēc iekšzemes precēm un pakalpojumiem, kas savukārt palielina reālās algas līmeņa kustību augšup. (Engel, 2011)

Starptautiskā Valūtas Fonda pētījums tika veikts par jaunajām Eiropas Savienības dalībvalstīm, tai skaitā arī Poliju. Laika periods, par kuru tika veikts pētījums, ir no 1996.gada līdz 2004.gadam. Tika novērtēta papildinātais Filipa līknes modelis, izmantojot Arrelano-Bonda Dinamisko paneļa novērtējumu (*Arrelano-Bond Dynamics Panel Estimator*). Rezultāti par globalizācijas un inflācijas sakarību pierāda, ka globalizācija būtiski ir samazinājusi inflācijas radīto spiedienu uz cenām Centrāleiropā pēdējo dekāžu laikā. Īpaši šī parādība ir vērojama tieši Polijā. Globalizācija ir stimulējusi mazāk aktīvu politiku, kas vērsta uz cenu stabilitāti. Palielinoties globālo tirgu ietekmei, ražošanas nozares uzņēmumi ir spiesti samazināt produkcijas uzcenojumu. Šis efekts bija īpaši izteikts Centrāleiropas valstīs, kur importa apjoms īsā laikā pielāgojās attīstītām valstīm. (Allard, 2007)

Ņujorkas Federālo Rezervju Bankas veiktais pētījums par globālā izlaides apjoma starpības ietekmi uz ASV inflāciju rāda, ka, kopš 1990.gada rūpnieciski attīstīto valstu faktiskajam izlaides apjomam arvien vairāk atpaliekot no potenciālā, ASV ekonomikā nav vērojams inflācijas samazinājums, kā tas būtu gaidāms, balstoties uz globālā izlaides apjoma

starpības hipotēzi. Analīze rāda, ka pieaugošā globālā izlaides apjoma starpība tikai daļēji nodrošina zemu cenu inflācijas radīto spiedienu. Lai gan ārvalstu inflācijas līmenis pētījumā apskatītajā periodā bija zemāks nekā ASV, valūtas maiņas kurss pārsniedza inflācijas atšķirības un būtiski ietekmēja importa cenu radītās sekas. (Orr, 1994)

Bostonas Federālo Rezervju bankas viceprezidents Džefrijs Totels (*Geoffrey Tootell*) pētījumā par globalizāciju un ASV inflāciju atklāja veica novērtējumus papildinātajam Filipa līknes modelim ar dažādām specifikācijām. Tika atklāts, ka zēmam inflācijas līmenim pastāvot vienlaikus ar zēmu bezdarba līmeni nozīmē ne tikai, ka ir veiksmīgi organizēta monetārā politika, bet gan tas parāda globalizācijas un globālā izlaides apjoma starpības ietekmi uz nacionālo ekonomiku. Ja hipotēze par globālā izlaides apjoma starpības ietekmi uz nacionālo inflāciju ir patiesa, tad monetārās politikas veidotājiem nav jāuztraucas par zēmo bezdarba līmeni, kam, vadoties pēc Filipa līknes, vajadzētu celt inflācijas līmeni. Faktiskā globālā izlaides apjoma atpalikšanai no potenciālā vajadzētu noturēt inflācijas līmeni zēmu. Lai gan šāda hipotēze pastāv, tai tomēr trūkst apstiprinājuma Bostonas Federālo Rezervju Bankas veiktajā pētījumā par globālā izlaides apjoma starpību un ASV inflāciju. Šai starpībai vajadzētu tiešā veidā ietekmēt ASV inflācijas līmeni, balstoties uz tradicionālo Filipa līkni. Pētījumā netiek atrasta nekāda saistība starp šiem diviem rādītājiem. (Tootell, 1998)

Dalāsas federālo rezervju bankas globalizācijas un monetārās politikas institūta direktors Marks Vinns (*Mark A. Wynne*) veica pētījumu par globālā izlaides apjoma starpības hipotēzes atbilstību ASV ekonomikai. Autors apgalvo, ka pastāv daudz stabilu analītisku un empīrisku iemeslu tam, lai globalizācija tiktu uzskatīta par vienu no ASV inflācijas ietekmējošiem lielumiem. Tomēr pastāv dažādas konceptuālas problēmas saistītas ar izlaides apjoma starpības novērtējumu. Tirdzniecības saldo principā var atspoguļot globālā izlaides apjoma starpības ietekmi uz iekšzemes inflācijas tendencēm. Vēl joprojām aktuāls paliek jautājums, cik lielā mērā globālā izlaides apjoma starpības hipotēze spēj uzlabot inflācijas prognozēšanas precizitāti, ar ko saskaras monetārās politikas veidotāji. (Wynne & Martinez-Garcia, 2010)

Lai gan ir veikti ļoti daudz un dažādu pētījumu par globālā izlaides apjoma starpības ietekmi uz nacionālās inflācijas līmeni, tomēr tajos nav atrodami viennozīmīgi secinājumi, ka šī ietekme ir būtiska un statistiski nozīmīga, un ka monetārās politikas veidotājiem, prognozējot inflācijas līmeni, būtu jāņem vērā globālā izlaides apjoma starpība kā viens no ietekmējošajiem kritērijiem. Dažādu autoru pētījumos, analizējot atšķirīgu valstu inflācijas jūtīgumu attiecībā pret globālā izlaides apjoma starpības izmaiņām, ir vērojami galēji pretēji viedokļi – daži apgalvo, ka globālā izlaides apjoma starpība ir inflāciju ietekmējošs faktors,

citi uzskata, ka tomēr nē. Arī pētījumos, kuros tiek analizēta globālā izlaides apjoma starpības ietekme uz vienas un tās pašas valsts inflāciju, piemēram, ASV, ir vērojamas pretrunas iegūtajos rezultātos. Protams, rezultāti ir atkarīgi no pielietotām metodēm, taču tas parāda to, ka šī globālā izlaides apjoma hipotēze nav pietiekami robusta pret izmaiņām specifikācijā.

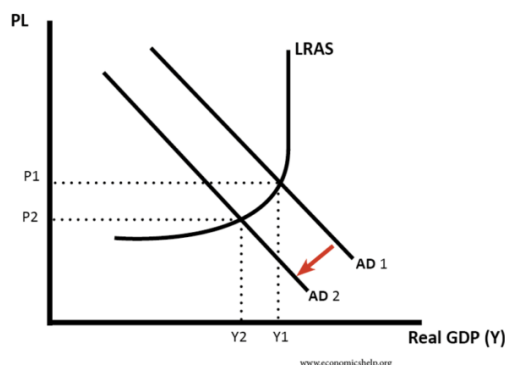
1.3. Inflāciju ietekmējošie kanāli globalizācijas kontekstā

Lielākas ekonomiskās, tas ir, tirdzniecības, kapitāla un darbaspēka, atvērtības radītie efekti, pirmkārt, ir vērojami relatīvo cenu un reālo ieņēmumu izmaiņās. Šie efekti parasti tiek novēroti īstermiņā. Tālāk, vai šīs izmaiņas ietekmēs vidēja termiņa un ilgtermiņa inflācijas līmeni, ir atkarīgs no tā, kā tiks īstenota monetārā politika kā atbildes reakcija uz globalizācijas radītajiem efektiem (Wynne & Martinez-Garcia, 2010). Pastāv daudz un dažādu faktoru, kas ietekmē nacionālo inflācijas līmeni, piemēram, naudas piedāvājums, procentu likmes, nodarbinātība un citi, taču, apskatot inflāciju globalizācijas kontekstā, tā uz inflāciju iedarbojas caur dažādiem kanāliem, pateicoties brīvai produktu un pakalpojumu, kapitāla, cilvēku, kā arī informācijas kustībai.

Kā viens no galvenajiem globalizācijas kanāliem, kas tiešā veidā ietekmē nacionālo inflāciju ir **importa cenu izmaiņas**. Importa cenām mainoties, tiek atstāta tūlītēja ietekme uz jebkuru uz izmaksām balstītu inflācijas aprēķinu. Šo parādību dēvē arī par importēto inflāciju. (Baum, 2007) Importa cenu izmaiņas ietekmē nacionālo inflāciju caur diviem veidiem – importējot jau gatavo produkciju un importējot izejmateriālus. Ārvalstu ražotāji daudz efektīvāk izmanto savas ražošanas jaudas. To produktivitāte ir augstāka un tie spēj saražot produkciju ar relatīvi zemākām izmaksām, kas ietekmē produkcijas cenu un līdz ar to arī importa cenu. Importējot lētāku ārvalstu produkciju, pašmāju ražotāji ir spiesti samazināt produkcijas cenu. Importa cenas ietekmē inflāciju arī caur ražošanas izmaksām. Lētāki izejmateriāli, kas tiek importēti, samazina produkcijas ražošanas izmaksas. Importa cenu ietekmes spēks uz valsts inflāciju ir lielā mērā atkarīgs no tā, cik viegli ir atrast šo izejmateriālu un gatavo produktu vietējos aizvietotājus, kas būtu spējīgi konkurēt arī cenu ziņā.. (Tootell, 1998)

Ne tikai cena, bet arī apjoms, kāds tiek importēts spēj ietekmēt cenu līmeni valstī. Tas, cik relatīvi daudz tiek importēts, balstās uz to, kādi ir patērētāju paradumi – cik lielā mērā tie izvēlas importa produkciju, ne vietējo. Tas redzams, apskatot patēriņa grozu, kas tiek izmantots PCI aprēķinam. Jo lielāks importēto preču un pakalpojumu īpatsvars, jo **importa apjomam** lielāka ietekme uz cenu līmeni valstī. Ja importa preču īpatsvars patērētāju

pirkšanas paradumos ir ļoti augsts, tad tam vajadzētu samazināt pieprasījuma radīto inflāciju. (IMF, 2006)



1.4.att. **Inflācijas ietekme uz AD taisni** (Abubakar & Sivagnanam, 2016)

Patērētājam patērējot arvien vairāk importētās preces, ceteris paribus, tiek samazināts pieprasījums pēc vietējām, salīdzinoši dārgākām precēm, tādā veidā nobīdot AD līkni pa kreisi, kas tālāk samazina gan kopējo saražoto apjomu, gan vispārējo cenu līmeni jeb inflāciju. (Abubakar & Sivagnanam, 2016)

Kad citās valstīs aug pieprasījums pēc iekšzemē saražotās produkcijas, tiek palielināti ienākumi nozarēm, kas piedāvā **eksporta** produkciju. Palielinātais ārējais pieprasījums pēc produkcijas ļauj optimizēt ražošanu un piedāvāt efektīvāk, produktīvāk un lētāk saražotus labumus par zemāku cenu. Pieaugošais ārējais pieprasījums relatīvi samazina iekšējo pieprasījumu, kas nozīmē, ka, lai ražotāji palielinātu produkcijas realizāciju vietējā tirgū, tiem ir jāsamazina preces cena. Tas noved pie cenu līmeņa samazināšanos. (Gylfason, 2006)

Literatūrā kā viens no nacionālās inflācijas ietekmējošiem kanāliem tiek minēta **tirdzniecības integrācija** ar dažādu tirdzniecības līgumu un vienošanās palīdzību starpniecību. Tirdzniecības integrācija ir samazinājusi barjeras preču un pakalpojumu, cilvēku, kapitāla un informācijas plūsmai un izveidojusi dažādus noteikumus starptautiskai komercijai starp divām valstīm vai vairāku valstu starpā. Tirdzniecības vienošanās tiešā veidā ietekmē valsts ekonomiku – tirgus ir atvērtāks, konkurences lielāka, investīciju plūsma aktīvāka, produktivitāte aug līdz ar to labklājība palielinās. Galvenokārt, caur tirdzniecības atvērību, netiešā veidā tiek ietekmēti arī citi valsts ekonomikas aspekti, piemēram, produktivitāte, nodarbinātība, izlaide, kā arī, protams, inflācija. Palielinātā tirdzniecība inflācijas līmeni var ietekmēt divos veidos – palielinot konkurenci un palielinot produktivitāti. (CBO, 2016)

Straujai pasaules valstu ekonomiku integrācijai ir netieša ietekme uz nacionālo inflāciju izmaiņām. Tā kā pasaule kļūst arvien atvērtāka, tirgus dalībniekiem ir izvēle, vai veikt darbību tikai vienas valsts robežās, vai tomēr sadarboties arī ar citām valstīm. Līdz ar to tiek **palielināta konkurence**, kas savukārt palielina iekšzemes produktivitātes izaugsmi. Atvērtā tirdzniecība ļauj valstīm specializēties un attīstīt tās nozares, kurās tām ir konkurētspējīga priekšrocība. Turpretim nozares, kuras tiek uzskatītas par neefektīvām, tiek izstumtas no tirgus, ļaujot koncentrēt jaudas efektīvākās nozarēs. Straujāka produktivitātes izaugsme ļauj uzņēmumiem maksāt augstākas algas bez cenu palielinājuma. (Wynne & Kerstig, 2007) Tiek palielināta arī cenu konkurence vietējā tirgū un līdz ar to arī importa apjoms. Rezultātā tiek vērota relatīvs cenu samazinājums dažādām precēm, piemēram, tekstils. Tā kā šīs preces ir patēriņa cenu komponente, to cenu samazinājums ir veicinājis inflācijas līmeņa samazināšanos. Cenu konkurencei ir arī netieša ietekme uz inflācija līmeņa samazināšanos – vērojama ietekme uz vietējo ražotāju cenu un ražošanas resursu cenu izmaiņām. (Chen, Imbs, & Scott, 2004)

Privātā sektora ekspansijai arī ir tendence palielināt kopējo pieprasījumu ekonomikā. Ilgtermiņa liela apjoma **investīcijas** veicina nodarbinātību un līdz ar to ienākumu līmeni, kas, savukārt, tālāk rada arvien lielāku pieprasījumu pēc precēm un pakalpojumiem. Piedāvājuma reakcija uz palielināto pieprasījumu ir novēlota, tas ir, sākotnēji ražotāji nespēj apmierināt pieaugošo pieprasījumu. Tas noved pie cenu kāpuma. Ārējām investīcijā ieplūstot valstī, tiek palielināts naudas apjoms ekonomikā, kas noved pie situācijas, kad pārāk daudz naudas dzenas pakaļ pārāk maz precēm un pakalpojumiem, ko dēvē arī par pārmērīgu pieprasījumu (no angļu val. *excess demand*). Kad aizvien vairāk naudas ieplūst ekonomikā, vietējās valūtas vērtība pieaug. Līdz ar to samazinās patērētāju pirktspēja un pieaug inflācija. Šāda situācija rodas tad, ka, lai kompensētu pieaugošo naudas daudzumu tautsaimniecībā, ir jāsamazina tā cena. Tāpat arī, jo vairāk naudas ieplūst ekonomikā ārējo tiešo investīciju formā, tiek palielinātas investīcijas arī uzņēmumu vērtspapīros, kas tiek kotētas akciju tirgos. Paaugstinātās investīcijas vērtspapīros palielina to vērtību, kā arī pieprasījumu pēc tiem. Un tā kā kāda vērtspapīra vērtība pieaug, pieaug arī kopējā indeksa vērtība. (Noveria & Irsania, 2014) Rezumējot – investīcijas spēj ietekmēt inflāciju trīs dažādos veidos, tas ir, palielinot naudas daudzumu apgrozībā, paaugstinot valūtas vērtību un palielinot pieprasījumu pēc vērtspapīriem.

Literatūrā pastāv divi atšķirīgi viedokļi par to, kā **imigrācija** ietekmē inflācijas līmeni. Daži autori apgalvo, ka imigrācija veicina inflāciju, taču pretējs viedoklis pastāv, ka imigrācija, tieši otrādi, samazina inflācijas radīto spiedienu. Kamēr vieni runā par imigrāciju,

kas palielina pieprasījumu pēc precēm un pakalpojumiem iekšzemē, citi par inflācijas samazināšanos, pateicoties palielinātam darbaspēka piedāvājumam, kas pēc būtības samazina reālās darba algas pieprasījumu un līdz ar to samazināta tiek arī inflācija. Abiem viedokļiem ir loģisks pamats. Var apgalvot, ka imigrācija veicina gan pieprasījumu, gan piedāvājuma. Darbaspēks ir ražošanas faktors, bet līdz ko darbaspēks ir apmaksāts, tas pārvēršas par patērētājiem, kuri pērk un patērē gan preces, gan pakalpojumus. Tas, vai inflācija imigrācijas dēļ veicina, vai tomēr samazina inflāciju, ir atkarīgs no tā, kādas ir šo imigrantu prasmes – vai tas ir augsti kvalificēts darbaspēks, vai nē. Ja valstī iebraukušais darbaspēks ir nekvalificēts un neproduktīvs, tas noteikti veicinās inflāciju, taču, ja darbaspēks ir ar augstu pievienoto vērtību, tam vajadzētu samazināt inflācijas radīto spiedienu uz cenām. (Bentolila, Dolado, & Jimeno, 2007)

(Grossman & Helpman, 1990) uzsver, ka lielāka ekonomiskā atvērtība spēj samazināt nacionālo inflācijas līmeni ar **komunikācijas palīdzību**, kas atvieglo tehnisko zināšanu nodošanu no viena ekonomiskā aģenta pie cita. Tehniskās zināšanas ļauj preču ražošanā vai pakalpojumu sniegšanā izmantot efektīvākas iekārtas, kas, savukārt paaugstina produktivitāti. Globalizācijas radītā produktivitāte atspoguļo paaugstināto spiedienu ražošanā izmantot inovatīvus resursus. Produktīvi ražotā prece vai sniegtais pakalpojums ļauj samazināt vidējās kopējās izmaksas un līdz ar to samazināt preču cenu, kas veicina inflācijas augšanas tempa samazināšanos. (Bulman & Simon, 2003)

1.4. Modelis aprēķiniem

Maģistra darba pamatā esošās hipotēzes būtība ir tāda, ka nacionālo inflāciju vairs neietekmē tikai iekšzemes izlaides apjoma starpība, bet gan arvien nozīmīgākas kļūst globālā izlaides apjoma starpība svārstības. Pētījums par Latvijas inflācijas jutīgumu pret globālā faktiskā un potenciālā izlaides apjoma starpības izmaiņām balstās uz Klaudio Borio un Endrjū Filardo 2007. gadā izstrādātā darba “Globalization and Inflation: New Cross-Country Evidence in the Global Determinants of Domestic Inflation” modeļa specifikāciju. Maģistra darba pētījumā tiek izmantots papildinātās Filipa līknes modelis.

Inflācijas dinamikas bāzes modeli var atspoguļot kā papildinātu vispārpieņemto Filipa līknes modeli:

$$\pi_t = c + \alpha \pi_t^e + \beta y_t^d + \delta y_t^f + x_t + \varepsilon_t, \quad (1.4.)$$

kur π_t ir starpība starp faktisko inflācijas līmeni un ECB noteikto mērķa inflācijas līmeni 2% apmērā. C ir konstante, π_t^e apzīmē sagaidāmo inflāciju, βy_t^d , δy_t^f ir attiecīgi nacionālā un globālā izlaides apjoma starpības, x_t raksturo visus inflācijas ietekmējošos faktoros, kas parasti tiek iekļauts Filipa līknes modelī, piemēram, importa cenas, ε_t ir modeļa specifiskācijas kļūda.

1.4. modelī inflācija ir atkarīga no pagātnes inflācijas un vienlaicīgām iekšzemes un globālā izlaides apjoma starpības. Ja novēlota inflācija tiek pieņemta par sagaidāmo inflāciju, tad šis modelis, balstoties uz Jauno Keinsa Filipa līknes modeli, zaudē savu izskaidrošanas spēju. (Gali & Gertler, 2005) (Borio, 2007) empīriskajā pētījumā tiek izmantots uz pagātni vērsts (*backward-looking*) Jaunais Keinsa Filipa līknes modelis. Autori apgalvo, ka tas ir ļoti labi piemērots empīriskai analīzei globalizācijas ietekmei uz inflācijas līmeni un tas tiek uzskatīts par pamata modeli analīzes veikšanai. Modelis atbilst sekojošai specifiskācijai:

$$\pi_t = c + \alpha \pi_t^e + \beta y_{t-1}^d + \delta y_{t-1}^f + \pi_{imp,t} + \varepsilon_t, \quad (1.5.)$$

Ar c tiek apzīmēta konstante, ar π_t tiek apzīmēts inflācijas līmenis, π_t^e ir sagaidāmais inflācijas līmenis. y_t^d ir iekšzemes izlaides apjoma starpība, kas mērīta kā starpība starp faktisko un potenciālo izlaides apjomu. y_t^f ir globālā izlaides apjoma starpība, kas arī tiek mērīta kā atšķirība starp faktisko un potenciālo globālā izlaides apjomu. $\pi_{imp,t}$ ir importa cenas, ε_t ir modeļa kļūda.

π_t^e ir sagaidāmais inflācijas līmenis. Tās aprēķinam par pamatu tiek ņemta adaptīvo gaidu koncepcija. Tiek pieņemts, ka ekonomikas dalībnieks nākamajā periodā gaida tieši tādu pašu inflācijas līmeni, kāds tas ir šobrīd, tas nozīmē, ka π_t^e laika rinda ir tāda pati kā π_{t-1} ($\pi_t^e = \pi_{t-1}$).

y_t^d ir pozitīva ietekme uz nacionālās inflācijas līmeni. Pozitīva starpība starp faktisko un potenciālo izlaides apjoma parādās tad, kad faktiskais izlaides apjoms pārsniedz potenciālo izlaides apjomu. Šāda situācija ir iespējama, kad kopējais pieprasījums ir ļoti augsts un, lai kompensētu šo pārmērīgo pieprasījumu, darbaspēka un ražošanas jaudas pārsniedz savu potenciālo līmeni. Līdz ar to vispārējais cenu līmenis pieaug. (Dimitz, 2001) (Menashe & Mealem, 2000)

y_t^f ietekme uz nacionālo inflāciju kļūst arvien aktuālāka. Plaukstošā pasaules ekonomika var radīt pozitīvu spiedienu uz iekšzemes pieprasījumu, kas, savukārt, var novest pie vispārējo

cenu pieaugumu. Šī sakarība spēj ietekmēt nacionālo inflācijas līmeni un ekonomiku kopumā arī tad, ja globālajā tirgū notiek lejupslīde, kad tirgū tiek saražots mazāk produkcijas nekā nepieciešams. Tas noved pie pieprasījuma samazinājuma nacionālajā ekonomikā. (Borio, 2007) (Ball, 2006)

$\pi_{imp,t}$ ir importa cenas. Starp importa cenām un cenu līmeni pastāv vispārzināma sakarība—importa preču cenām palielinoties, palielinās cenu līmenis valstī. Tā kā importa cenu izmaiņām ir tieša ietekme uz vispārējo cenu līmeni valstī, tās tiek iekļautas Filipa līknes empīrisko novērtējumu specifikācijā.

Potenciālais izlaides apjoms ir maksimālais izlaides apjoms, kādu valsts var panākt bez inflācijas līmeņa palielināšanās. Izlaides apjoma ilgtermiņa tendence ļauj noteikt ilgspējīgas izaugsmes tempu. Izlaides apjoma starpība atspoguļo faktiskā IKP novirzi no tā potenciālā līmeņa. Kad faktiskais izlaides apjoms ir virs tā potenciāla, palielinās inflācijas spiediens un ir nepieciešams attiecīga monetārās politikas atbildes reakcija, kas iekļauj kopējā pieprasījuma un valdības tēriņu samazināšanu un vispārēju monetārās politikas stingrāku piemērošanu. Pretējas situācijas gadījumā tiek piemēroti atviegloti monetārie nosacījumi, kā arī tiek stimulēts pieprasījums. (Njuguna, Karingi, & Kimenyi, 2005)

Lai novērtētu potenciālo izlaides apjomu, tiek izmantotas dažādas statistiskās un teorētiskās metodes. Statistiskās metodes balstās uz to, ka no faktiskā statistiskās datu rindas tiek izslēgtas cikliskās svārstības, atstājot tikai ilgtermiņa tendenci. Statistiskās metodes tiek uzskatītas par ļoti vienkāršām, viegli veicamām un populārām, jo tām nav nepieciešama nekāda cita informācija, kā tikai esošā, faktiskā datu laika rinda. Lai gan šīs metodes ir ļoti populāras, tām tomēr piemīt daži trūkumi. Lai veiktu potenciālā izlaides apjoma novērtējumu, ir nepieciešamas ļoti garas laika rindas. Taču vissvarīgākais trūkums ir tas, ka šīs metodes neņem vērā izlaides apjoma strukturālās izmaiņas, kuru dēļ valsts iekšzemes kopprodukts var mainīties ļoti strauji lēcienveidā. Visbiežāk pētījumos izmantotā statistiskā metode ir Hodrika-Preskota (*Hodrick-Prescott*) jeb HP filtrs. (Stikuts, 2003)

Hodrika-Preskota filtrs pirmo reizi tika izmantots 1997.gadā (Hodrick & Prescott, 1997). HP filtru lieto, lai izdalītu ilgtermiņa tendenci jeb potenciālo izlaides apjomu no faktiskās izlaides apjoma laika rindas. HP filtrs ir vienkārša izlīdzināšanas procedūra. Galvenais šīs metodes pieņēmums ir, ka izaugsmes komponente jeb tendence ir stohastisks un laika gaitā ir vienmērīgi mainīgs. (Alvarez & Gomez-Loscos, 2017) Doto faktisko laika rindu var izteikt kā izaugsmes komponentes jeb ilgtermiņa tendences un cikliskās komponentes jeb izlaides apjoma starpības summu:

$$Y_t = Y_t^* + c_t \quad (1.6)$$

Potenciālā izlaides apjoma Y_t^* “gluduma” mērs ir otrās diferences kvadrātu summa. Cikliskās komponentes c_t vidējā novirze no potenciālā izlaides apjoma ilgā laika periodā tuvojas nullei. (Njuguna, Karingi, & Kimenyi, 2005) Potenciālo izlaides apjomu ar HP metodi aprēķina minimizējot faktisko datu svārstības ap tendenci jeb minimizējot funkciju:

$$\sum(Y_t - Y_t^*)^2 + \lambda \sum[(Y_{t+1}^* - Y_t^*) - (Y_t^* - Y_{t-1}^*)]^2 \quad (1.7)$$

1.7.vienādojumā Y un Y^* ir faktiskais un potenciālais izlaides apjoms un λ vienādojumā nosaka to, cik gluda ir potenciālā izlaides apjoma taisne jeb ilgtermiņa tendence. Pielietojot HP filtru, λ vērtība ir brīvi maināma. Jo lielāka ir λ vērtība, jo “gludāka” ir potenciālā izlaides apjoma līkne. Tas nozīmē, ka, ja λ vērtība ir ļoti liela, tad potenciālā izlaides apjoma līkne kļūst nejutīga pret īstermiņa izmaiņām un līdzinās lineārai tendencei. Līdz ar to, ja λ vērtība tiek izvēlēta ļoti augsta, palielinās starpība starp potenciālo un faktisko izlaides apjomu. Savukārt, ja λ vērtība ir ļoti maza, tā līdzinās faktiskā izlaides apjoma līknei. Lielākā daļā literatūras λ vērtība ir 1600. Parasti šādu vērtību izvēlas, ja tiek analizēti ceturkšņa dati, turpretim, ja tiek analizēti ikgadēji dati, tad λ vērtība parasti ir no 10 līdz 100. (Gounder & Morling, 2000)

Lai precīzāk tiktu noteikts nogludināšanas parametrs λ , tiek lietots sekojošs vienādojums:

$$\lambda = \left(\frac{x}{4}\right)^2 * 1600 \quad (1.8)$$

kur x – apskatīto periodu skaits gadā

HP filtra priekšrocība ir tāda, ka tā padara izlaides apjoma starpības laika rindu stacionāru pie liela daudzuma λ vērtībām un tas pieļauj laika tendences izmaiņas laika gaitā. Lai gan šī metode ir vienkārši pielietojama un tā reaģē uz tirgus šokiem, tai tomēr tiek veltīta arī kritika. Gordons Debrouers (de Brouwer, 1998) apgalvo, ka viena no šīs metodes vājām pusēm ir tā, ka “izlīdzināšanas” mēra λ izmaiņas tiešā veidā ietekmē, cik reaģējoša ir potenciālā izlaides apjoma laika rinda pret faktiskā izlaides apjoma izmaiņām. Mazāka λ vērtība veido “mazāku” izlaides apjoma starpību. Lielāka “izlīdzināšanas” vērtība veido faktisko izlaides apjomu virs potenciālā līmeņa, bet vidēja līmeņa λ novieto faktisko izlaides

apjomu zem potenciālo līmeni. Izlaides svārstības jeb cikli ir ļoti jutīgi pret “izlīdzināšanas” svāriem. G. Debrouers apgalvo, ka ir ļoti grūti identificēt un pielietot piemērotu λ vērtību.

Cits trūkums ir tāds, ka, lai iegūtu apmierinošus un robustus rezultātus, nepieciešams izmantot tādus datus, kuros nav nekādu lielu ekonomisko šoku vai grūti interpretējamu notikumu. Pretējā gadījumā, paļaujoties tikai uz HP filtra novērtētajiem datiem, tiks izdarīti kļūdaini secinājumi. Kritika tiek vērsta arī uz to, ka novērtētās vērtības izlases galos var būt nobīdītas. Šo trūkumu var labot, pagarinot laika rindu ar prognozēšanas palīdzību, bet tādā gadījumā potenciālā izlaides apjoma un tā starpības uzticamība ir atkarīga no prognozēšanas precizitātes. (Stikuts, 2003) HP metodes trūkumi tiek aprakstīti tādu autoru darbos kā Hārvijs un Jēgers (Harvey & A., 1993), Barels un Seftons (Barrell & J., 1995) Makdermots (McDermott, 1997)

Lai aprēķinātu globālo faktisko un potenciālo izlaides apjoma starpību, tiek noteikta valsts lielāko tirdzniecības partnervalstu vidējās svērtās izlaides apjoma starpības summa. Globālais izlaides apjoma aprēķins balstās uz Borio un Filardo (Borio, 2007) pētījumu un atbilst šādam vienādojumam:

$$y_t^f = \sum w_{tj} y_{tj}^d \quad (1.9)$$

1.9.vienādojumā w_{tj} ir atbilstošās metodes i piemērojamie svāri un y_{tj}^d ir iepriekš novērtēts nacionālā izlaides apjoma starpība valstij j . Pastāv vairākas iespējas globālā izlaides apjoma aprēķinam, atkarībā no svaru izvēles. Borio un Filardo pētījumā tiek izšķirtas piecas iespējas piemērojamo svaru novērtēšanā – tirdzniecības (imports un eksports) svērtā starpība, tikai importa svērtā starpība, valūtas kursa svērtā starpība, tirdzniecības un valūtas kursa maiņas apvienotā svērtā starpība, kā arī IKP svērtā starpība.

Tirdzniecības svaru aprēķinam tiek izmantoti importa un eksporta dati konkrētai valstij.

$$W_1 = \frac{Q(\text{imports}) + Q(\text{eksports})}{Q(\text{visu valstu kopējais imports un eksports})} \quad (1.10)$$

Tirdzniecības svāri akcentē tirdzniecības konkurences lomu. Šis svaru mērs lielāku nozīmību piešķirt tām valstīm, ar kurām analizējamai valstij pastāv vislielākā konkurence, tas ir, ar kurām tai ir visintensīvākā tirdzniecība.

Importa svērtā izlaides apjoma starpība tiek aprēķināta pēc sekojošas formulas:

$$W_2 = \frac{Q(\text{imports})}{Q(\text{visu valstu kopējais imports un eksports})} \quad (1.11)$$

Šī metode ļauj izšķirt tieši importa nozīmību globālā izlaides apjoma aprēķinā. Svāri tiek aprēķināti par lielākajām importa partnervalstīm. Nošķirot tikai importa apjomu svaru novērtēšanā, tiek uzsvērtā tieši importētās globalizācijas radītā ietekme.

Valūtas kursa svērtie svāri:

$$W_3 = \frac{f}{\sum f}, \text{ kur } f = 2 * \frac{\exp(\frac{p-1}{m})}{1 + \exp(\frac{p-1}{m})} \text{ un } p = \text{korelācija starp valūtām} \quad (1.12)$$

Šie svāri akcentē valūtas kursa režīma nozīmi “eksportēšanas” inflācijā no vienas valsts uz otru. Jo ciešāka saikne starp valūtu pāriem, jo lielāka tā nozīme izlaides apjoma starpības aprēķinā.

Valūtas kursa un tirdzniecības svērtie svāri:

$$W_4 = \frac{\frac{Q(\text{imports}) + Q(\text{eksports})}{\sum \text{visu valstu kopējais imports + eksports}} * f}{\sum(\text{numeratori})} \quad (1.13)$$

Šis svaru kopums koriģē valūtas kursa spiediena ietekmi, izmantojot tirdzniecības intensitāti starp attiecīgajām valstīm. Tie apvieno iepriekš aprakstītos valūtas kursa svērtos un tirdzniecības svērtos svarus. IKP_j

IKP svērtais ir plašāk izmantotais un vispārīgākais globālā izlaides apjoma starpības rādītājs. Tas tiek aprēķināts sekojoši:

$$W_5 = \frac{IKP_j}{\sum IKP_j} \quad (1.14)$$

Tieši tāpat kā pastāv uzskats, ka globālā izlaides apjoma starpība ir viens no nacionālās inflācijas ietekmējošajiem faktoriem, pastāv viedoklis, ka IKP svērtā globālā izlaides apjoma starpība ir tuvākais pasaules ekonomikas ekvivalents. Šiem svāriem ir raksturīgi tas, ka tie nebalstās uz divpusēju tirdzniecību vai valūtas kursa savstarpējām saiknēm. (Borio, 2007)

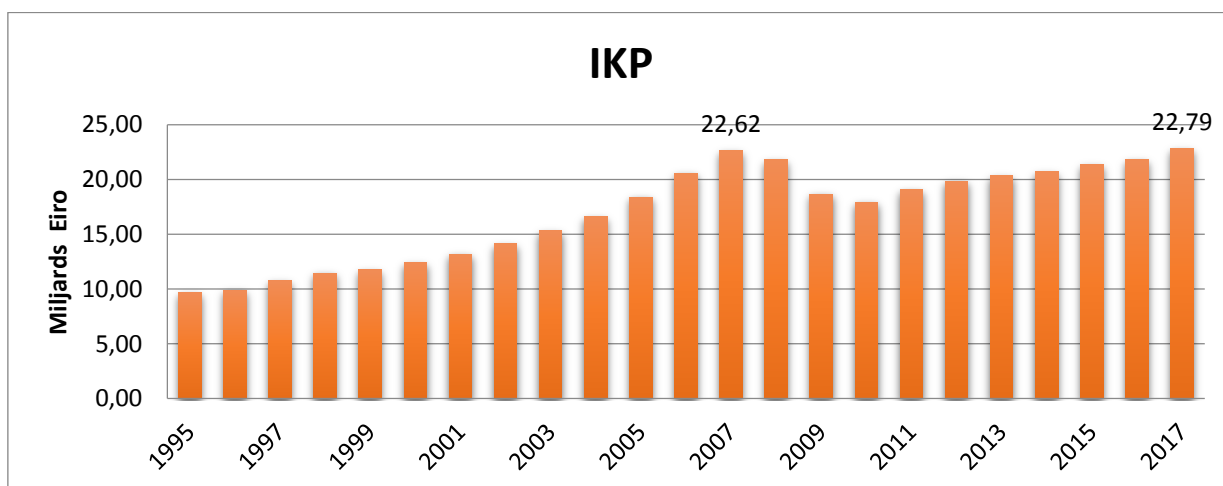
Globālā izlaides apjoma starpības ietekme uz Latvijas inflācijas līmeņa izmaiņām tiek veidota ar dažādu makroekonomisko rādītāju starpniecību – ar kapitāla, cilvēku, informācijas un preču un pakalpojumu palīdzību. Apskatītajā literatūrā visbiežāk izmantotais modelis ir papildinātais Filipa līknes modelis. To izmanto apskatot globālā izlaides apjoma starpības ietekmi gan uz ASV, gan Eiropas, gan Āzijas inflācijas līmeni.

2. LATVIJAS MAKROEKONOMIKAS ATTĪSTĪBAS TENDENCES

Lai labāk tiktu izprasta ekonomiskā situācija Latvijā, kas ir pamats maģistra darba pētījuma veikšanai, nepieciešams apskatīt un izanalizēt dažādus makroekonomiskos rādītājus, piemēram, IKP, tā svārstības un pieaugums, inflācijas līmenis, darba algu apjoms, nodarbinātības līmenis, kā arī mājsaimniecību patēriņš. Darba pirmajā daļā tika apskatīti dažādi kanāli, ar kuru palīdzību globālā ekonomiskā situācija spēj ietekmēt Latvijas inflācijas līmeni. Šinī sadaļā tiks apskatītas ar šo kanālu saistītas tendences Latvijā.

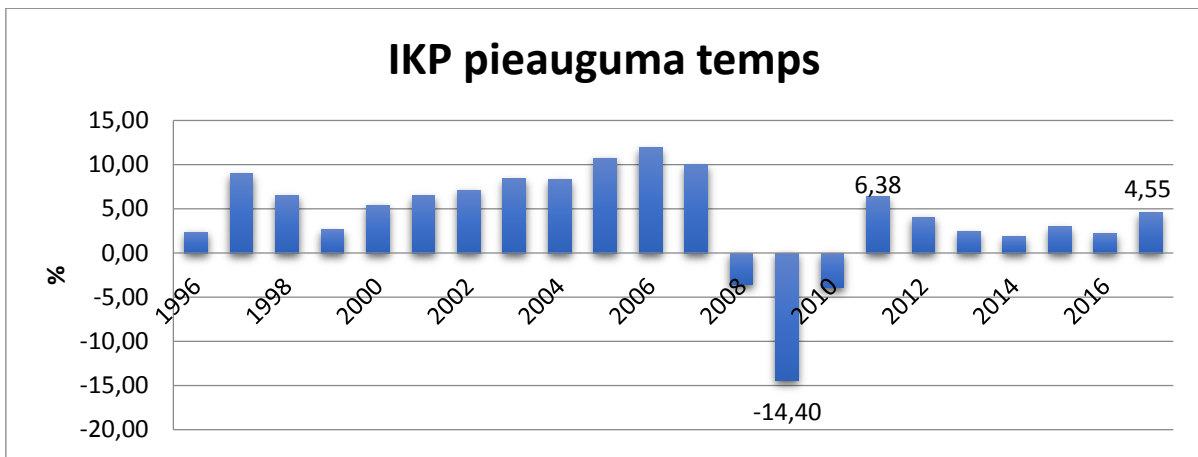
2.1. Makroekonomiskās situācijas analīze

Iekšzemes kopprodukts ir viens no pamata rādītājiem ekonomiskās situācijas analīzes veikšanā. Šeit tiek apskatīts IKP no izdevumu aspekta, tas ir, aprēķinā tiek iekļauti personīgo patēriņu izdevumi, investīcijas, valdības izdevumi un tīrais eksports.



2.1.att. Latvijas IKP 2010.gada salīdzināmajās cenās miljonos Euro (1995-2017) (autores veidots)
Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

2.1.attēlā parādītas Latvijas IKP tendences 2010.gada salīdzināmajās cenās miljonos Euro laika periodā no 1995.gada līdz 2017.gadam. 2017.gadā Latvija pirmo reizi pēc globālās finanšu krīzes 2008.gadā pārsniedza pirmskrīzes augstāko punktu sasniedzot 22,79 miljonu eiro punktu. Atkopšanās periods sākās 2011.gadā, kad arī Latvijas ekonomika atsāka ekonomisko attīstību un pedējo gadu laikā tiek vērota strauja izaugsme. Pērn tika sasniegts visstraujākais kāpums pedējo 6 gadu laikā – 4,55%, salīdzinot ar iepriekšējo gadu rādītājiem.

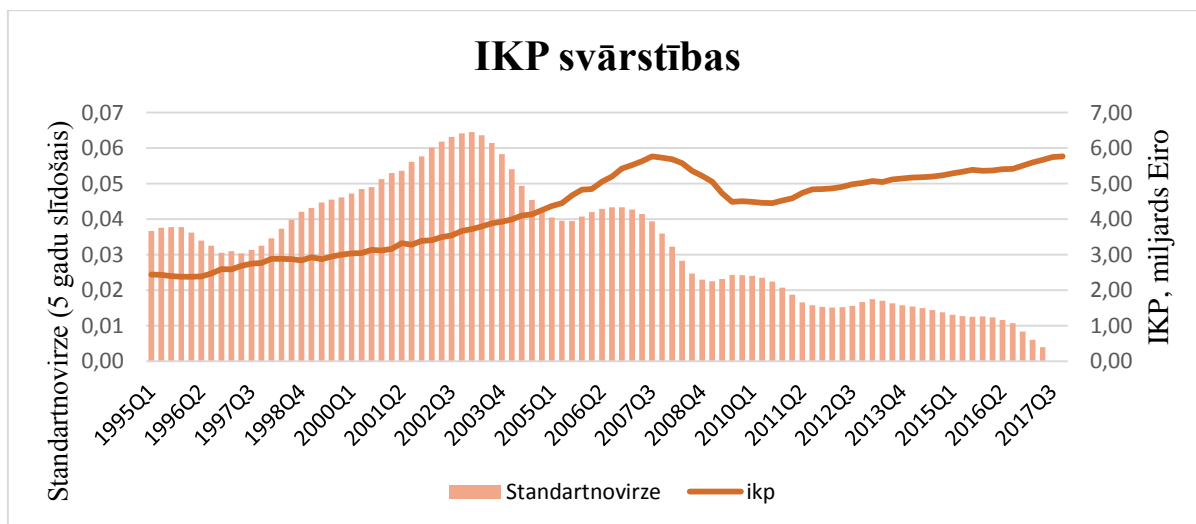


2.2.att. Latvijas IKP pieauguma temps 2010.gada salīdzināmajās cenās (autores veidots)
 Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

Šo straujo kāpumu palīdzēja sasniegt augstais eksporta apjoms, straujais un pozitīvais investīciju kāpums, kas kopš 2012.gada vidēji aug par 7,48% (2017.gadā 6,79%). Investīciju kāpums vērojams “lētās” naudas dēļ, pateicoties zemajām procentu likmēm. IKP kāpumu nodrošināja arī mājsaimniecību izdevumu pieaugums, kas kopš 2015.gada aug vairāk nekā par 5% gadā. Apskatot IKP kāpumu šķērsgrīzumā pa nozarēm, var secināt, ka pieaugumu veicinājušas teju visas ekonomikas nozares. Gandrīz visās nozarēs bija vērojams kāpums, izņemot finanšu un apdrošināšanas sektorā, kura pieauguma tendence vēl joprojām ir augoša, taču kļuvusi lēnāka (skat. 2.pielikums). Finanšu un apdrošināšanas nozares pieaugums sāka samazināties jau 2016.gadā. Tas, protams, saistāms ar banku viektajām izmaiņām, kas attiecas uz nerezidentu biznesu, būtiski samazinot to.

Ekonomikai kļūstot stabilākai un attīstoties, IKP izaugsme kļūst arvien noteiktāka un nemainīgāka, protams, neņemot vērā ārēju ekonomisko šoku iedarbību, kāds tas bija 2008.gadā.

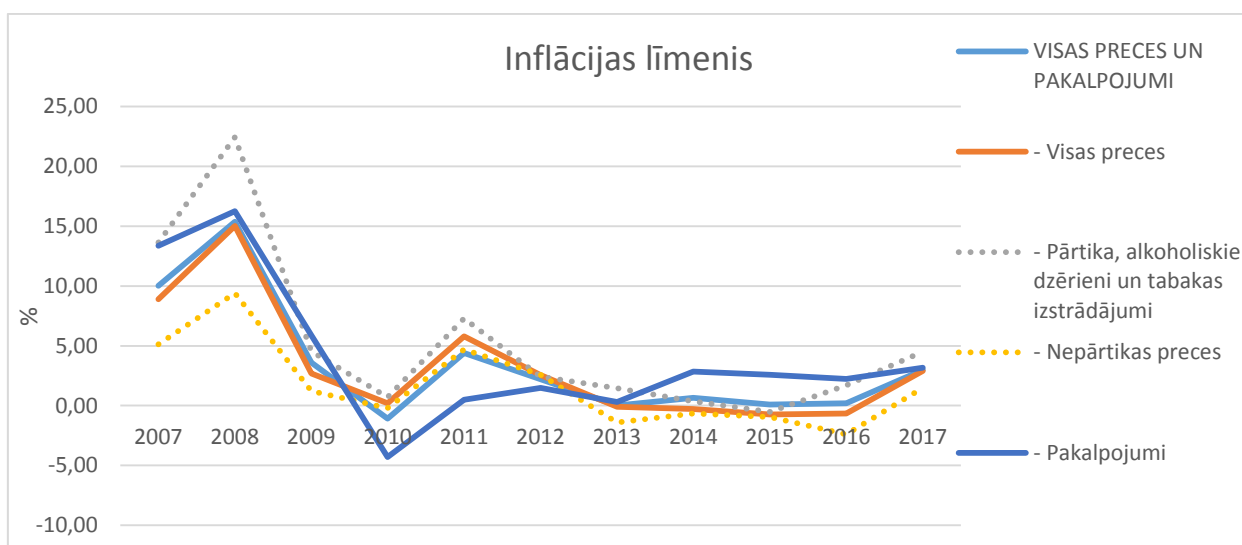
Apskatot 2.3.attēlu var secināt, ka kopš 1995.gada Latvijā tika vērots ļoti mainīgs IKP izaugsmes rādītājs. Sākot ar 2005.gadu ir vērojama tendence samazināties IKP svārstīgumam. Šīs tendences saknes ir meklējamas jau 2004.gadā, kad Latvija iestājās Eiropas Savienībā. Šīs politiskās un līdz ar to ekonomiskās izmaiņas ir skaidrojams ar palielināto globalizācijas ietekmi – nacionālais tirgus atvērtāks preču, pakalpojumu un citu labumu plūsmai. IKP svārstīguma uzvedība kopumā ir ļoti cikliska, taču laika gaitā šie cikli kļūst arvien īsāki un mazāk izteikti. Arī Latvijas iestāšanās eirozonā ir devusi savu artavu – arvien straujāk samazinās IKP svārstības, tuvojoties nulles atzīmei.



2.3.att. IKP ceturkšņa svārstības 2010.gada salīdzināmajās cenās (1995.gada 1.ceturksnis – 2017.gada 4.ceturksnis) (autores veidots)

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

Maģistra darba izstrādē, viens no nozīmīgākajiem makroekonomiskajiem rādītājiem ir tieši valsts inflācijas līmenis. Kā jau iepriekš tika minēts, tiek izšķirti vairāki inflācijas aprēķina veidi. Maģistra darbā kā galvenais inflācijas mērs tiek izmantots patēriņa cenu indekss jeb PCI.



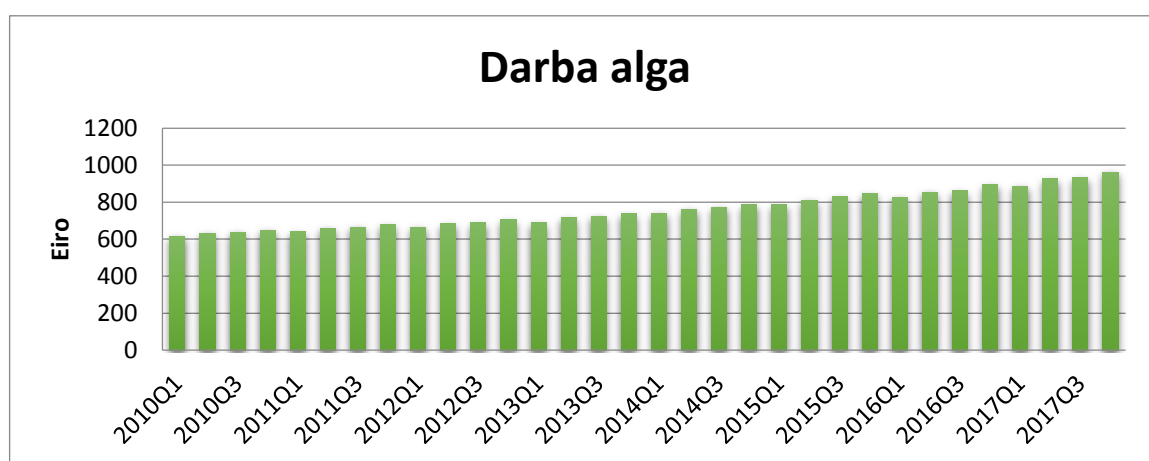
2.4.att. Latvijas patēriņa cenu indeksa (PCI) procentuālās pārmaiņas pret iepriekšējo gadu (2007-2017) (autores veidots)

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

2.4.attēlā parādīts Latvijas pēdējo desmit gadu PCI. Nepārtrauktās līnijas atspoguļo preču un pakalpojumu gan kopējos, gan atsevišķos datus. Savukārt, raustītās līnijas parāda visu preču sīkāku iedalījumu pārtikas un nepārtikas precēs. Gadu griezumā visaugstākais inflācijas līmenis tika sasniegts 2008.gadā. Pēc tam tas strauji kritās valdošās globālās recesijas, kredītu

izsniegšanas ierobežošanas un zemā pieprasījuma dēļ. Kopš 2011.gada inflācijas līmenis krītas mēreni. Laika periodā no 2011.gada līdz 2016.gadam vērojams inflācijas līmeņa kritums no 4,4% līdz pat 0,1%. Inflācijas līmeni šai laika periodā sākotnēji uz leju “pavilka” pakalpojumu, precīzāk, restorānu un viesnīcu, atpūtas un kultūras, kā arī sakaru pakalpojumu cenas. Savukārt, sākot ar 2013.gadu inflāciju zemā līmenī notur nepārtikas preču cenu izmaiņas. 2017.gadā vērojams inflācijas pieaugums. To izskaidro pārtikas preču un pakalpojumu cenu kāpums. Pārtikas preču cenas 2017.gadā pieauga par 3,85% kas kopēju cenu kāpumu palielināja par 0,9 procentpunktiem. Lielākā ietekme bija vērojama piena produktiem, sviestam, gaļai un olām. Savukārt, pakalpojumu cenas pieauga par 2,6%, kas patēriņa cenu līmenis palielināja par 0,8 procentpunktiem. Pakalpojumu sfērā vislielākais cenu kāpums bija vērojams apdrošināšanā. Kopumā var secināt, ka inflācijas līmenis pēdējo gadu laikā ir noturējies salīdzinoši zemā līmenī. Attēlā ļoti uzskatāmi tiek parādīts, cik ļoti jutīgas ir pārtikas preču cenas. To pieaugums ir daudzkārt augstāks nekā nepārtikas precēm un pakalpojumiem. Tieši šī iemesla dēļ, makroekonomiskos pētījumos inflācijas aprēķinā netiek ņemtas vērā pārtikas preču, alkoholisko dzērienu un tabakas izstrādājumu radītās izmaiņas.

Starp darba algu un inflācijas pieaugumu pastāv pozitīva sakarība – pieaugot darba algas apjomam, pieaug inflācijas līmenis. Šo sakarību sauc par algu radīto inflāciju (no angļu val. *wage-push inflation*). Palielinoties darba algām, darba devēji ir spiesti segt palielinātās izmaksas vai nu uz peļņas, vai uz cenu rēķina. Savukārt, palielinoties cenās par precēm un pakalpojumiem, laika gaitā darba algas pielāgojas, veidojot ķēdes efektu.

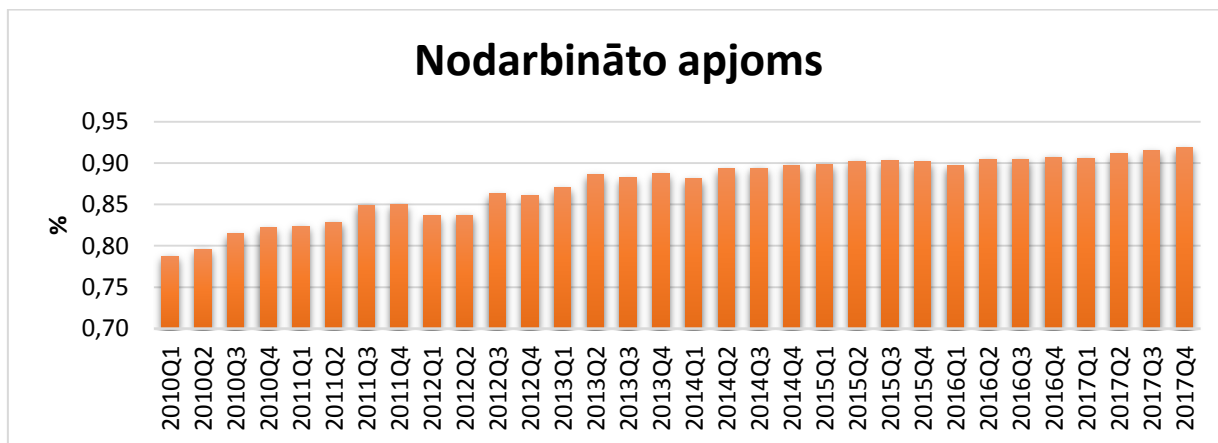


2.5.att. Vidējā bruto darba alga ceturksnī, eiro (2010.gada 1.ceturksnis – 2017.gada 4.ceturksnis)

(autores veidots)

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

Vidējā bruto darba alga Latvijā katru gadu palielinās par vidēji 4,5% ceturksnī salīdzinot ar iepriekšējā gada atbilstošo periodu. 2017.gada 4.ceturksnī vidējā mēneša bruto darba alga bija 961 eiro. 2018.gadā tiek prognozēts, ka vidējā bruto darba alga mēnesī pārsniegs 1000 eiro. Darba tirgu arvien karsē negatīvās demogrāfiskās tendences un pieaugošais darbaspēka pieprasījums ekonomiskās izaugsmes dēļ.

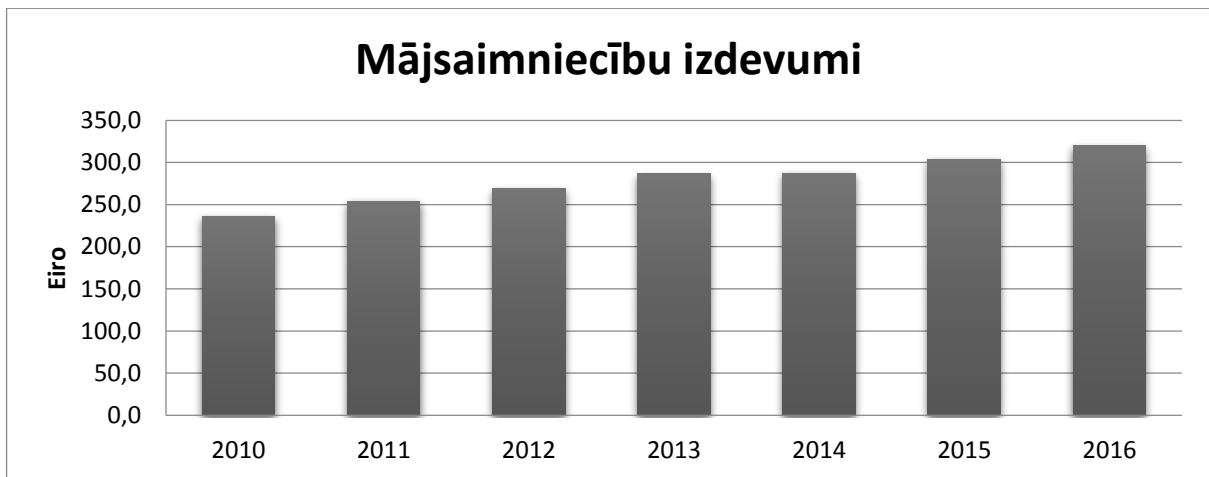


2.6.att. Nodarbināto īpatsvars vidēji ceturksnī ekonomiski aktīvo iedzīvotāju skaitā (2010.gada 1.ceturksnis – 2017.gada 4.ceturksnis) (autores veidots)

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

Nodarbināto apjoms 2017.gada 4.ceturksnī sasniedza 92% no ekonomiski aktīvo iedzīvotāju skaita. Darba tirgus ietekmē tiek kāpinātas arī vidējās darba algas, ko īpaši strauju padara arī minimālās algas palielināšana par 13% līdz 430 eiro 2018.gada sākumā. Darba algu kāpums bez darba ražīguma palielināšanas rada brīdinājuma signālu makroekonomiskās politikas veidotājiem. Šāda situācija nav iedomājama ilgtermiņā. Pie augsta algu kāpuma darba devējiem ir jādomā par preču un pakalpojumu sniegšanas efektivitāti, kā arī darba ņēmējiem jāpaaugstina kvalifikācija un jāuzlabo savas profesionālās prasmes.

Iepriekš apskatītā darba algu kāpuma, nodarbinātības un ekonomiskās izaugsmes iespaidā majsaimniecības tērē vairāk.



**2.7.att. Mājsaimniecību patēriņš vidēji mēnesī uz vienu mājsaimniecības locekli (2010-2016)
(autores veidots)**

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

Mājsaimniecību izdevumi vidēji mēnesī uz vienu mājsaimniecības locekli gada griezumā 2016.gadā bija 320,4 eiro. Apskatot patēriņa izdevumu struktūru, mājsaimniecības visvairāk tērē pārtikai un bezalkoholiskajiem dzērieniem, transportam un mājokļa uzturēšanai. Pēdējo gadu laikā arvien lielāku īpatsvaru izdevumos ieņem transporta, mājokļa iekārtošanas, veselības un dažādu citu preču un pakalpojumu (personīgā aprūpe, sociālā aizsardzība, apdrošināšana, finanšu pakalpojumi u.c.) izdevumi. Tas saistāms ar ekonomiskās izaugsmes tempu un labklājības līmeni – jo augstāka labklājība, jo mājsaimniecības vairāk tērē tādiem pakalpojumiem kā veselība, personīgā aprūpe, finanšu pakalpojumi u.c.

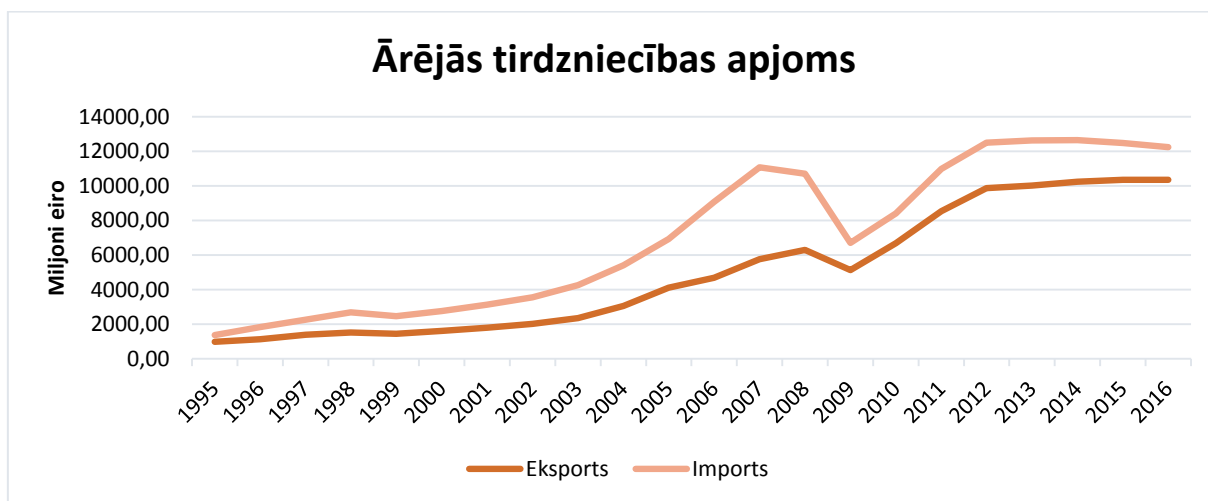
Kopumā var secināt, ka Latvijas ekonomika atrodas izaugsmes posmā, kad palielinās IKP un labklājība, nodarbinātība ir augsta, cenas kaut nedaudz, bet aug, taču tuvāko gadu laikā, ciklam nobriestot, tiks sasniegts arī brieduma posms, kad cenas sāks kristies, ekonomiskā izaugsme vairs nebūs tik izteikta un nodarbinātība noplaks.

2.2. Latvijas inflāciju ietekmējošo kanālu globalizācijas kontekstā analīze

Starp kanāliem, caur kuriem globalizācija spēj ietekmēt nacionālo inflācijas līmeni, ir importa un eksporta apjoms, kā arī to cenas, tirdzniecības integrācija, kas tiek raksturota apskatot Latvijas tirdzniecības līgumus ar citām valstīm vai valstu grupām, investīciju apjoms un imigrācija. Šo kanālu apzināšana ļauj izprast, kā ārējie apstākļi spēj mainīt preču un pakalpojumu patēriņa cenu līmeni Latvijā.

Importa apjoms parāda, kāds ir pieprasījums pēc ārvalstu produkcijas un cik daudz šīs produkcijas tiek patērēta. Pieaugošais importa apjoms rāda, cik ļoti atvērta ārējai tirdzniecībai

ir valsts. Latvija ir maza ekonomika un tai nepietiek nedz resursu, nedz jaudas lai apmierinātu pieaugošo pieprasījumu pēc dažādām precēm un pakalpojumiem. Savukārt, eksporta apjoms rāda ārējo pieprasījumu pēc vietējām precēm. Arī skatoties no ražotāju puses, Latvijas tirgus ir par mazu, lai efektīvi tiktu realizēta visa produkcija, tāpēc tiek meklēti sadarbības partneri ārpus Latvijas robežām.



2.8. att. **Importa un eksporta apjoms, miljonos eiro (1995-2016) (autores veidots)**

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

2.8.attēlā parādīts cik daudz produkcijas tika importēts un eksportēts no Latvijas laika periodā no 1995.gada līdz 2016.gadam. Imports salīdzinājumā ar eksportu ir daudz jutīgāks pret ārējiem šokiem. Globālā finanšu krīze importētās produkcijas apjomu skāra daudz spēcīgāk nekā eksporta apjomu – eksporta apjoms 2009.gadā kritās par 18,7%, taču importa apjoms samazinājās gandrīz pat divas reizes straujāk – par 37,4%. Importa jutīgums ekonomiskās lejupslīdes laikā ir pašsaprotams – ekonomiskā izaugsme stagnē, mājsaimniecību ieņēmumi sarūk, pieprasījums samazinās, līdz ar to mājsaimniecības arī patērē mazāk. Pēdējos gados ārējos tirgos valda ļoti laba atmosfēra, kas nozīmē pozitīvu signālu un labus apstākļus Latvijas eksportētājiem. Gan Eiropas Savienības, gan ASV, gan Krievijas ekonomiskā izaugsme audzē kopējo pieprasījumu, tostarp arī pēc Latvijā ražotiem produktiem un pakalpojumiem.

Eksporta un importa solīdais pieaugums ļauj ekonomikai kļūt arvien atvērtākai, las nozīmē arī lielāku ārējo tirgu un pasaules ekonomikas ietekmi uz nacionālo ekonomiku. Liberālāks tirgus nozīmē vairāk un lētāku ārvalstu produkciju, patērētājam lielāku iespēju izvēlēties un cenu līmeņa krišanos. Importam un eksportam ar patēriņa cenu inflāciju valstī piemīt apgriezta un negatīva sakarība – importa un eksporta apjomam palielinoties, samazinās

inflācijas līmenis. Starp eksportu un inflāciju pastāv samērā spēcīga sakarība (korelācijas koeficients -0,584).

Latvijas ārējās tirdzniecības balance ir negatīva, kas ir ļoti raksturīgi mazai, atvērtai tirgus ekonomikai. Kopš 2012.gada ārējā tirdzniecības negatīvais saldo samazinās, pateicoties importa apjoma samazinājumam. Tas nozīmē, ka vietējie ražotāji kļūst arvien konkurētspējīgāki gan iekšējā, gan ārējā tirgū.

Apskatot arī ārējās tirdzniecības apjomu kā procentuālu daļu no IKP var secināt, ka eksports Latvijas ekonomikā kļūst arvien nozīmīgāks. 2016.gadā importa procentuālā daļa no IKP bija 59,14%, savukārt eksports sasniedza 60,04% no IKP.

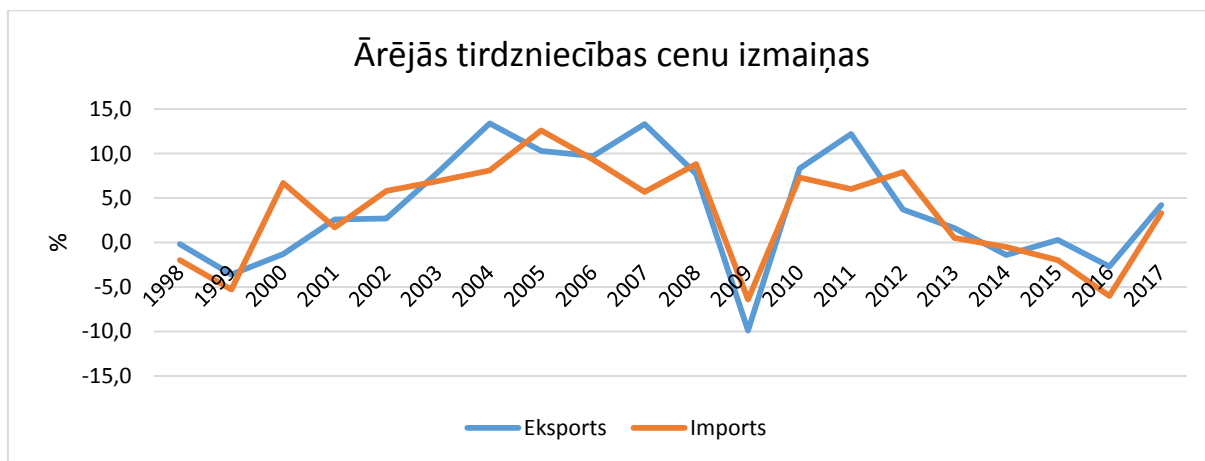


2.9.att. Eksporta un importa īpatsvars, % no IKP (1995-2016) (autores veidots)

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

Spēcīgā pasaules izaugsme nāk par labu vietējiem ražotājiem, kas ļauj kāpināt eksporta apjomu. Preču un pakalpojumu importu un eksportu nākotnē var ietekmēt dažādi politiskie un ģeopolitiskie riski, kas pēdējā laikā ir kļūst arvien aktuālāki. Šie riski spēj ietekmēt nacionālo ekonomiku un tās izaugsmi. 2018.gada sākumā starptautisko tirdzniecību ir būtiski sašūpojusi ASV prezidenta retorika, kā arī protekcionisma un importa tarifu ieviešanas draudi. Visi šie riski spēj spēcīgi ietekmēt globālo ekonomiku un starptautisko tirdzniecību.

Importa un eksporta cenu ietekme uz valsts ekonomiku ir ļoti nozīmīga, ņemot vērā to, ka Latvija ir lielā mērā atkarīgā no ārējās tirdzniecības. Importa un eksporta cenas savā ziņā ir atbildīgas arī par nacionālās inflācijas līmeni. Tāpēc ārējās tirdzniecības cenu izmaiņas ir tik ļoti nozīmīgas inflācijas noteikšanā un prognozēšanā.



2.10.att. Eksporta un importa vienības vērtības indeksa pārmaiņas pret iepriekšējo gadu (1998-2017) (autores veidots)

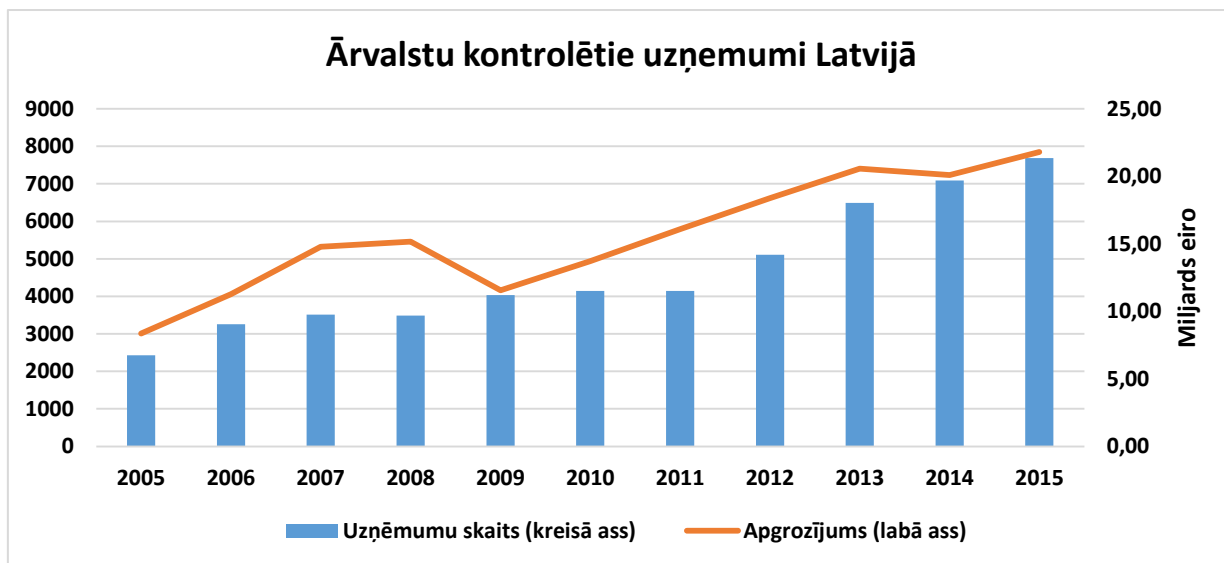
Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

2.10.attēlā parādītas importa un eksporta cenu izmaiņas. Laika periodā no 2011.gada līdz 2016.gadam cenu izaugsme ir palēninājusies. Importa cenu izaugsmes kritums tika vērots pateicoties jēlnaftas un dabasgāzes cenu samazināšanai. Savukārt, vislielākais cenu pieauguma kritums bija vērojams lauksaimniecības, medniecības un mežkopības, kā arī zivju produktu eksporta cenās. 2017.gadā bija vērojams gan importa, gan eksporta kāpums salīdzinājumā ar iepriekšējo gadu. Importa cenas visvairāk ietekmēja un palielināja enerģijas cenas, kā arī atkritumu savākšanas, apstrādes un izvietošanas un materiālu pārstrādes pakalpojumi. Eksporta cenas kāpināja tādi gatavie produkti kā kokss un naftas pārstrādes produkti un parastie metāli, kā arī materiālu pārstrādes pakalpojumi. Starp eksporta, importa cenām un inflācijas līmeni pastāv samērā cieša sakarība. Tā kā importa un eksporta cenu ietekme uz inflāciju ir pozitīva, var apgalvot, ka lejupejoša importa un eksporta cenu tendence, samazina arī inflācija līmeni.

Lai labāk integrētos pasaules ekonomikā, Latvijai pēc neatkarības atgūšana 1991.gada bija jādibina jaunas partnerības saites ar pasauli dažādos jautājumos – tirdzniecība, drošība, miers, demokrātija, izglītība, labklājība u.c. Kopš 1991.gada Latvija ir iesaistījusies dažādās organizācijās un izveidojusi tirdzniecības saites ar citām pasaules ekonomikām. Latvija ir dalībvalsts tādās organizācijās kā ANO, kas atbild par starptautisko mieru un sadarbību, EDSO, Eiropas Padome, PTO, NATO, ASEF, kā arī Vienlīdzīgas Nākotnes Partnerība. Līdz ar iestāšanos Eiropas Savienībā, Latvija parakstīja dažādus partnerības līgumus. Eiro-Vidusjūras Asociācijas līgumi ar Tunisiju, Izraēlu un Maroku. Partnerības un sadarbības līgumi ar NVS valstīm (Armēnija, Baltkrievija, Gruzija, Kazahstāna, Moldova, Mongolija, Krievija, Turkmenistāna, Ukraina, Uzbekistāna). Latvija pievienojās arī dažādiem

stabilizācijas un asociācijas, partnerības un sadarbības līgumiem un muitas ūnijām. (ĀM, 2018) Pateicoties šiem sadarbības un partnerības līgumiem Latvija ir lieliski integrējusies pasaules ekonomikā un spēj labāk realizēt savu potenciālu.

Atvērtākas pasaules ekonomikas apstākļos, uzņēmumiem ir brīvāka pieeja ārvalstu tirgiem, radot konkurenci vietējiem ražotājiem un pakalpojumu sniedzējiem. Konkurence vienmēr nozīmē izvēles brīvību patērētājiem, zemākas pieejamās produkcijas cenas, ražošanas optimizēšanu, jaudu produktīvu izmantošanu un vietējo uzņēmumu konkurētspējas palielināšanu.

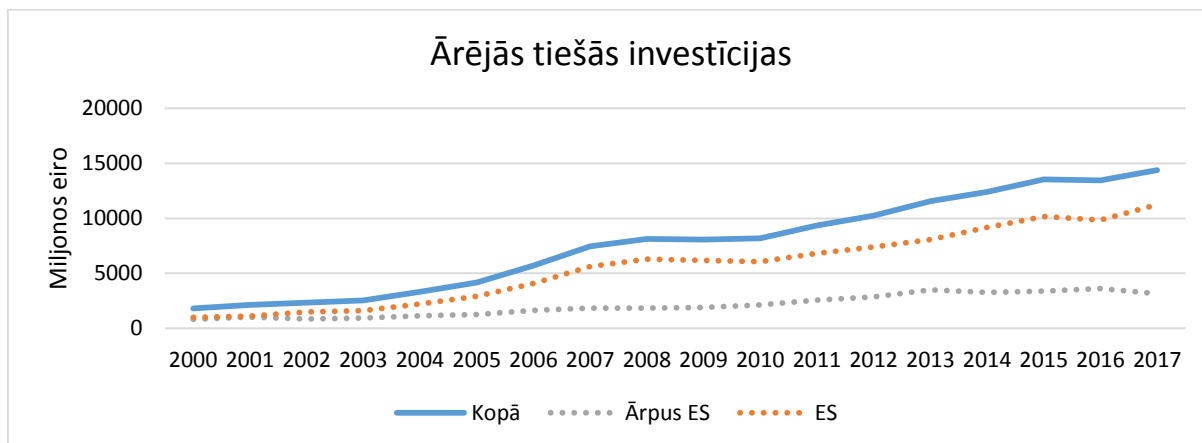


2.11.att. Ārvalstu kontrolēto uzņēmumu skaits un apgrozījums Latvijā (2005-2015) (autores veidots)

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

Ārvalstu kontrolēto uzņēmumu skaita augšanas tendence ir pozitīva. Ik gadu kopš 2011.gada šo uzņēmumu skaits ir palielinājies vidēji par 13,6% un 2015.gadā sasniedzot 7689 uzņēmumu skaitu. Arī šo uzņēmumu apgrozījuma tendence ir augoša – vidēji gadā kopš 2011.gada apgrozījums aug par 9,95%. Ārvalstu kontrolētie uzņēmumi kļūst arvien nozīmīgāki Latvijas ekonomikā un lielāki konkurenti vietējiem uzņēmējiem. Šo uzņēmumu īpatsvars visos Latvijā darbojošos uzņēmumos 2015.gadā bija 7,01%, taču apgrozījums bija 42,51%. Tas nozīmē, ka 7,01% uzņēmumu apgroza 42,51% līdzekļu no kopējā apgrozīto līdzekļu apjoma, kas ir ļoti nozīmīgs lielums. Vislielākais ārvalstu kontrolēto uzņēmumu skaits ir tieši vairumtirdzniecībā, kā arī operācijās ar nekustamo īpašumu. Taču vislielāko apgrozījumu nodrošina specializētā vairumtirdzniecība un mazumtirdzniecība, apstrādes rūpniecība, kā arī uzglabāšanas un transporta palīgdarbības.

Investīcijas ir ļoti nozīmīga sastāvdaļa ekonomiskās attīstības veicināšanā. Investīcijas ļauj attīstīt ražošanu, optimizēt jaudas, paaugstināt produktivitāti un attīstīt cilvēkkapitālu. Investīcijām piemīt dažāda ietekme uz inflācijas līmeni – no vienas puses, palielinot naudas daudzumu apgrozībā, inflācijas līmenis palielinās, savukārt, ja investīcijas tiek ieguldītas cilvēkkapitāla un jaudu attīstībā, ražotājiem rodas iespēja samazināt izmaksas un līdz ar to arī cenas, kas noved pie cenu līmeņa samazināšanos.



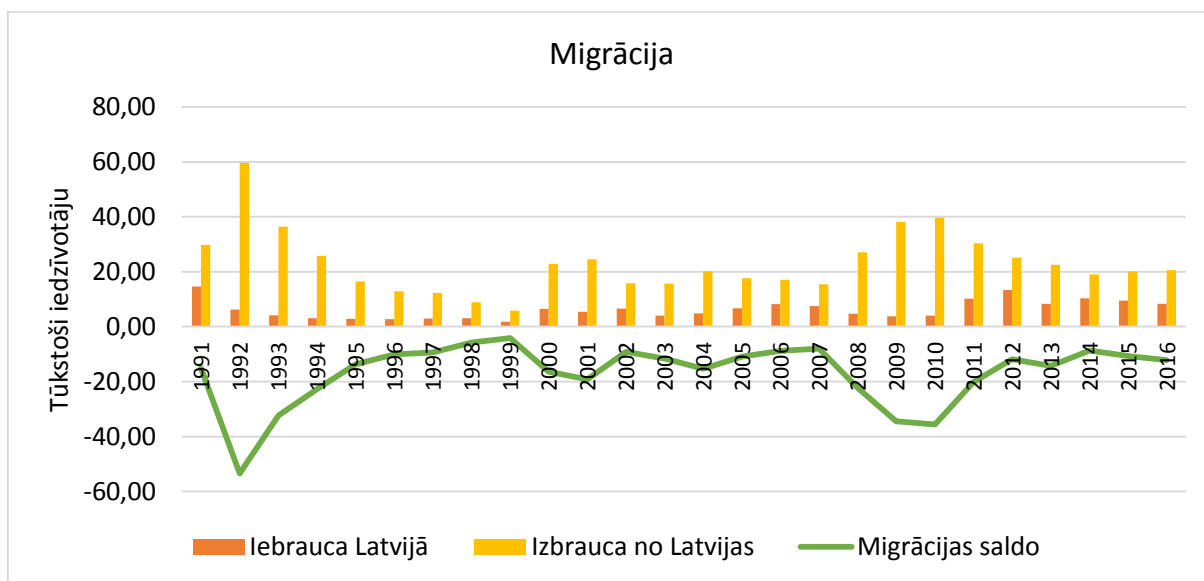
2.12.att. Ārējās tiešās investīcijas Latvijā kopā un atsevišķi atkarībā no investīciju avota, miljoni eiro (2000-2017) (autores veidots)

Datu avots: Latvijas Banka, www.bank.lv

Kā redzams 2.12.attēlā, investīcijas ik gadu konsekventi pieaug. Līdz finanšu krīzei 2008.gadā vidējais pieauguma temps bija 22,8%, taču pēc krīzes tas samazinājās un kopš 2011.gada vidējais gada ārējo tiešo investīciju pieauguma temps ir 8,5%. Vislielākais investīciju apjoms Latvijā nāk no ES dalībvalstīm, precīzāk, no Zviedrijas (16% no kopējām ĀTI), Nīderlandes (8,9%), Kipras (8,4%) un Igaunijas (8,1%). No valstīm ārpus ES vislielākais investīciju apjoms nāk no Krievijas (10,4%), Luksemburgas (5,4%) un Norvēģijas (4,9%) (skat. 3.pielikumu). 2017.gadā, salīdzinot ar iepriekšējā gada investīciju samazinājuma, investīciju apjoms ir strauji pieaudzis. Šo pieaugumu galvenokārt noteica ES investoru ieguldījumi uzņēmumu pamatkapitālā. 2017.gadā ĀTI apjoms bija 14,37 miljardi eiro. Nozaru struktūrā lielākais uzkrāto investīciju īpatsvars bija ieguldījumiem finanšu starpniecībā (25,5%), darījumos ar nekustamo īpašumu (14%), tirdzniecībā (13%) un apstrādes rūpniecībā (12%) (skat. 4.pielikumu).

2.13.attēlā tiek apskatītas ilgtermiņa migrantu skaita izmaiņas laika periodā no 1991.gada līdz 2016.gadam. Attēlā var redzēt, ka pirmais emigrācijas vilnis bija pēc neatkarības atgūšanas 1991.gadā, kad bija iespējama brīvāka migrācija. Otrais apjomos mazākais vilnis bija 2000.gadā. Savukārt trešais vilnis sākās 2008.gada līdz ar globālo finanšu

krīzi. Emigrācija ilgtermiņā uz valsts ekonomiku atstāj negatīvas sekas – samazinās darbaspēka apjoms, mazāki nodokļu ieņēmumi un virkne citu aspektu.



2.13.att. Migrācija Latvijā, tūkstoši iedzīvotāju (1991-2016) (autores veidots)

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

Bez emigrācijas ir vērojams arī ilgtermiņa migrantu pieplūdums – kopš 2011.gada tas ir palielinājies. Apskatītie dati un laika periodi liecina par to, ka starp imigrāciju un inflāciju pastāv apgriezta sakarība – jo vairāk iebraukušo ilgtermiņa migrantu, jo zemāka inflācija. Zemā inflācija rodas no palielināta darbaspēka piedāvājuma un reālās darba samaksas zemā pieprasījuma. Latvijā parasti iebrauc tādi ilgtermiņa migranti, kuru mītnes valsts ir ekonomiski mazāk attīstīta. Līdz ar to migrantu pieprasītais algas apmērs ir salīdzinoši zems. To var minēt kā vienu no iespējamiem zemākas inflācijas iemesliem.

Apskatot visus iepriekšminētos rādītājus, var secināt, ka pastāv pozitīva bāze globālo makroekonomisko tendenču ieviešanai Latvijā – importa un eksporta apjoms arvien pieaug, ārvalstu tiešās investīcijas palielinās, ārvalstu dibināto uzņēmumu skaits un to apgrozījums arvien pieaug, starptautiskie ekonomiskie sakari pastiprinās. Šīs tendences, protams, sniedz pienesumu Latvijas ekonomikai kopumā, taču tās paātrina arī integrēšanās un globalizācijas procesus, Latvijai kļūstot arvien atkarīgākai no ārējās pasaules.

3. GLOBĀLĀ IZLAIDES APJOMA STARPĪBAS HIPOTĒZE LATVIJAI

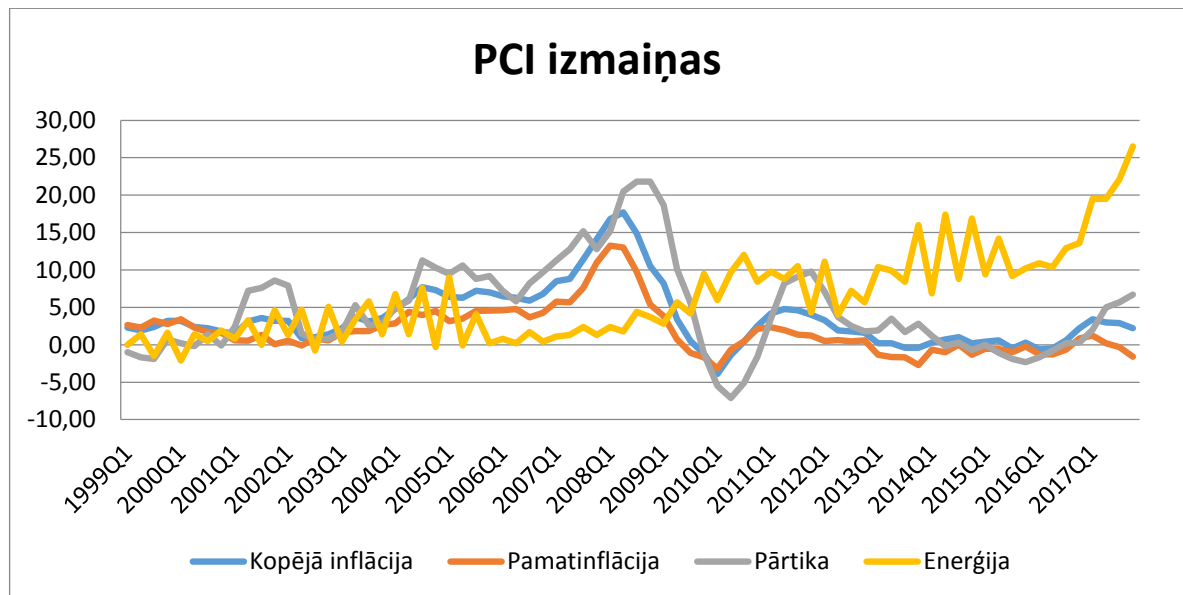
3.1. Izmantotie dati un to sagatavošana modeļa novērtējumam

Maģistra darba pētījums par inflācijas jutīgumu pret globālā izlaides apjoma starpību balstās uz K.Borio un E.Filardo pētījumā izmantotā modeļa specifiskāciju (Borio, 2007):

$$\pi_t = c + a\pi_t^e + \beta y_{t-1}^d + \delta y_{t-1}^f + \pi_{imp,t} + \varepsilon_t, \quad (3.1.)$$

3.1. modelī tiek iekļauti tādi faktori kā patēriņa cenu indeksa izmaiņas pret iepriekšējā gada attiecīgo periodu, sagaidāmā inflācija, Latvijas izlaides apjoma starpība, globālā izlaides apjoma starpība un importa cenas. Pētījumā izmatoto Latvijas un nozīmīgāko ārējās tirdzniecības partnervalstu izlaides apjomu datu avots ir Eiropas statistikas biroja (*Eurostat*) datubāze, savukārt, inflācijas, importa cenu, importa un eksporta apjoma datu avots ir Centrālās statistikas pārvaldes datubāze. Visi dati tiek apskatīti ceturkšņu griezumā laika periodā no 1999.gada 1.ceturkšņa līdz 2017.gada 4.ceturksnim. 1.pielikumā tiek parādīti pētījumā izmantotie dati apkopotā veidā. Datu apstrādei un modeļa novērtēšanai tiek izmantota datorprogrammas MS Excel un EViews 8.0.

Inflācijas līmenis tiek apskatīts kā PCI pārmaiņas pret iepriekšējā gada atbilstošo periodu. Centrālās statistikas pārvaldes biroja datubāzē ir pieejami PCI dati mēneša griezumā. Ceturkšņa dati tiek iegūti transformējot mēnešu laika rindu, pieņemot, ka ceturkšņa pēdējā mēneša novērojums ir ceturkšņa kopējais novērojums. Tādā veidā tiek novērsta potenciālā autokorelācijas veidošanās transformētajos datos. Šāda pieeja tiek izmantota pētījumā par Ķīnas inflācijas līmeņa jutīgumu pret globālā izlaides apjoma starpību (Zhang, Dai, & Ji, 2015) Lai sīkāk analizētu globālā izlaides apjoma ietekmi uz inflācijas līmeni, tiek atsevišķi izšķirta pamatinflācija. Pamatinflācija tiek iegūta no kopējās inflācijas atskaitot pārtikas un enerģijas cenu pārmaiņas. Šo apakšnozaru inflācija kopš 1999.gada veido vidēji 35% ceturksnī no kopējās inflācijas. Taču jāpiemin, ka šis īpatsvars ir samazinājies no 46,7% 1999.gadā līdz 30,2% 2017.gadā.



3.1.att. Latvija PCI izmaiņas pret iepriekšējā gada atbilstošo periodu, izdalot kopējo inflāciju, pamatinflāciju un pārtikas un bezalkoholisko dzērienu cenu inflāciju. (Autores veidots)

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

3.1.attēlā parādītas patēriņa cenu indeksa ceturkšņa izmaiņas pret iepriekšējā gada atbilstošo periodu. Pārtikas cenas seko kopējās inflācijas izmaiņu tendencēm, savukārt, enerģijas cenu dinamika ir atšķirīga un tai piemīt izteikti sezonāls raksturs. Inflācija bez pārtikas un enerģijas cenu izmaiņām ir mazāk jutīga pret dažādu ietekmējošo faktoru izmaiņām. Tas arī parādīts attēlā – pamatinflācijas līknes izmaiņas ir mazāk izteiktas nekā pārtikas cenu izmaiņu un kopējās inflācijas līkne.

Sagaidāmais inflācijas līmenis tiek apskatīts, kā novēlota esošā PCI laika rinda. Balstoties uz adaptīvajām gaidām, ekonomikas dalībnieks nākošajā periodā sagaida tādu pašu inflācijas līmeni kāds tas ir tekošajā periodā – rītdienas inflācijas līmenis ir vienāds ar šodienas inflācijas līmeni.

Latvijas un globālā izlaides apjoma starpības aprēķinam nepieciešams aprēķināt potenciālo izlaides apjomu. Potenciālais izlaides apjoms tiek iegūts ar Hodrika-Preskota filtra palīdzību. Globālā izlaides apjoma aprēķinam tiek izmantoti IKP dati par deviņām nozīmīgākajām Latvijas partnervalstīm. Sākotnēji tika izvēlētas 10 nozīmīgākās Latvijas partnervalstis, iekļaujot arī Krieviju. Nozīmības līmenis tiek izvērtēts, ņemot vērā tirdzniecības intensitāti starp Latviju un tās eksporta/importa valstīm. Veicot datu iegūvi un analīzi, darba autore konstatēja, ka par maģistra darba izstrādē nepieciešamiem Krievijas ekonomikas rādītājiem nav pieejami vai pieejami nepilnīgi dati. Šī iemesla dēļ Krievija tika atskaitīta no tālākas analīzes, atstājot Vāciju, Dāniju, Igauniju, Somiju, Itāliju, Lietuvu,

Nīderlandi, Poliju un Zviedriju. Darbā tiek izvēlēti dažādi svāri – IKP svērtie, tirdzniecības svērtie un importa svērtie svāri. Šīs svēršanas metodes izvēlētas, jo tās neiekļauj valūtu pāru maiņas kursu. Valūtas kursa svāri tiek uzskatīti par neefektīviem, jo starp Latvijas tirdzniecības partneriem ir valstis, kuras atrodas eiro zonā un apgrozībā ir viena un tā pati valūta – eiro. Šīs valstis ir Igaunija, Lietuva, Vācija, Itālija, Nīderlande un Somija.

Sākotnēji tiek aprēķināti svāri pēc attiecīgās metodes, izmantojot informāciju par IKP, importa un eksporta apjomu. Tiek iegūti katras partnervalsts īpatsvars kopējā rādītāja apjomā. Globālā izlaides apjoma aprēķinam tiek izmantoti katra ceturkšņa deviņu valstu svāri, taču, lai gūtu priekšstatu par to, cik katra no valstīm ir nozīmīga Latvijas ārējā tirdzniecībā, tiek aprēķināti arī vidējie svāri kopējā periodā izšķirot dažādas metodes:

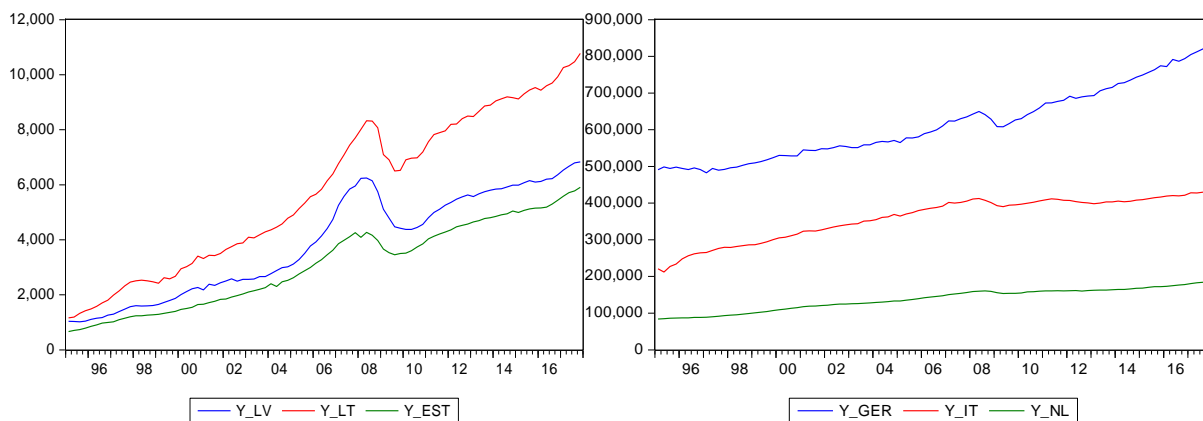
3.1 tabula

Latvijas ārējās tirdzniecības nozīmīgāko partnervalstu īpatsvars konkrētā rādītāja kopējā apjomā (autores veidots)

	SVARU APRĒĶINĀŠANAS METODE		
	IKP	Imports+eksports	Imports
Vācija	20,70	11,30	13,60
Dānija	1,90	3,50	2,60
Igaunija	0,10	9,20	7,30
Somija	1,40	4,20	5,50
Itālija	12,40	2,70	3,30
Lietuva	0,20	15,10	14,90
Nīderlande	4,80	3,10	3,50
Polija	2,50	6,40	7,40
Zviedrija	2,90	5,90	4,70

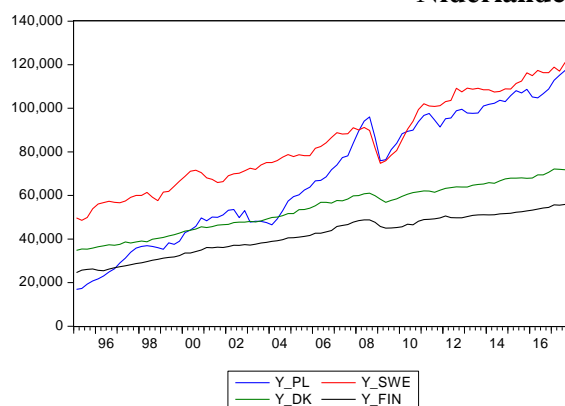
Tiek izšķirtas trīs svaru aprēķināšana metodes – IKP svērtā, importa un eksporta svērtā, kā arī importa svērtā. Apskatot dažādas svaru aprēķināšanas metodes, var secināt, ka šīs deviņas ārējās tirdzniecības partnervalstis veido 46,79% no Eiropas Savienības kopējās izlaides apjoma un 63,82% no kopējās Latvijas ārējās tirdzniecības apjoma. Savukārt 61,4% no visas Latvijas importētās produkcijas nāk no šīm deviņām valstīm. Šīs valstis ir nozīmīgas ne tikai Latvijai ekonomikai, bet arī Eiropas Savienības ekonomikai kopumā.

Lai tiktu novērsta sezonālo svārstību ietekme uz rezultātiem visas laika rindas tiek sezonāli izlīdzinātas, izmantojot Census X12 metodi. Lai uzskatāmāk parādītu izlaides apjoma tendences, 3.2.attēlā izlaides apjoma izlīdzinātie dati tiek sagrupēti pa valstīm atkarībā no to izlaides apjoma līdzības.



(a) Latvijas, Lietuvas, Igaunijas izlaides apjoms

(b) Vācijas, Itālijas, Nīderlandes izlaides apjoms



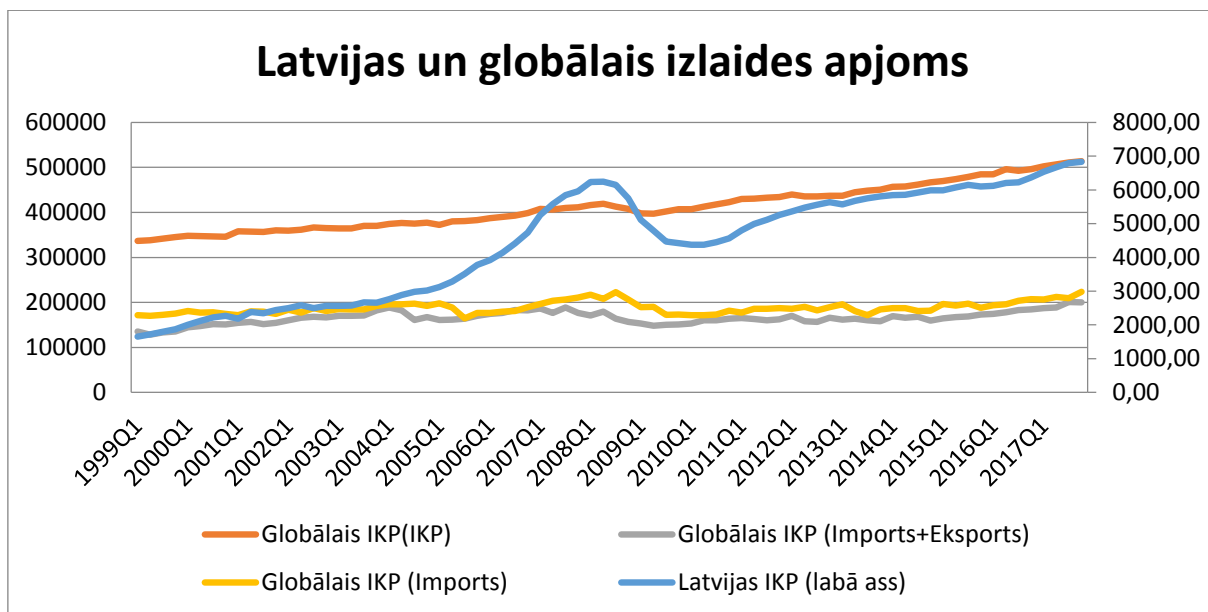
c) Polijas, Zviedrijas, Dānijas, Somijas izlaides apjoms

3.2.att. Latvijas nozīmīgāko tirdzniecības partneru izlaides apjoms, miljonos eiro (autores veidots)

Datu avots: Eurostat (<http://ec.europa.eu/eurostat>)

3.2.(a) attēlā tiek apvienoti Baltijas valstu izlaides apjomi, (b) tiek parādīti Vācijas, Itālijas un Nīderlandes izlaides apjoma, savukārt attēlā (c) atspoguļoti Ziemeļu valstu (Zviedrija, Dānija, Somija) un Polijas izlīdzinātie IKP. Pēc apskatītajiem attēliem var secināt, ka visu valstu izlaides apjoma lūzuma punkti ir vienā periodā, tas ir, visas valstis lielākā vai mazākā mērā cieta no finanšu krīzes 2008.gadā. Lielāku IKP kritumu piedzīvoja valstis ar straujāko pirmskrīzes izaugsmi. Visas apskatītās valstis kopumā ir atguvušās un turpina izaugsmes ceļu.

Tālāk, lai iegūtu globālā izlaides apjoma laika rindu, iepriekš iegūtie katras valsts svāri pēc konkrētās metodes attiecīgajā ceturksnī tiek sareizināti ar konkrētās valsts atbilstošā ceturkšņa IKP apjomu un tiek aprēķināta to summa. Attēlā parādīts Latvijas un jauniegūtie globālie izlaides apjomi atkarībā no izmantotās svaru aprēķina metodes.

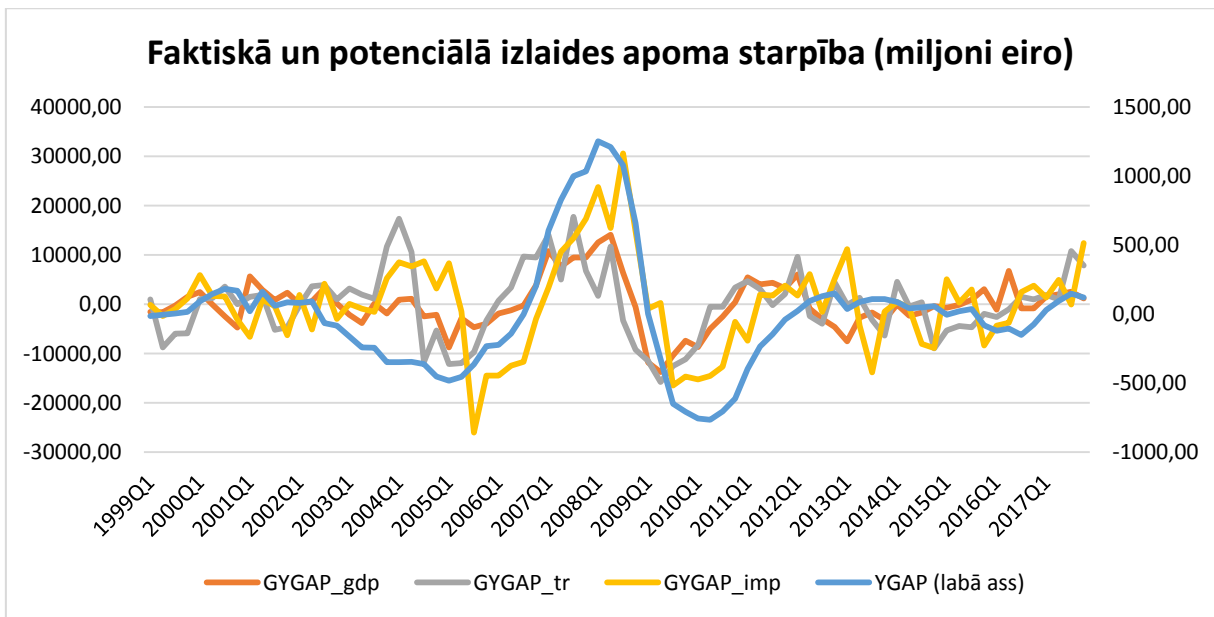


3.3.att. Latvijas un globālais izlaides apjoms miljonos eiro (1995.gada 1.ceturksnis – 2017.gada 4.ceturksnis) (Autores veidots)

Datu avots: Centrālā statistikas pārvalde, www.csb.gov.lv

Apskatot 3.3. attēlu var secināt, ka Latvijas un globālo izlaides apjomu dinamika atšķiras. Latvijai, esot mazai, atvērtai ekonomikai, kura ļoti lielā mērā ir atkarīga no ārējās tirdzniecības un notikumiem pasaules ekonomikā, ir daudz jutīgāka pret izmaiņām pasaules ekonomikā. Arī izmantojot atšķirīgas svaru noteikšanas metodes, tiek iegūti dažādi globālie izlaides apjomi. Lielāks globālais IKP tiek iegūts, izmantojot IKP svērto izlaides apjomu. Tas skaidrojams ar to, ka izmantotā bāze (Eiropas Savienības IKP) ir daudz lielāka nekā abām pārējām metodēm, kuru pamatā ir Latvijas importa un eksporta apjomu laika rindas.

Kā jau minēts iepriekš, potenciālā izlaides apjoma aprēķinam tiek izmantots Hodrika-Preskota filtrs. Iegūtie Latvijas un globālie izlaides apjomi tiek apskatīti 3.4.attēlā. Attēlā zilā līkne atspoguļo Latvijas izlaides apjoma starpību, savukārt pārējās līknes – globālo izlaides apjomu starpību atkarībā no globālā izlaides apjoma aprēķina metodes. Iegūtie rezultāti liecina, ka izlaides apjomu starpību gan Latvijas, gan globālo, tendences ir līdzīgas. Latvijas izlaides apjoma starpības līkne ir gludāka nekā pārējās līknes. Globālā izlaides apjoma starpības līknes ir “zobotākas”, to izmaiņas periodu uz perioda ir asākas. Neatkarīgi no metodes kā tiek iegūta globālā izlaides apjoma laika rinda un no tā, vai tiek aprēķināta Latvijas vai globālā izlaides apjoma starpība, visas pētījumā izmantotās laika rindas iepriekš tiek izlīdzinātas.



3.4.att. Latvijas un globālo izlaides apjomu starpības miljonos eiro (1999-2017)

Datu avots: autore aprēķini

Importa cenu inflācija tiek apskatīta kā importa cenu izmaiņas periodu no perioda attiecībā pret iepriekšējā gada atbilstošo periodu.

Modeļa novērtējumam tiek izmantota mazāko kvadrātu metode (*OLS-ordinary Least Squares*). OLS ir plaši izmantota regresijas analīzes parametru novērtēšanas metode, kura tiek izmantota arī daļā no citu autoru pētījumiem par globālā izlaides apjoma ietekmi uz inflācijas līmeni. Metode minimizē kļūdu kvadrātu summu – starpību starp novērotajām un paredzētām vērtībām. OLS regresija metode ir vienkārši lietojama dažādām ekonometriskām analīzēm, taču, lai novērtētie koeficienti būtu uzticami un stabili, ir jāveic laika rindu analīze un, ja nepieciešams, transformācija. OLS metodes pieņēmumi ir sekojoši:

- Laika rindas ir stacionāras,
- Novērojumi ir gadījumlīelumi,
- Laika rindas ir kointegrētas,
- Kļūdās pastāv homoskedasticitāte,
- Kļūdās nav autokorelētas un ir normāli sadalītas.

Nepilnības apskatītajos pieņēmumos var novest pie nekorekti novērtēta modeļa un kļūdainiem secinājumiem.

Sākotnēji, lai laika rindas būtu izmantojamas tālākai analīzei, tiek pārbaudīta to stacionaritāte. Laika rindu stacionaritāte ļauj izvairīties no viltus rezultātiem. Tā tiek novērtēta ar Augmented Dickey Fuller (ADF) testu. Nulles hipotēze vienības sakņu testam ir H_0 : Laika rinda satur vienības sakni (rinda nav stacionāra). Noraidot šo hipotēzi, var apgalvot, ka rindas

ir stacionāras un var veikt tālāku analīzi. Viena no stacionaritātes testa vājjām pusēm ir tā, ka lai rezultāti būtu ticami, nepieciešams liels skaits novērojumu – vismaz 20. (Mwakanemela, 2014) Maģistra darbā izmantotās rādītāju laika rindas ir pietiekami garas (75 novērojumu), lai stacionaritātes testa rezultāti tiktu uzskatīti par ticamiem. ADF testā izmantotas tādas modeļu specifiskācijas kā ar konstanti, ar konstanti un trendu, bez konstantes un trenda. Testa rezultāti atspoguļoti 3.2.tabulā.

3.2 tabula

Laika rindu stacionaritātes pārbaudes ar ADF testu rezultāti

Laika rinda		Ar konstanti	Ar konstanti un trendu	Bez konstantes un bez trenda	Secinājums
p	τ	-3,053626	-3,410204	-2,742602	Ir stacionāra*
	(p-vērtība)	0,0347	0,0579	0,0067	
ep	τ	-3,093859	-3,447649	-2,645623	Ir stacionāra*
	(p-vērtība)	0,0314	0,0530	0,0088	
ygap	τ	-4,748224	-4,713299	-4,782464	Ir stacionāra***
	(p-vērtība)	0,0002	0,0015	0	
gygap_gdp	τ	-3,258484	-3,236278	-3,28085	Ir stacionāra*
	(p-vērtība)	0,0205	0,0854	0,0013	
gygap_tr	τ	-4,00933	-3,975985	-4,038207	Ir stacionāra**
	(p-vērtība)	0,0023	0,0136	0,0001	
gygap_imp	τ	-3,630219	-3,597306	-3,657649	Ir stacionāra**
	(p-vērtība)	0,0073	0,0368	0,0004	
imp	τ	-1,537614	-2,215696	-1,184091	Nav stacionāra
	(p-vērtība)	0,5089	0,4735	0,2141	
1.KĀRTAS DIFERENCE					
p_imp	τ	-9,025331	-8,996617	-9,106096	Ir stacionāra***
	(p-vērtība)	0	0	0	

***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1

Stacionaritāte tiek pārbaudīta tādām laika rindām kā pamatinflācija (p), sagaidāmā pamatinflācija (ep), Latvijas izlaides apjoma starpība (ygap), globālā IKP svērtā izlaides apjoma starpība (gygap_gdp), globālā importa un eksporta svērtā izlaides apjoma starpība (gygap_tr), globālā importa svērtā izlaides apjoma starpība (gygap_imp). Pēc testā novērtētajām p-vērtībām var secināt, ka visas laika rindas, izņemot importa cenu inflāciju, ir stacionāras pie nozīmības līmeņa 0,1 un neprasa nekādus tālākus pārveidojumus. Savukārt, lai importa cenu inflācijas laika rinda būtu stacionāra tai tiek veidota pirmās kārtas diference, pie kuras laika rinda kļūst stacionāra (nozīmības līmenis 0,01).

3.3 tabulā tiek parādīta pētījumā izmantoto laika rindu aprakstošā statistika apkopotā veidā. Tabulā tiek atspoguļota vidējā vērtība (Mean), mediāna (Median), maksimālā (Maximum) un minimālā (Minimum) vērtība, standartnovirze (Std.Dev.), ekscesa (Kurtosis)

un asimetrijas (Skewness) koeficienti, Žarka-Bera statistika (Jarque-Bera), kā arī p-vērtība (Probability).

3.3 tabula

Laika rindu aprakstošā statistika							
	P	EP	YGAP	GYGAP_GDP	GYGAP_IMP	GYGAP_TR	P_IMP
Mean	1.931464	1.986272	2.92E-10	4.07E-08	1.59E-08	9.70E-09	3.733772
Median	1.274050	1.331150	11.11257	-228.7381	161.2222	831.8122	5.400000
Maximum	13.24720	13.24720	1251.547	14101.41	30610.64	17756.29	15.10000
Minimum	-3.196500	-3.196500	-764.6105	-13762.55	-25987.00	-15745.19	-11.00000
Std. Dev.	3.228866	3.203281	415.9046	5069.125	9340.380	7039.896	5.974327
Skewness	1.483991	1.486327	1.014766	0.145656	0.257258	0.166980	-0.593129
Kurtosis	5.801224	5.864558	4.809532	3.956370	4.249565	3.011633	2.652318
Jarque-Bera Probability	52.74327 0.000000	53.96749 0.000000	23.41245 0.000008	3.165104 0.205450	5.782776 0.055499	0.353603 0.837946	4.838948 0.088968

Pēc 3.3.tabulā sniegtajiem datiem var secināt, ka vidējais inflācijas līmenis ir ļoti tuvs 2% (1,92%) atzīmei. Gan Latvijas, gan globālā izlaides apjoma starpības vidējais līmenis ir gandrīz 0, kas arī intuitīvi bija sagaidāms, jo nulles punkts izlaides apjoma starpībā ir potenciālā izlaides apjoma līmenis. Apskatot asimetrijas koeficientus (Skewness), var secināt, ka importa cenu inflācijas laika rindas zvanveida grafiks ir negatīvi asimetrisks ar nedaudz izstieptu kreiso zaru, taču pārējās laika rindas ir pozitīvi asimetriskas, tas ir, nobīdītas pa labi un to zvanveida grafika labais zars ir izstiepts. P-vērtības tabulā norāda uz normālā sadalījuma esamību. Pēc tabulā sniegtajiem datiem, tādas rindas kā inflācijas līmenis, sagaidāmā inflācija un Latvijas izlaides apjoma starpības zvanveida grafiks neatbilst normālajam sadalījumam. To parāda rindu p-vērtības, kas ir mazākas nekā 0,05 un līdz ar to tiek noraidīta nulles hipotēze H_0 : Laika rinda atbilst normālajam sadalījumam.

Ilgtermiņa sakarības noteikšanai nepieciešams pārbaudīt laika rindu kointegrācijas sakarību. Ja laika rindas ir savā starpā kointegrētas, tas nozīmē, ka starp šīm rindām pastāv ilgtermiņa līdzsvara sakarības. Ja rindas (atkarīgas un neatkarīgas) pašas par sevi ir nestacionāras, bet to kļūdu kombinācijas ir stacionāras, var apgalvot, ka starp rindām pastāv ilgtermiņa sakarības. (Shin & Yu, 2013)

Date: 05/27/18 Time: 17:39
 Sample: 1999Q1 2017Q4
 Included observations: 73
 Series: P YGAP GYGAP_GDP GYGAP_IMP GYGAP_TR P_IMP
 Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	4	3	3	2	3
Max-Eig	3	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

3.5.att. Johansena kointegrācijas testa rezultāti

Datu avots: Autores aprēķins

Veicot Johansena kointegrācijas pārbaudi iekļaujot apskatītās rindas (pamatinflācija, Latvijas un globālās izlaides apjoma starpības rindas, importa cenu izmaiņas), var secināt, ka rindas ir savā starpā kointegrētas – starp tām pastāv ilgtermiņa sakarības. Par kointegrācijas testu tika izvēlēts Johansena tests, jo ar tā palīdzību var novērtēt šīs sakarības vairāk nekā vienam mainīgajam pretēji kā tas ir Engel-Granger testā, kur ilgtermiņa sakarība kointegrācijas veidolā tiek meklētas starp diviem mainīgajiem. Testā tiek automātiski izvēlēts lagu skaits – izvēlētais novēlojumu skaits ir 2. Testa būtība ir tāda, ka tiek meklētas jebkādas sakarību kombinācijas starp rādītājiem. Ja tiek atrasta vismaz viena sakarība starp rādītājiem, rindas ir kointegrētas. Kā parādīts EViews izdrukā 3.5.attēlā veicot testu, ir atrastas vairākas sakarības starp rādītājiem. Rindas tiek uzskatītas par kointegrētām.

3.2.Novērtētā modeļa rezultātu analīze

Maģistra darba pētījumā tiek analizēts gan simultānais papildinātais Filipa līknes modelis, kur netiek iekļautas iekšzemes un globālā izlaides apjoma starpības novēlotās vērtības, gan arī modelis, kur tiek iekļautas iekšzemes un globālā izlaides apjoma starpību novēlotās vērtības, jo dažu ekonomisko rādītāju ietekme uz konkrētu rādītāju ir vērojama ar laika nobīdi dažādu iemeslu dēļ. Kā viens no galvenajiem iemesliem ir psiholoģiskie iemesli – ieradumu spēks jeb inerces spēks. Cilvēki nesteidzas mainīt savus patēriņa paradumus līdz ar cenu samazinājumu vai ienākumu palielinājumu. Tam par iemeslu var būt tas, ka pārmaiņu process var izraisīt kādu tūlītēju neizdevīgumu. Šis psiholoģiskais faktors ir atkarīgs arī no cenu vai ienākumu pārmaiņu termiņu – ilgtermiņa vai vienreizējas pārmaiņas. Kā vēl viens iemesls tiek minēti tehnoloģiskie faktori. Ja, piemēram, kapitāla cena kļūst relatīvi lētāka pret

darbaspēka cenu, izraisa vienkāršāku darbaspēka aizvietojamību ar fizisko kapitālu ekonomiski realizējamāku. Protams, šādai aizstāšanai ir nepieciešams laiks. Vēl jo vairāk, ja gaidāms ilgtermiņa cenu kritums, uzņēmumi nesteidzas aizstāt darbaspēku pret kapitālu. Pastāv arī institucionāli iemesli novēlotiem efektiem uz atkarīgo mainīgo. Piemēram, līgumiskās saistības var atturēt uzņēmumu no darbaspēka vai izejmateriālu piegādātāja maiņas. (Gujarati, 2004) Šī pieeja tiek izmantota, lai novērtētu un apskatītu, kādas praktiskas atšķirības ir starp šiem modeļiem – vai tās maina faktoru nozīmīgumu un vērtību.

Sākotnēji novērtējot modeli tiek konstatēts, ka kļūdas ir autokorelētas – kļūdu rinda korelē ar tās novēlotām vērtībām. Autokorelācijas tests, ko piedāvā EViews, ir Lunga-Boksa (Ljung-Box) Q tests. Autokorelācijas esamība tiek apskatīta korelogrammā un Q statistikā. Tā kā daļa p-vērtību ir mazākas par 0,05, darba autore secina, ka modelis cieš no autokorelācijas. Autokorelācija jeb seriālā korelācija tiek novērsta novērtējumā iekļaujot kļūdu korekcijas modeli – novēlotu modeļa kļūdu rindu. Novērstās autokorelācijas izdrukas apskatāmas 7.pielikumā (modelis ar nenovēlotām vērtībām) un 8.pielikumā (modelis ar novēlotām vērtībām). Nulles hipotēze kļūdu autokorelācijas pārbaudē ir H_0 : Kļūdas nav autokorelētas. Tā kā jauniegūtās p-vērtības ir lielākas par 0,05, var apgalvot, ka kļūdu autokorelācija ir novērsta.

3.4.tabulā parādīti modeļa novērtējumi atkarībā no globālā izlaides apjoma starpības aprēķina metodes (w_1 – imports un eksports; w_2 – imports; w_3 - IKP). Visu rādītāju zīmēm intuitīvi jābūt pozitīvām – palielinoties sagaidāmajai inflācijai, iekšzemes un globālā izlaides apjoma starpībai un importa cenām, palielinās inflācijas līmenis. Šīs sakarības pierāda arī empīriskie novērtējumi – visi koeficienti pie mainīgajiem faktoriem ir pozitīvi.

3.4.tabula

Papildinātās Filipa liknes modeļa bez novēlojumiem empīriskais novērtējums

(autores veidota)

$$\pi_t = c + \alpha\pi_t^e + \beta y_t^d + \delta y_t^f + \gamma\pi_{imp,t} + \varepsilon_t$$

		W_1	W_2	W_5
c	koeficients	-1,89186	-1,89569	-1,906981
	p-vērtība	0,0000***	0,0000***	0,0000***
$\alpha\pi_t^e$	koeficients	0,797124	0,731081	0,769766
	p-vērtība	0,0000***	0,0000***	0,0000***
βy_t^d	koeficients	0,0004	0,001106	0,0000327
	p-vērtība	0,3536	0,0174**	0,947
δy_t^f	koeficients	0,0000617	-0,00000814	0,00011
	p-vērtība	0,0042***	0,6627	0,0018***
$\gamma\pi_{imp,t}$	koeficients	0,058531	0,093361	0,076624
	p-vērtība	0,0310**	0,0003***	0,0027***

Statistiski nozīmīgs: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1

Aplūkojot modeli ar importa un eksporta svērto globālo izlaides apjoma starpību (W_1), sagaidāmā inflācija un globālā izlaides apjoma starpības ir statistiski nozīmīgas pie 1% nozīmības līmeņa (p -vērtība $< 0,01$), arī importa cenu izmaiņu ietekme uz inflācijas līmeņa izmaiņām ir statistiski nozīmīga, taču pie 5% nozīmības līmeņa (p -vērtība $< 0,05$). P -vērtības ļauj saprast, vai tiek pieņemta vai noraidīta nulles hipotēze par koeficientu vienādību ar nulli (H_0 : novērtētais koeficients ir vienāds ar 0) attiecībā pret divpusēju alternatīvu, ka koeficients nav vienāds ar 0. Turpretim, novērtētajā modelī netika atrasta statistiski nozīmīga iekšzemes izlaides apjoma starpības ietekme uz inflācijas līmeņa izmaiņām. Inflācijas elastības (koeficienta vērtība) attiecībā pret sagaidāmo inflāciju 0,79 – sagaidāmā inflācijas līmeņa palielināšanās par 1% rada 0,79% pieaugumu nākamā perioda inflācijas līmenī. Globālā izlaides apjoma starpībai palielinoties par 1 vienību, inflācijas līmenis palielinās par 0,0000617 vienībām. Lai gan šī ietekme ir minimāla, tomēr tā ir pozitīva un statistiski nozīmīga. Modeļa novērtējums uzrāda, ka pastāv statistiska sakarība starp šiem abiem lielumiem. Lai gan iekšzemes izlaides apjoma starpības koeficienta vērtība ir pozitīva un lielāka par globālā izlaides apjoma starpību, tas tomēr nav statistiski nozīmīgs faktors inflācijas veidošanā.

Modelis ar importa svērto (W_2) globālā izlaides apjoma starpību parāda pretēju situāciju – iekšzemes izlaides apjoma starpība kļūst statistiski nozīmīga pie 5% nozīmības līmeņa, savukārt globālā izlaides apjoma starpība nav statistiski nozīmīgs faktors. Pilnīgi pretēji nekā tas bija iepriekš. Arī šinī modeļa novērtējumā sagaidāmās inflācijas ietekme uz inflācijas līmeni ir statistiski nozīmīga pie 1% nozīmības līmeņa. Taču sagaidāmās inflācijas koeficienta vērtība ir samazinājusies līdz 0,731081. Apskatītajā modeļa specifikācijā inflācijas izmaiņas ir kļuvušas mazāk elastīgas pret izmaiņām sagaidāmajā inflācijas līmenī. Importa cenu ietekme ir kļuvusi nozīmīgāka – p -vērtība ir palielinājusies un šis koeficients ir statistiski nozīmīgs pie 1% nozīmības līmeņa (iepriekš tas bija nozīmīgs pie 5% nozīmības līmeņa). Modeļa novērtējums rāda, ka iekšzemes izlaides apjoma starpībai palielinoties par 1%, inflācijas līmenis 0,001106%. Novērtējumā globālā izlaides apjoma starpības novērtējums ir ne tikai kļuvis nenozīmīgs, bet arī ir samazinājusies tā vērtība. Turpretim iekšzemes izlaides apjoma starpība ietekme uz inflācija līmeņa izmaiņām ir kļuvusi statistiski nozīmīga pie 5% nozīmības līmeņa (P -vērtība $< 0,05$), kā arī koeficienta vērtība ir palielinājusies no 0,0004 līdz 0,001106.

Trešais novērtētais modelis ir ar IKP svērto (W_5) globālā izlaides apjoma starpības metodi. Arī šinī papildinātās Filipa līknes modeļa specifikācijā sagaidāmās inflācijas ietekme uz inflācija līmeni ir statistiski nozīmīga pie 1% nozīmības līmeņa. Arī inflācijas elastība pret

sagaidāmo inflāciju ir palielinājusies (no 0,731081 līdz 0,769766) salīdzinot ar iepriekš apskatītā modeļa novērtējumu. Šī modeļa novērtējumā iekšzemes izlaides apjoma starpība nav statistiski nozīmīga, taču globālā izlaides apjoma starpība ir novērtēta kā statistiski nozīmīgs inflācijas ietekmējošs faktors, pie tam šis modelis uzrāda, ka tas ir statistiski nozīmīgāks un inflācijas līmeņa izmaiņas ir jutīgākas pret šo faktoru nekā tas bija pirmajā novērtētajā modelī – koeficienta vērtība 0,00011. Importa cenas aizvien ir statistiski nozīmīgas pie 1% nozīmības līmeņa. Inflācijas elastība pret to ir 0,076624.

Visos trīs apskatītajos modeļos sagaidāmā inflācija ir statistiski nozīmīgs (nozīmības līmenis <0,01) faktors inflācijas līmeņa noteikšanā. Sagaidāmajai inflācijai palielinoties par 1%, inflācijas palielinās vidēji par 0,76% visos modeļos, neatkarīgi no globālā izlaides apjoma starpības aprēķināšanas metodes. Kā vēl viens statistiski nozīmīgs inflācijas ietekmējošs faktors ir importa cenas. Statistiski nozīmīgāks tas ir pie otrā modeļa novērtējuma (izmantojot importa svērto globālā izlaides apjoma starpības aprēķināšanas metodi), kur šim rādītājam palielinoties par 1 vienību, inflācijas līmeņa starpība palielinās par 0,09 vienībām. Savukārt globālā un Latvijas izlaides apjoma starpības maina gan nozīmības līmeni, gan arī koeficienta vērtību.

Atbilstoši novērtētajiem modeļiem, tiek iegūti sekojoši vienādojumi:

- Ar importa un eksporta svērto globālā izlaides apjoma starpību

$$\pi_t = -1,892 + 0,797\pi_t^e + 0,000062y_t^f + 0,0310\pi_{imp,t} + \varepsilon_t \quad (3.2.)$$

- Ar importa svērto globālā izlaides apjoma starpību

$$\pi_t = -1,895 + 0,731\pi_t^e + 0,0011y_t^d + 0,093\pi_{imp,t} + \varepsilon_t \quad (3.3.)$$

- Ar IKP svērto globālā izlaides apjoma starpību

$$\pi_t = -1,907 + 0,770\pi_t^e + 0,00011y_t^f + 0,076\pi_{imp,t} + \varepsilon_t \quad (3.4.)$$

Apskatītajos vienādojumos globālā un Latvijas iekšzemes izlaides apjoma starpības netiek iekļautas vienlaicīgi, jo to koeficienti attiecīgajos modeļos nav statistiski nozīmīgi.

Lai tiktu apzināta regresoru novēlotu vērtību ietekme uz inflācijas līmeņa izmaiņām, Tālāk pētījumā tiek novērtēts papildinātās Filipa līknes modelis ar pirmās kārtas novēlojumiem. Lai efektīvi tiktu izmantots modelis ar iekšzemes un globālā izlaides apjoma novēlotajām vērtībām un lai novērtētie koeficientu būtu reprezentatīvi un ticami,

nepieciešams izvēlēties optimālo iekļauto novēlojumu skaitu modelī. Nepieciešamo novēlojumu izvēle tiek veikta atbilstoši VAR Lag Order Selection Criteria tests.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: P YGAP GYGAP_TR GYGAP_IMP GYGAP_GDP P_IMP
 Exogenous variables: C
 Date: 05/22/18 Time: 19:31
 Sample: 1999Q1 2017Q4
 Included observations: 70

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2989.982	NA	6.03e+29	85.59950	85.79223	85.67605
1	-2735.183	458.6386	1.17e+27	79.34809	80.69719*	79.88397*
2	-2686.231	79.72172	8.25e+26	78.97804	81.48350	79.97324
3	-2655.512	44.76314	1.02e+27	79.12890	82.79074	80.58343
4	-2603.836	66.44026	7.27e+26	78.68102	83.49923	80.59487
5	-2550.074	59.90572*	5.33e+26*	78.17355	84.14812	80.54672
6	-2503.544	43.87177	5.44e+26	77.87267*	85.00362	80.70517

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

3.6.att. Optimālā novēlojuma skaita izvēles tests

3.6.attēlā apskatīts novēlojumu skaita izvēles testa izdruka. Sākotnēji tiek veikts VAR (Vector Autoregressive) novērtējums. Novērtējumā tiek iekļauti tādi mainīgie kā pamatinflācijas līmenis (P), Latvijas un globālie izlaides apjoma starpības apjomi (YGAP, GYGAP_TR, GYGAP_IMP, GYGAP_GDP) un importa cenu izmaiņas (P_IMP). Maksimālais novēlojumu skaits tiek izvēlēts automātiski un attiecīgajā novērtējumā tika izvēlēti 6 novēlojumi. Pēc veiktā novēlojumu struktūras novērtējuma, kā optimālais novēlojumu skaits tiek izvēlēts 1 novēlojums, pamatojoties uz Švarca (SC) un Hanna-Kvinna (HQ) informācijas kritērijiem. Tālāk šis novēlojumu skaits tiek integrēts modeļa novērtēšanā.

3.5.tabulā apskatīts papildinātais Filipa līknes modelis ar 1.kārtas novēlojumiem. Šeit inflācijas līmeņa izmaiņas tiek skaidrotas ar sagaidāmo inflācijas līmeni, tekošā un iepriekšējā ceturkšņa iekšzemes un globālā izlaides apjoma starpības radītājiem un importa cenu izmaiņām, kā arī tiek noteikta modeļa kļūda.

**Papildinātā Filipa līknes modeļa ar 1.kārtas
Novēlojumu novērtējums (autores veidots)**

$$\pi_t = c + \alpha\pi_t^e + \beta y_t^d + \lambda y_{t-1}^d + \delta y_{t-1}^f + \eta y_{t-1}^f + \gamma\pi_{imp,t} + \varepsilon_t$$

		W ₁	W ₂	W ₅
c	koeficients	-1,959469	-1,950931	-1,963012
	p-vērtība	0,0000***	0,0000***	0,0000***
$\alpha\pi_t^e$	koeficients	0,827655	0,805446	0,795363
	p-vērtība	0,0000***	0,0000***	0,0000***
βy_t^d	koeficients	0,002144	0,003324	0,001094
	p-vērtība	0,0630*	0,0032***	0,4201
λy_{t-1}^d	koeficients	-0,001708	-0,002727	-0,000892
	p-vērtība	0,1424	0,0360**	0,4853
δy_{t-1}^f	koeficients	0,0000648	0,00000442	0,000115
	p-vērtība	0,0133**	0,9836	0,0156**
ηy_{t-1}^f	koeficients	-0,0000263	0,00000494	-3,63E-05
	p-vērtība	0,2905	0,8250	0,04213
$\gamma\pi_{imp,t}$	koeficients	0,056396	0,067845	0,075122
	p-vērtība	0,0643*	0,0337**	0,013**

Statistiski nozīmīgs: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1

Atbilstoši novērtētajiem modeļiem ar globālā un iekšzemes izlaides apjoma starpības novēlotām vērtībām, tiek iegūti sekojoši vienādojumi:

- Ar importa un eksporta svērto globālā izlaides apjoma starpību

$$\pi_t = -1,96 + 0,828\pi_t^e + 0,0021y_t^d + 0,000065y_t^f + 0,056\pi_{imp,t} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

- Ar importa un eksporta svērto globālā izlaides apjoma starpību

$$\pi_t = -1,951 + 0,805\pi_t^e + 0,00332y_t^d - 0,00273y_{t-1}^d + 0,034\pi_{imp,t} + \varepsilon_t \quad (3.6.)$$

- Ar importa un eksporta svērto globālā izlaides apjoma starpību

$$\pi_t = -1,96 + 0,795\pi_t^e + 0,00012y_t^f + 0,075\pi_{imp,t} + \varepsilon_t \quad (3.7.)$$

Modeļa, kurā iekļauts importa un eksporta svērtā izlaides apjoma starpība (W₁), novērtējumā visu modelī iekļauto faktoru koeficienti ir statistiski nozīmīgi. Sagaidāmās inflācijas ietekme uz inflāciju, salīdzinot ar 3.4.tabulā apskatītā modeļa novērtējumu, vēl joprojām ir statistiski nozīmīga, un piedevām ir palielinājusies inflācijas līmeņa elastība pret sagaidāmās inflācijas līmeņa izmaiņām – tām pieaugot par 1%, inflācijas līmenis palielinās par 0,827655% (3.4.tabulā 0,797124%). Modelī iekļaujot iekšzemes izlaides apjoma starpības novēloto laika rindu, tā tekošā faktora novērtējums kļūst statistiski nozīmīgs un šis rādītājs būtiski ietekmē inflācijas līmeņa izmaiņas. Inflācijas līmeņa elastība pret iekšzemes izlaides apjoma starpības izmaiņām ir 0,002144. Globālā izlaides apjoma starpības koeficients ir statistiski nozīmīgs pie

5% nozīmības līmeņa (p -vērtība $< 0,05$). Novērtētā inflācijas elastības pret šo rādītāju ir 0,0000648, kas ir lielāka nekā iepriekš veiktajā novērtējumā. Pievienojot modelim novēlotas vērtības, globālā izlaides apjoma starpības ietekme uz inflāciju pieaug par 55,4% (no 0,0000417 uz 0,0000648). Skatoties uz importa cenu izmaiņām, to statistiskā nozīmība samazinās, taču šis faktors vēl joprojām ir statistiski nozīmīgs inflāciju ietekmējošs faktors – importa cenām palielinoties par 1%, inflācijas līmenis palielinās par 0,056396%. Apskatot novērtētos modeļus atkarībā no globālā izlaides apjoma aprēķina metodes, darba autore secina, ka atšķirībā no iepriekš apskatītajiem modeļiem 3.4.tabulā, iekšzemes izlaides apjoma starpība ir statistiski nozīmīga ne tikai modelī ar importa svērto globālā izlaides apjoma starpību, bet arī ar importa un eksporta svērto. Apskatot sīkāk tieši iekšzemes un globālā izlaides apjoma starpību nenovēlotos novērtējumus var secināt, ka, lai gan abi ietekmējošie faktori ir novērtēti kā statistiski nozīmīgi, tomēr globālā izlaides apjoma starpība kā faktors ir nozīmīgāks inflācijas līmeņa izskaidrošanā. Tomēr jāpiemin, ka globālā izlaides apjoma starpības radītā ietekme uz inflācijas līmeņa izmaiņām ir ļoti maza. Arī iepriekš apskatītajā Filipa līknes modelī bez novēlojumiem importa un eksporta svērtās globālā izlaides apjoma starpības ietekme uz inflācija līmeni ir niecīga. Vidējā globālā izlaides apjoma starpības novirze visā apskatītajā periodā ir 7086 miljoni eiro, kas pie novērtētā inflācijas jutīguma rada 0.023% izmaiņas inflācijas līmenī.

Modeļa, kura globālā izlaides apjoma aprēķinam izmantoti importa svāri, novērtējumā sagaidāmās inflācijas līmeņa izmaiņas kā faktors ir novērtēts kā statistiski ļoti nozīmīgs, tieši tāpat kā tas ir visos citos novērtētajos modeļos. Salīdzinot ar iepriekš apskatīto modeli (W_1), inflācijas jutība samazinās līdz 0,805446. Šeit iekšzemes izlaides apjoma starpības koeficients ir statistiski nozīmīgs pie 1% nozīmības līmeņa un novērtētais koeficients ir 0,003324, kas ir lielāks nekā iepriekš novērtētais. Globālā izlaides apjoma starpības ietekme apskatītajā modeļa specififikācijā ir novērtēta kā statistiski nenozīmīga un inflācijas jutīgums pret šo faktoru ir samazinājies. Arī šeit importa cenu izmaiņas nezaudē savu nozīmību – faktora radītā ietekme uz inflācijas līmeņa izmaiņām ir statistiski nozīmīga pie 5% nozīmības līmeņa.

Modeļa novērtējumā, kurā iekļauta IKP svērtā globālā izlaides apjoma starpība, gan sagaidāmās inflācijas, gan importa cenu izmaiņas ir statistiski nozīmīgi inflācijas līmeņa izmaiņu ietekmējošs faktors. Savukārt, salīdzinājumā ar iepriekš apskatīto modeļa specififikācijas novērtējumu, iekšzemes izlaides apjoma starpība kļūst nenozīmīga, taču globālā izlaides apjoma starpības koeficients kļūst par statistiski nozīmīgu inflācijas ietekmējošo faktoru. Šis novērtējums rāda, ka inflācijas elastības attiecības pret globālā izlaides apjoma starpību ir 0,000115.

Salīdzinot modeļus gan ar, gan bez novēlojumiem atkarībā no globālā izlaides apjoma aprēķināšanas metodes, var secināt, ka sagaidāmās inflācijas un importa cenu izmaiņu koeficients visās modeļa specifiskajās ir statistiski nozīmīgi pie vismaz 10% nozīmības līmeņa. Vislielākais modeļa izskaidrošanas spēks piemīt sagaidāmās inflācijas rādītājam. Savukārt, globālā un Latvijas izlaides apjoma starpības koeficienti maina savu statistisko nozīmību atkarībā no modeļa specifiskajās. Detalizētāks pārskats par novērtētajiem modeļiem atrodams 5.pielikumā (modelis ar novēlojumiem), un 6.pielikumā (modelis bez novēlojumiem).

Tālāk, lai novērtētu katra modeļa kvalitāti, uzticamību un stabilitāti, tiek veikti dažādi testi. Iegūtie rezultāti ir apkopoti 3.6.tabulā. Tabulā sniegti dati par determinācijas koeficientu, standartklūdu, Akaike, Švarca, Hanna-Kvinna informācijas kritērijiem, Durbin-Watsona statistiku, kļūdu normalitāti, heteroskedasticitātes esamību un autokorelāciju.

3.6.tabula

Modeļu novērtējumu apkopojums

	Bez novēlojumiem			Ar novēlojumiem		
	W ₁	W ₂	W ₅	W ₁	W ₂	W ₅
R-squared	0,90	0,89	0,90	0,90	0,89	0,91
Adjusted R-squared	0,89	0,88	0,89	0,89	0,88	0,89
S.E.of regression	1,05	1,09	1,04	1,06	1,11	1,06
Akaike i.c.	3,01	3,09	3,00	3,06	3,14	3,06
Schwarz .c.	3,20	3,28	3,18	3,31	3,35	3,31
Hannan_Quinn c.	3,09	3,16	3,07	3,16	3,22	3,16
Durbin-Watson	2,03	2,15	2,03	1,98	1,72	1,98
Autokorelācija	0,1804	0,054	0,2991	0,0653	0,0752	0,3411
Heteroskedasticitāte	0,0599	0,0133	0,0232	0,084	0,0038	0,0081
Kļūdu normalitāte	0,4101	0,6323	0,5889	0,0381	0,2677	0,3588

Determinācijas koeficients jeb R^2 (R-squared) rāda veiktās regresijas izskaidrošanas spēju prognozējot atkarīgā mainīgā vērtību izlases ietvaros. Šis rādītājs rāda, cik lielā mērā neatkarīgie mainīgie izskaidro atkarīgā mainīgā dispersijas daļu. R^2 visiem modeļiem ir ļoti augsts (no 0,89 līdz 0,91) - apskatītie faktori izskaidro no 89% līdz 91% no inflācijas izmaiņām. Tomēr šos rādītājus nav precīzs regresijas atbilstības novērtēšanā, jo arvien pievienojot mainīgos regresijas analizē, R^2 vienmēr palielinās. Pievienojot pietiekami daudz (tik mainīgo, cik novērojumu) mainīgo, ir iespējams iegūt pat determinācijas koeficientu vērtībā 1. Atbilstošāks rādītājs ir pielāgotais R^2 (*Adjusted R-squared*), jo tas ņem vērā iekļauto regresoru skaitu, kas nepalielina regresijas izskaidrošanas spēju. (EViews10_Help, 2018)

Regresijas novērtējuma standartklūda (S.E.of regression) ir novērtēto kļūdu dispersija. Rādītājs rāda vidējo novirzi no regresijas līknes, kas nosaka, cik lielā mērā regresijas modelis ir kļūdainis. Pielāgotais R^2 tiek izteikts atkarīgā mainīgā vienībās. Visos novērtētajos modeļos standartklūdas rādītājs ir robežās no 1,04 līdz 1,11 – visos novērtējumos novērojumu vērtības ir 1% attālumā no novērtētās regresijas līknes. Jo mazākas ir šīs vērtības, jo tuvāk novērojumu atrodas regresija līknei. Apskatītajos modeļos vismazāko standartklūdu uzrāda modelis, kurā iekļauta IKP svērtā globālā izlaides apjoma starpība bez novēlojumiem. Lai gan šī modeļa kļūdas ir vismazākās, tomēr šis rādītājs nav izšķirošais modeļa atbilstības novērtējumā, jo regresijas kļūdu novērtējumi ir ļoti līdzīgi un būtiski neatšķiras.

Akaikes, Švarca un Hanna-Kvinna informācijas kritēriji parāda modeļa relatīvo kvalitāti un norāda uz informācijas zudumiem – jo mazāks šis rādītājs, jo mazāk informācijas tiek zaudēta un modelis kopumā ir kvalitatīvāks. Jāuzsver, ka informācijas kritēriji novērtē tikai relatīvo modeļa kvalitāti – novērtējot vairākus modeļus, tie sniedz informāciju par to, kurā modelī tiek zaudēta vismazāk informācijas, taču tas neparāda modeļa absolūto kvalitāti. Apskatot šos rādītājus novērtētajos modeļos, modelis ar vismazākajām informācijas kritēriju vērtībām ir modelis, kurš iekļauj IKP svērto globālā izlaides apjoma starpību.

Regresijas kļūdas nav pakļautas autokorelācijai. Par to liecina Durbina-Vatsona statistika, kurai ir jābūt vienādai ar vai tuvu 2 vērtībai (statistika vienmēr ir robežās no 0 līdz 4. Par pozitīvu autokorelāciju liecina rādītājs, kurš tuvojas 0, savukārt par pozitīvu autokorelāciju liecina rādītājs, kurš tuvojas 4). Durbina-Vatsona statistika visiem novērtētajiem modeļiem ir tuvu 2 – modeļiem bez novēlojumiem šī statistika ir augstāka – virs 2, savukārt modeļiem bez novērojumiem šī statistika ir zemāka – mazliet zem 2. Tas liecina par kļūdu autokorelācijas neesamību.

Autokorelācija tiek vērtēta, izmantojot Breusch-Godfrey Serial Correlation LM testu. Nulles hipotēze testā ir H_0 : Kļūdas nav autokorelētas. Tā kā visu modeļu novērtējumā šī testa p-vērtība ir virs 0,05, tad nulles hipotēzi nevar noraidīt un secinājums ir, ka modeļu kļūdas nav autokorelētas, tas ir, starp kļūdām un to novēlotām vērtībām nepastāv nekādas sakarības (Skat. 9. un 10.pielikumu).

Tiek pārbaudīta arī modeļu heteroskedasticitāte. Tā tiek pārbaudīta ar Breusch-Pagan-Godfrey heteroskedasticitātes testu. Nulles hipotēze šim testam ir H_0 : Pastāv homoskedasticitāte. Apskatot iegūtos rezultātus, var secināt, ka homoskedasticitātes pastāv tikai importa un eksporta svērtajos globālā izlaides apjoma starpības modeļos (p-vērtība > 0,05). Pārējos modeļos pastāv heteroskedasticitāte – kļūdu dispersijas nav konstantas un ir

kļūdaini novērtētas standartkļūdas un līdz ar to spēj ietekmēt iegūto rezultātu ticamību – iegūtie koeficienti var neatbilst reālajai situācijai (Skat. 11. un 12.pielikumu).

Kļūdu normalitāte tiek pārbaudīta ar normalitātes testa un histogrammas palīdzību (skatīt 17. un 18.pielikumu). Modeļa kļūdas nav normāli sadalītas. Par to liecina testa mazā p-vērtība (0,0391), ka liek noraidīt nulles hipotēzi H_0 : modeļa kļūdas ir normāli sadalītas. Apskatot visu pārējo novērtēto modeļu kļūdu grafikus un to p-vērtības, tiek secināts, ka to sadalījums atbilst normālajam sadalījumam.

Balstoties uz apskatītajiem modeļa kvalitātes novērtētajiem testiem, konkrētāk, uz heteroskedasticitātes esamību modeļu specifiskajās, kurās iekļauti importa un IKP svērtās globālā izlaides apjoma starpības, par atbilstošākiem modeļiem tiek izvēlēti importa un eksporta svērtie globālā izlaides apjoma starpības modeļi ar un bez novēlojumiem. Lai gan modelis, kurā iekļauta IKP svērtā globālā izlaides apjoma starpība, pēc novērtētajiem modeļa kvalitātes rādītājiem tiek uzskatīts par modeli, kurš vislabāk modelē inflācijas izmaiņas, tomēr tiek konstatēts, ka ir kļūdaini novērtētas modeļa dispersijas un līdz ar to koeficientu novērtējumi var būt kļūdaini. Arī modelis, kurā ietverts importa svērtā globālā izlaides apjoma starpība, tiek uzskatīts par kļūdaini novērtētu tam piemītošās heteroskedasticitātes dēļ un ne tikai – novērtējumā iekļautie faktori izskaidro mazāku daļu no inflācijas līmeņa izmaiņām, kā arī modelim piemīt vislielākā standartkļūda un novērtējumā tiek zaudēts vislielākais informācijas apjoms salīdzinājumā ar pārējiem novērtētajiem modeļiem.

Savukārt, salīdzinot iegūtos abu modeļu ar importa un eksporta svērto globālā izlaides apjoma starpību koeficienta novērtējumus, darba autore secina, ka vispiemērotākais modelis inflācijas modelēšanai ir modelis bez importa un eksporta svērtās globālā un Latvijas izlaides apjoma starpības novēlojumiem. Šis modelis tiek uzskatīts par viskvalitatīvāko no visiem novērtētajiem modeļiem, jo, salīdzinājuma ar modeli, kurā iekļauti pirmās kārtas globālā un iekšzemes izlaides apjoma starpības novēlojumiem, kļūdas ir normāli sadalītas (p-vērtība > 0,05) un tās nepadara novērtējumus kļūdainus. Apskatot arī citus kvalitātes rādītājus (skatīt 3.6.tabulu), šis modelis tiek atzīts par atbilstošāku salīdzinājumā ar tādas pašas globālā izlaides apjoma starpības svēršanas metodes, kurā iekļauti pirmās kārtas novēlojumi. Globālā izlaides apjoma starpības hipotēze pieļauj pieaugošu globālā izlaides apjoma starpības ietekmi uz inflācijas līmeņa izmaiņām, kā arī iekšzemes izlaides apjoma starpības ietekmes samazināšanos. Iegūtais inflācijas līmeņa modelis ir sekojošs:

$$\pi_t = -1,892 + 0,797\pi_t^e + 0,000062y_t^f + 0,0310\pi_{\text{imp},t} + \varepsilon_t \quad (3.8.)$$

Modeļa strukturālās stabilitātes novērtēšanai tiek izmantoti EViews piedāvātie CUSUM un CUSUMSQ testi. CUSUM tests pamatojas uz rekursīvo atlikumu kumulatīvo summu. Šis stabilitātes novērtēšanas rīks attēlo kumulatīvo summu apvienojumā ar 5% kritiskās vērtības līniju. Ja kumulatīvās summa iet ārpus kritiskās vērtības līnijām, tests atrod parametru nestabilitāti (EViews10_Help, 2018). Modelis bez novēlojumiem, kurā iekļauts importa un eksporta svērtā globālā izlaides apjoma starpība, kā arī visi citi maģistra darbā novērtētie modeļi, pēc CUSUM testa novērtējumiem tiek uzskatīti par stabiliem. Tāds pats princips ir piemērojams CUSUMSQ testam, kur kumulatīvo summu kvadrāti ir apvienoti ar 5% kritisko vērtību līnijām. Arī šajos stabilitātes novērtējumos, kumulatīvo summu kvadrātu līkne neiziet pāri 5% robežām, kas liecina par strukturālo stabilitāti. (skatīt 13. un 14.pielikumu). Tiek apstiprināts, ka maģistra darbā novērtētie modeļi ir stabili attiecībā pret strukturālajiem lūzumiem datos.

Stabilitātes pārbaudei tiek veikti arī rekursīvo koeficientu novērtējumi. Šīs testa būtība ir tāda, ka tiek pēc kārtas pievienoti arvien vairāk novērojumu un tiek sekots līdz koeficientu izmaiņām. Līdz ar koeficientu novērtējumiem, tiek parādīti arī divu standartkļūdu diapazoni ap novērtētajiem koeficientiem. Ja koeficienti parāda nozīmīgas svārstības, kad tiek pievienoti arvien vairāk novērojumu, tiek uzskatīts, ka modelis ir nestabils. (EViews10_Help, 2018) Maģistra darbā apskatītajos modeļos tiek konstatēta stabilitāte, izmantojot rekursīvo koeficientu novērtējumus. Sākotnēji pēc 1999.gada tiek vērota nozīmīga nestabilitāte, kas skaidrojams ar mazo novērojumu skaitu, kā arī ar to, ka tajā periodā notika būtiskas strukturālas izmaiņas valstīs. (Skatīt 15.un 16.pielikumu). Visos koeficientu rekursīvajos novērtējumos ir vērojams lūzums tieši pirms globālās finanšu krīzes iestāšanās 2008.gadā. Šis lūzums veidojas sakarā ar izlaides apjoma straujo pieaugumu tieši pirms krīzes un augšanas apstāšanos un krišanas krīzes laikā.

Īstermiņa sakarību noteikšanai tiek veikts novērtējums, kurā iekļauts novēlota ilgtermiņa modeļa kļūdu korekcijas modelis (U_TR), kurš tiek aprēķināts no iepriekš novērtētām ilgtermiņa sakarībām starp mainīgajiem. Šāda pieeja īstermiņa sakarību analīzei tiek izmantota pētījumā par Pakistānas inflācijas līmeņa izmaiņu atkarību no globālā izlaides apjoma starpības. Īstermiņa modeļa novērtējums tiek veikts pēc sekojoša vienādojuma:

$$\Delta P = c + \beta \Delta P(-1) + \gamma \Delta YGAP + \delta \Delta YGAP(-1) + \tau \Delta GYGAP_TR + \mu \Delta GYGAP_TR(-1) + \gamma \Delta P_IMP + \eta \Delta P_IMP(-1) + \theta U_TR(-1) + \varepsilon_t \quad (3.9.)$$

Lai vienādojumā tiktu notverts īstermiņa efekts uz nacionālās inflācijas līmeņa izmaiņām, vienādojumā tiek iekļautas gan atkarīgā, gan neatkarīgo mainīgo 1.kārtas diferences un 1.kārtas novērojums. 3.9.vienādojuma novērtējumam tiek izmantota OLS regresijas metode. Iegūtie rezultāti parādīti 3.7.tabulā.

3.7.tabula

Papildinātās Filipa līknes ar importa un eksporta svērtās globālā izlaides apjoma starpību īstermiņa ietekmes novērtējums

c	koeficients	-0,029648
	p-vērtība	0,8027
$\beta\Delta P(-1)$	koeficients	0,898118
	p-vērtība	0,0027***
$\gamma\Delta YGAP$	koeficients	0,001155
	p-vērtība	0,3782
$\delta\Delta YGAP(-1)$	koeficients	-0,00011
	p-vērtība	0,9277
$\tau\Delta GYGAP_TR$	koeficients	0,0000612
	p-vērtība	0,0073***
$\mu\Delta GYGAP_TR(-1)$	koeficients	-0,0000305
	p-vērtība	0,1741
$\gamma\Delta P_IMP$	koeficients	0,163054
	p-vērtība	0,0006***
$\eta\Delta P_IMP(-1)$	koeficients	-0,043399
	p-vērtība	0,3592
$U_TR(-1)$	koeficients	-0,775778
	p-vērtība	0,0072***

Statistiski nozīmīgs: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1

Pēc īstermiņa papildinātās Filipa līknes modeļa novērtēšanas importa un eksporta svērtā globālā izlaides apjoma starpība tiek novērtēta kā ļoti nozīmīga (p-vērtība<0,01) Latvijas inflācijas ietekmējošs faktors. Mainīgā koeficienta vērtība ir līdzīga kā ilgtermiņa modeļa novērtējumā. Iegūtais koeficients ir 0,0000612. $\Delta GYGAP_TR$ palielinoties par 1%, ΔP palielinās par 0,0000612%. Lai gan šī koeficienta vērtība ir ļoti maza, tā tomēr statistiski nozīmīgi ietekmē Latvijas inflācijas līmeņa izmaiņas. Arī importa cenas īstermiņa statistiski nozīmīgi pie 1% nozīmības līmeņa ietekmē inflācijas līmeņa izmaiņas. Apskatot ilgtermiņa kļūdu koeficienta novēloto vērtību īstermiņa modeļa novērtējumā, var secināt, ka modeļa kļūdas koriģējas viena perioda ietvaros. Par to liecina koeficienta vērtība (-0,7758), kurš ir statistiski ļoti nozīmīgs pie 1% nozīmības līmeņa (p-vērtība = 0,0072). Iegūtā koeficienta vērtība parāda lielu konverģences ātrumu uz līdzsvaru. Novirze no ilgtermiņa līmeņa koriģējas par 77,58% viena ceturkšņa ietvaros. Modeļa novērtējuma EViews izdruka apskatāma 19.pielikumā. Pēc regresijas veikšanas tiek veikts arī modeļa stabilitātes un kvalitātes novērtējumi – kļūdas nav autokorelētas, par ko liecina gan Q statistika, gan Breusch-Godfrey seriālās korelācijas tests (p-vērtība = 0,59). Kļūdu histogramma un

normalitātes tests rāda, ka tās ir normāli sadalītas (p -vērtība = 0,125). Apskatot Breusch-Pegan-Godfrey heteroskedasticitātes testu, tiek secināts, ka kļūdās pastāv homoskedasticitāte – kļūdu dispersijas nav kļūdaini novērtētas un koeficientu novērtējumi ir uzticami. Modeļa strukturālās stabilitātes novērtējumi (CUSUM un CUSUMSQ testi) rāda, ka modelis ir stabils – rekursīvo atlikumu kumulatīvās summas līkne neiziet ārpus 5% nozīmības līmeņa līnijām. Tiek secināts, ka īstermiņa modelis ir stabils un koeficientu novērtējumi ir uzticami. (Skatīt 20.-22.pielikumus)

Maģistra darbā novērtēto modeļu rezultāti un secinājumi ir saskaņā ar R.Asjeda u.c. autoru pētījumā (Asjed, Aghar, & Jaffri, 2014) iegūtiem rezultātiem. Pētījumā tiek iegūta līdzīga koeficientu tendence – visi novērtētie koeficienti ir pozitīvi, kā arī tas iepriekš tika sagaidīts, un tiek konstatēta statistiski nozīmīga globālā izlaides apjoma starpības un inflācijas sakarība. Taču iekšzemes izlaides apjoma starpības koeficients tiek novērtēts kā statistiski nenozīmīgs faktors. Arī šeit tiek izmantotas izlaides apjomu starpību novēlotas vērtības. Arī Martinesa-Garsijas un Vinna pētījumā (Martinez-Garcia & Wynne, Global Slack as a Determinant of US Inflation, 2012) iegūtie rezultāti rāda, ka ASV inflācijas jutīgums pret globālā izlaides apjoma starpības izmaiņām ir 10 reizes lielāks nekā iekšzemes izlaides apjoma starpības ietekme, kā arī tas ir vienīgais no modelī iekļautajiem faktoriem, kas ir statistiski nozīmīgs. Iegūtie testa rezultāti netieši norāda arī uz nestabilitāti īstermiņa novērtējumos. Iegūtie rezultāti ir arī saskaņā ar Borio un Filardo (Borio, 2007) veikto pētījumu par globalizācijas un inflācijas savstarpējām sakarībām. Pētījums tika veikts 16 OECD valstīm. Borio un Filardo iegūtie rezultāti liecina, ka, lai gan iekšzemes izlaides apjoma starpības koeficienta vērtība samazinās, tas vēl joprojām ir statistiski nozīmīgs inflācijas līmeņa izmaiņu ietekmējošs faktors. Un globālā izlaides apjoma starpības koeficients laika gaitā palielinās un kļūst arvien nozīmīgāks. Atšķirībā no Borio un Filardo iegūtajiem rezultātiem importa un svērtā izlaides apjoma starpības koeficienti nav viennozīmīgi statistiski nozīmīgi. Kā arī iekšzemes izlaides apjoma starpības koeficients nav statistiski nozīmīgs. Lorenca Bala (Ball, 2006) pētījumā par globālā izlaides apjoma starpības hipotēzi attiecībā pret 14 industriālām valstīm iegūtie rezultāti liecina, ka gan iekšzemes, gan globālā izlaides apjoma starpība ir statistiski nozīmīgi inflācijas skaidrojoši faktori, taču globālā izlaides apjoma starpībai ir tikai sekundāra loma, par ko liecina koeficienti pie faktori – iekšzemes izlaides apjoma starpības ietekme uz inflācijas līmeņa izmaiņām ir lielākas nekā globālā izlaides apjoma starpības ietekme. Savukārt, salīdzinājumā ar šo pētījumu, iekšzemes globālā izlaides apjoma starpība novērtēts kā statistiski nenozīmīgs koeficients.

SECINĀJUMI

1. Globalizācija nacionālo inflācijas līmeni ietekmē ar dažādu makroekonomisko kanālu starpniecību – importa un eksporta apjomi un cenas, tirdzniecības integrācija, konkurence, imigrācija, investīcijas un komunikācija. Ar šo kanālu palīdzību Latvijas ekonomikā tiek “ienesti” globālās makroekonomiskās tendences.
2. Inflācijas jutīguma pret globālā izlaides apjoma starpību novērtēšanai zinātniskajos pētījumos tiek izmantots papildinātais Filipa līknes modelis ar un bez izlaides apjoma starpības mainīgo novēlojumiem, kurā tiek iekļauti tādi faktori kā sagaidāmā inflācija, Latvijas un globālā izlaides apjoma starpības un importa cenas.
3. Analizējot atšķirīgu valstu inflācijas jutīgumu attiecībā pret globālā izlaides apjoma starpības izmaiņām, dažādu autoru pētījumos ir vērojami galēji pretēji viedokļi – daļā zinātnisko darbu tiek secināts, ka globālā izlaides apjoma starpība ir inflāciju ietekmējošs faktors, citos secināts, ka ietekme nav nozīmīga. Arī pētījumos, kuros tiek analizēta globālā izlaides apjoma starpības ietekme uz vienas un tās pašas valsts inflāciju, piemēram, ASV, ir vērojamas pretrunas iegūtajos rezultātos, kas liecina, ka globālā izlaides apjoma hipotēze nav tik viennozīmīga.
4. Pamatinflācija tiek izteikta kā kopējā inflācija, no kuras atskaitītas pārtikas cenu un enerģijas cenu līmeņa izmaiņu radītās sekas. Sagaidāmā inflācija pamatojoties uz adaptīvo gaidu koncepciju un tiek atspoguļota kā novēlota esošā inflācijas līmeņa laika rinda. Globālā izlaides apjoms tiek aprēķināts kā Latvijas deviņu nozīmīgāko ārējās tirdzniecības partnervalstu (Vācija, Dānija, Somija, Lietuva, Igaunija, Nīderlande, Itālija, Zviedrija, Polija) svērtais IKP.
5. Latvijas makroekonomiskā situācija pēdējo 10 gadu laikā ir kļuvusi stabilāka – IKP svārstību cikliskums kļūst mazāk izteikts un svārstības samazinās. Arī inflācijas līmenis arvien samazinās un tā svārstības kļūst arvien mazāk izteiktas.
6. Analizējot Latvijas inflāciju ietekmējošos ekonomiskos kanālus globalizācijas kontekstā, darba autore secina, ka pastāv pozitīva bāze globālo makroekonomisko tendenču ieviešanai Latvijā – importa un eksporta apjoms arvien pieaug, ārvalstu tiešās investīcijas palielinās, ārvalstu dibināto uzņēmumu skaits un to apgrozījums arvien pieaug, starptautiskie ekonomiskie sakari pastiprinās.
7. No trim apskatītajām IKP svēršanas metodēm par visatbilstošāko tiek atzīta importa un eksporta svērtā izlaides apjoma starpība, jo pārbaudot novērtētos modeļus ar dažādiem izlaides apjoma svēršanas svāriem, rodas problēmas ar kļūdu dispersiju novērtējumiem

- (heteroskedasticitāte). Testi parāda, ka importa un IKP svērtās izlaides apjoms starpības modeļi cieš no heteroskedasticitātes.
8. Papildinātās Filipa līknes modelis bez novēlojumiem pētījuma gaitā tiek atzīts par piemērotāku, jo, salīdzinot to ar tādu pašu modeli tikai ar novēlojumiem, kļūdu rinda ir normāli sadalīta, kā arī pēc visu modeļa kvalitātes rādītāju analīzes, tas tiek atzīts par kvalitatīvāko citu starpā.
 9. Papildinātās Filipa līknes modeļa, kas iekļauj importa un eksporta svērto globālo izlaides apjoma starpību, novērtējums rāda, ka globālā izlaides apjoma ietekme uz inflācija līmeņa izmaiņām ir statistiski nozīmīga un pozitīva – palielinoties globālā izlaides apjoma starpībai par 1 vienību, inflācijas līmenis palielinās par 0,0000617 vienībām.
 10. Sakarība starp importa un eksporta svērtā globālā izlaides apjoma starpību un inflācijas līmeni arī īstermiņa modeļa novērtējumā ir statistiski nozīmīga un pozitīva.
 11. H_1 (Koeficients pie globālā izlaides apjoma starpības komponentes ir pozitīvs un statistiski nozīmīgs) netiek noraidīta – koeficients pie globālā izlaides apjoma starpības gan ilgtermiņa, gan īstermiņa modeļa novērtējumā ir pozitīvs un statistiski nozīmīgs.
 12. H_2 (Globālā izlaides apjoma starpības koeficienta ietekme uz inflācijas līmeni ir lielākā nekā Latvijas izlaides apjoma starpība) tiek noraidīta – lai gan skaitliskā ziņā inflācijas jutīgums pret Latvijas izlaides apjoma starpību gan ilgtermiņa, gan īstermiņa papildinātās Filipa līknes modeļa bez novēlojumiem novērtējumā ir lielāks, tas tomēr nav statistiski nozīmīgs. Netiek vērota šo rādītāju ietekme uz nacionālās inflācijas izmaiņām.
 13. Iegūtie modeļa novērtējuma rezultāti ir saskaņā ar visbiežāk citēto atbilstošo pētījumu autoru secinājumiem – globālā izlaides apjoma starpība ir statistiski nozīmīgs inflācijas ietekmējošs faktors, kā arī tas ir statistiski nozīmīgāks par Latvijas izlaides apjoma starpības ietekmi.

PRIEKŠLIKUMI

Politikas veidotājiem: Tā kā globālā izlaides apjoma starpība papildinātās Filipa līknes modeļa novērtējuma rezultātā tiek atzīta par statistiski nozīmīgu un pozitīvu pamatinflācijas ietekmējošu faktoru, pamatinflācijas izskaidrošanā un prognozēšanā ņemt vērā tā ietekmi kā vienu no inflācijas veidojošām komponentēm.

Citiem pētniekiem: Maģistra darbā izstrādātos rezultātus var izmantot par pamatu turpmākiem pētījumiem. Tālākos pētījumos veikt modeļa uzlabojumus, mainot modeļa specifikāciju un papildinot to ar citiem inflāciju ietekmējošiem rādītājiem. Veikt modeļa novērtēšanu ar citām pieejamām regresijas veikšanas metodēm, kā arī identificēt un apskatīt citas globālā izlaides apjoma aprēķināšanas metodes.

LITERATŪRAS SARAKSTS

Zinātniskā literatūra un interneta avoti:

1. **Abubakar, J., & Sivagnanam, K. J. (2016).** *Inflation Dynamics in India: Evidence from Hybrid New Keynesian Philips Curve*. University of Madras, School of Economics.
2. **Allard, C. (2007).** *Inflation in Poland: How Much Can Globalization Explain*. IMF Working Paper 07/41.
3. **Alvarez, L. J., & Gomez-Loscos, A. (2017).** *A Menu on Output Gap Estimation Methods*. Banco de España, Documentos de Trabajo No. 1720.
4. **Asjed, R., Aghar, N., & Jaffri, A. A. (2014).** *An Empirical Investigation of Global Output Gap Hypothesis in Pakistan*. Pakistan Journal of Social Sciences, Vol.34, No.2, pp.423-432.
5. **ĀM. (2018. gada 05. 05).** *Latvijas Republikas Ārlietu Ministrija*. Ielādēts no Ārpolitika: <http://www.mfa.gov.lv/arpolitika>
6. **Ball, L. M. (2006).** *Has Globalization Changed Inflation?*. NBER Working Paper 12687 No. 10, Bank of Dallas.
7. **Barrell, R., & J., S. (1995).** *Output Gaps: Some Evidence From the United Kingdom, France and Germany*. National Institute Economic Review, No. 151, pp. 65-73.
8. **Baum, C. (2007).** *Economist's View*. Ielādēts no www.economistsview.typepad.com: <http://economistsview.typepad.com/economistsview/2007/07/caroline-baum-i.html>
9. **Beck, U. (2000).** *What is Globalization?*. Cambridge Polity Press.
10. **Bentolila, S., Dolado, J. J., & Jimeno, J. F. (2007).** *Does Immigration Affect the Phillips Curve? Some Evidence for Spain*. CESifo Working Paper Series No. 2166.
11. **Bessonovs, A. (2017).** *Raksti*. Ielādēts no www.makroekonomika.lv: <https://www.makroekonomika.lv/ka-atdalit-inflacijas-signalu-no-troksna-jauni-pamatinflacijas-raditaji>
12. **Bianchi, F., & Civelli, A. (2013).** *Globalization and Inflation: Structural Evidence from a Time Varying VAR Approach*. Duke University, Department of Economics, Working Papers 13-20.
13. **Borio, C. F. (2007).** *Globalization and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation*. Bank for International Settlements, BIS Working Paper No. 227.

14. **Brakman, S., Garretsen, H., van Marrewijk, C., & van Witteloostuijn, A. (2006).** *Nations and Firms in the Global Economy*. Cambridge University Press .
15. **Bulman, T., & Simon, J. (2003).** *Productivity and Inflation*. Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper No. 2003-10.
16. **BusinessWeek. (2006. gada 5. Jūnijs).** A narrow window on the wall.
17. **Calza, A. (2008).** *Globalization, Domestic Inflation and Global Output gaps: Evidence from the Euro Area*. European Central Bank Working Paper No. 890.
18. **CBO. (2016).** *How Preferential Trade Agreements Affect the U.S. Economy*. Congress of the United States, Congressional Budget Office, Publication No. 51924.
19. **Cecchetti, S., Moreno, R., Mihaljek, D., Villar, A., & Saxena, S. (2010).** *Monetary Policy and the Measurement of Inflation: Prices, Wages and Expectations*. Bank of International Settlements, Paper No. 49.
20. **Chen, N., Imbs, J. M., & Scott, A. (2004).** *Competition, Globalization, and the Decline of Inflation*.
21. **Church, J. d. (2016).** *Comparing the Consumer Price Index With the gross domestic product price index and gross domestic product implicit price deflator*. U.S. Bureau of Labour Statistics, Monthly Labour Review.
22. **Cohen, R., & Kennedy, P. (2000).** *Global Sociology*. MacMillan Press.
23. **de Brouwer, G. (1998).** *Estimating Output Gaps*. Bank of Australia, Economic Research Department, Discussion Paper No. 9809.
24. **Denis, C., McMorrow, W., & Roger, W. (2002).** *Production Function Approach to Calculating Potential Growth and Output Gaps - Estimates for the EU Member States and the US*. European Commission Economic Paper.
25. **Dexter, A. S., Levi, M. D., & Nault, B. R. (2005).** *International Trade and the Connection Between Excess Demand and Inflation*. Review of International Economics, Vol. 13, No. 4, pp. 699-708.
26. **Dimitz, M. A. (2001).** *Output gaps and technological progress in European Monetary Union*. Bank of Finland, Discussion Paper.
27. **Economist. (2006. gada 14. Septembris).** Ielādēts no Weapons of mass disinflation: <https://www.economist.com/node/7878024>
28. **Engel, C. (2011).** *Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination*. American Economic Review 101.

29. **EViews10_Help. (2018).** *Equation Output*. Ielādēts no www.eviews.com:
http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/Regress1-Equation_Output.html
30. **Frankel, J. (2006).** *What do economists mean by globalization? Implications for inflation and monetary policy.*
31. **Friedman, M. (1968).** *The Role of Monetary Policy*. American Economic Review, Vol. 58, No.1 .
32. **Gali, J., & Gertler, M. (2005).** *Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve*. Journal of Applied Econometrics, 21, 521-42.
33. **Gounder, K., & Morling, S. (2000).** *Measures of Potential Output in Fiji*. Reserve Bank of Fiji, Economics Department, Working Paper 2000/06.
34. **Grossman, G. M., & Helpman, E. (1990).** *Trade, Knowledge Spillovers, and Growth*. NBER Working Paper No.3485.
35. **Gujarati, D. N. (2004).** *Basic Econometrics, Fourth Edition*. The McGraw - Hill Companies.
36. **Gylfason, T. (2006).** *Exports, Inflation, and Growth*. IMF Working Paper No. 97/119.
37. **Harvey, A., & A., J. (1993).** *Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle*. Jpurnal of Applied Econometrics, Vol. 8.
38. **Hayat, Z. (2011).** *Is Inflation Bias Beneficial? Evidence from a Typical Discretionary Monetary Policy Strategy*. Higher Education Commission of Pakistan.
39. **Helbling, T., Jaumotte, F., & Sommer, M. (2006).** *Hos has globalization affected inflation?* IMF World Economic Outlook, 97-134.
40. **Hodrick, R., & Prescott, E. (1997).** *Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. Journal of Money, Credit and Banking 29(1), 1-16.
41. **Ihhrig, J., Kamin, S. B., Lindner, D., & Marquez, J. (2007).** *Some simple tests of the globalization and inflation hypothesis*. Board of Governors of the Federal Reserve System, IF Discussion Paper No. 891.
42. **IMF. (2006).** *World Economic Outlook, Globalization and Inflation*. World Economic and Financial Surveys, International Monetary Fund.
43. **Lopez-Villavicencio, A., & Saglio, S. (2013).** *Is Globalization Weakening the Inflation-Output Relationship?*

44. **Martinez-Garcia, E. (2015).** *The Global Component of Local Inflation: Revisiting the Empirical Content of the Global Slack Hypothesis with Bayesian Methods.* Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute, Working Paper No. 225.
45. **Martinez-Garcia, E., & Wynne, M. A. (2012).** *Global Slack as a Determinant of US Inflation.* Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper No. 123.
46. **Marzinotto, B. (2009).** *Beyond monetary credibility: the impact of globalization on the output-inflation trade-off in euro-area countries.* The North American Journal of Economics and Finance, 20(2).
47. **McDermott, C. (1997).** *Does the Gap Model Work in Asia?* IMF Staff Paper, Vol 44, pp. 59-80.
48. **Meļihovs, A., & Zasova, A. (2007).** *Filipisa līknes novērtējums Latvijai.* Latvijas Banka, ISBN 9984-676-37-4.
49. **Menashe, Y., & Mealem, Y. (2000).** *Measuring the Output Gap and Its Influence on the Import Surplus.* Research Department, Bank of Israel, Discussion Paper Series 2000.04.
50. **Mwakanemela, K. (2014).** *Impact of FDI Inflows, Trade Openness and Inflation on th Manufacturing Export Performance of Tanzania: An Econometric Study.* International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences, Vol.3, No.5, ISSN: 2226-3624.
51. **Njuguna, A. E., Karingi, S. N., & Kimenyi, M. S. (2005).** *Measuring Potential Output and Output Gap and Macroeconomik Policy: The Case of Kenya.* University of Connecticut, Working Paper 2005-45.
52. **Noveria, A., & Irsania, D. V. (2014).** *The Relationship Among Foreign Direct Investment , Inflation Rate, Unemployment Rate, and Exchange Rate to Economic Growth in Indonesia.* Journal of Business and Management, Vol.3, No.5, pp. 499-510.
53. **Orr, J. A. (1994).** *Has Excess Capacity Abroad Reduced U.S. Inflationary Pressures .* Federal Reserve Bank of New York, Quarterly review, Summer-Fall .
54. **Papademos, L. (2006).** *Monetary Policy in a Changing World: Commitment, Strategy, and Credibility Speech at Fourt Conference of the International Research Forum on Monetary Policy.* Ielādēts no European Central Bank:
https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2006/html/sp061201_2.en.html
55. **Phelan, J. (2012).** *Milton Friedman and the rise and fall of the Phillips Curve.* Ielādēts no thecommentator:
http://www.thecommentator.com/article/1895/milton_friedman_and_the_rise_and_fall_of_the_phillips_curve

56. **Phillips, A. W. (1958).** *The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957.* *Economica*, vol. 25, No. 100, pp.283-299.
57. **Roberts, J. M. (2006).** *Monetary Policy and Inflation Dynamics.* *International Journal of Central Banking* 2, pp. 193-230.
58. **Rogoff, K. (2006).** *Impact of Globalization on monetary policy.* Federal Reserve Bank of Kansas City.
59. **Saksonova, S. (2010).** *Nauda, kredīts, inflācija, monetārā politika.* Ielādēts no Pedagogu vispārējās kompetences pilnveide pedagoģiskā procesa īstenošanai: <http://profizgl.lu.lv/mod/book/view.php?id=20019&chapterid=4661>
60. **Samuelson, P., & Solow, R. M. (1960).** *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy .* *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 50, No. 2, pp.177-194.
61. **Sayek, S. (2009).** *Foreign Dirrect Investment and Inflation.* *Southern Economic Journal*, Vol. 76, No. 2, pp 219-443.
62. **Sbordone, A. M. (2008).** *Globalization and Inflation Dynamics: The Impact of Increased Competition.* Federal Reserve of New York Staff Reports No.324.
63. **Scherer, A. G., & Palazzo, G. (2008).** *Globalization and Corporate Social Responsibility.* Oxford University Press.
64. **Shin, Y., & Yu, B. (2013).** *Modelling Asymmetric Cintegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework.* Department of Economics and Related Studies, University of York, Heslington, York.
65. **Stikuts, D. (2003).** *Latvijas Faktiskā un Potenciālā Ražošanas Apjoma Starpība: Aprēķins un Lietojums.* Latvijas Banka, Pētījums 2/2002.
66. **Tootell, G. M. (1998).** *Globalization and U.S. inflation.* Federal Reserve Bank of Boston, *New England Economic Review*, July/August.
67. **Whelan, K. (2005).** *The New-Keynesian Phillips Curve .* EC4010 Notes.
68. **Wynne, M. A., & Martinez-Garcia, E. (2010).** *The Global Slack Hypothesis.* Staff Paper, Federal Reserve Bank of Dallas.
69. **Wynne, M., & Kerstig, E. K. (2007).** *Openness and Inflation.* Staff Papers, Federal Reserve Bank of Dallas.
70. **Zhang, C., Dai, W., & Ji, X. (2015).** *Global Output Gap and Domestic Inflation in China.* *China & World Economy*, 23(3).

Datubāzes:

1. **Centrālā statistikas pārvalde:** www.csb.gov.lv
2. **Eiropas statistikas pārvalde:** <http://ec.europa.eu/eurostat>
3. **Latvijas Bankas statistikas datubāze:** www.bank.lv
4. **Eiropas Savienības mājaslapa** https://europa.eu/european-union/index_lv
5. **Pasaules Banka:** <https://data.worldbank.org/>

PIELIKUMI

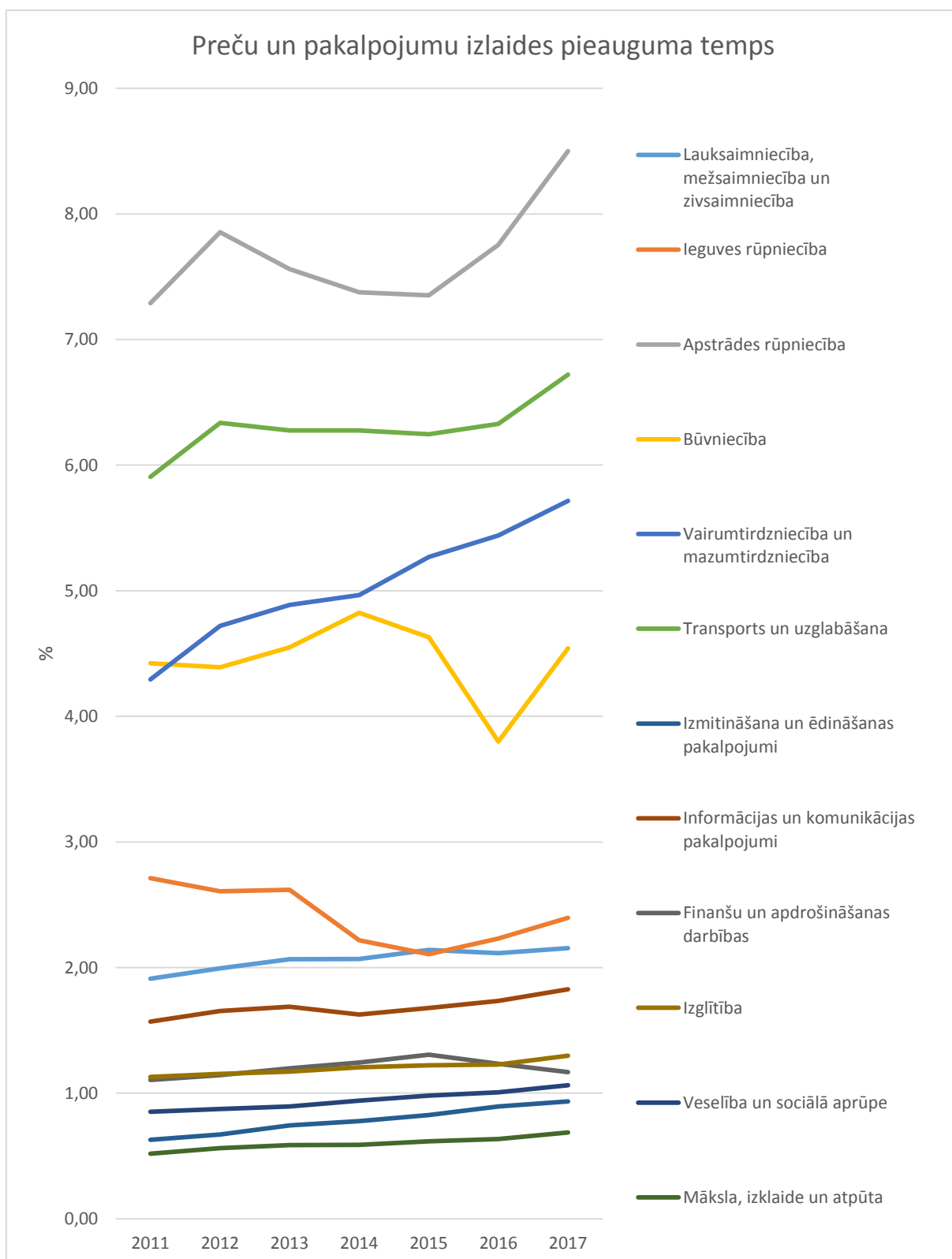
Pētījumā izmantoto rādītāju apkopojums

Nr.	Apzīm.	Apzīm. modeļa novērtējumā	Nosaukums	Raksturojums	Mērv.	Ietekme uz inflāciju
1.	π_t	p	Pamatinflācija	Vispārējā cenu līmeņa izmaiņas attiecībā pret iepriekšējā gada atbilstošo periodu. Pamatinflāciju aprēķina no kopējā inflācijas līmeņa atskaitot pārtikas un enerģijas cenu inflācijas līmeni.	%	
2.	π_t^e	ep	Sagaidāmā inflācija	Inflācijas prognoze nākamajam periodam. Balstoties uz adaptīvo gaidu koncepciju nākamā perioda inflācijas līmenis ir vienāds ar tekošā perioda līmeni – ekonomikas dalībnieks rīt sagaida tādu pat inflāciju, kāda tā ir šodien.	%	Pozitīva ietekme. Nākotnes gaidas ietekmē šodienas patēriņa lēmumus. Ja patērētājs sagaida, ka nākamajā periodā būs tikpat augsts inflācijas līmenis, tad tas jau ietekmē šodienas inflāciju, “pavelkot” to uz augšu
3.	y_t^d	ygap	Iekšzemes izlaides apjoma starpība	Starpība starp faktisko un potenciālo Latvijas IKP apjomu. Tiek aprēķināts veicot Hodrika-Preskota filtrēšanu uz Latvijas IKP absolūtajiem datiem.	Miljoni eiro,	Pozitīva ietekme. Tā kā kopējais pieprasījums valstī ir ļoti augsts un vietējie ražotāji nespēj apmierināt pieaugošo pieprasījumu pēc precēm un pakalpojumiem, tiek palielinātas jaudas.
4.	y_t^f	gygap	Globalā izlaides apjoma starpība	Starpība starp globālo faktisko un potenciālo izlaides apjomu starpību.	Miljoni eiro	Pozitīva ietekme. Pasaules ekonomika var radīt pozitīvu spiedienu uz iekšzemes pieprasījumu, kas, savukārt, var novest pie vispārējo cenu pieaugumu

4.1.	$y_{t \text{ gdp}}^f$	gygap_gdp	IKP svērtā globālā izlaides apjoma starpība	Partnervalstu IKP daļu summa, balstoties uz to IKP īpatsvaru 28 Eiropas Savienības dalībvalstu kopējā IKP	Miljoni eiro	
4.2.	$y_{t \text{ tr}}^f$	gygap_tr	Importa un eksporta svērtā globālā izlaides apjoma starpība	Partnervalsts IKP daļu summa, balstoties uz to importa un eksporta īpatsvaru Latvijas kopējā importa un eksporta apjomā	Miljoni eiro	
4.3.	$y_{t \text{ imp}}^f$	gygap_imp	Importa svērtā globālā izlaides apjoma starpība	Partnervalsts IKP daļu summa, balstoties uz to importa un eksporta īpatsvaru Latvijas kopējā importa apjomā	Miljoni eiro	
5.	$\pi_{\text{imp,t}}$	p_imp	Importa izmaiņas	Importa cenu izmaiņas pret iepriekšējā gada tā paša perioda cenām	%	Pozitīva ietekme. Importa preču cenām palielinoties, palielinās cenu līmenis valstī. Tas rodas dārgāku izejmateriālu, preču cenu dēļ.

Latvijas preču un pakalpojumu izlaides apjoma pieauguma temps 2010.gada salīdzināmajās cenās (2011-2017)

Avots: www.csb.gov.lv



ĀTI pa nozarēm (beigu atlikumi, miljards eiro un procentos)Avots: Ekonomikas Ministrija www.em.gov.lv

	2017.g. septembra beigās, milj. EUR	Struktūra (%)	2016.g. beigas =100
Kopā	14424,4	100,0	107,2
Lauksaimniecība	577,0	4,0	100,5
Apstrādes rūpniecība	1729,3	12,0	105,9
Pārējā rūpniecība	872,6	6,0	142,2
Būvniecība	509,3	3,5	88,0
Tirdzniecība un izmitināšana	2155,6	14,9	103,3
Transports un uzglabāšana	670,8	4,7	120,4
Citi komercpakalpojumi	1326,5	9,2	116,9
Finanšu un apdrošināšanas darbības	3595,9	24,9	102,9
Operācijas ar nekustamo īpašumu	1786,4	12,4	103,3
Sabiediskie pakalpojumi	12,2	0,1	58,0
Neklasificēta darbība	1188,8	8,2	114,9

ĀTI pa valstīm (beigu atlikumi, miljardos eiro un procentos)Avots: Ekonomikas Ministrija www.em.gov.lv

	2017.g. septembra beigās milj.EUR	Struktūra (%)	2016.g. beigas =100
Kopā	14424,4	100,0	107,2
Zviedrija	2300,0	15,9	108,7
Krievija	1505,1	10,4	114,3
Nīderlande	1285,2	8,9	108,9
Kipra	1206,9	8,4	95,6
Igaunija	1165,5	8,1	119,7
Lietuva	915,7	6,3	126,4
Luksemburga	768,3	5,3	129,6
Norvēģija	708,7	4,9	100,8
Vācija	680,6	4,7	111,7
Dānija	579,3	4,0	97,0
Lielbritānija	457,5	3,2	107,7
Malta	420,2	2,9	111,2
Somija	363,8	2,5	94,4
Pārējās valstis	14424,4	15,9	108,7

**Papildinātās Filipa līknes modeļu ar novēlojumiem novērtējumu izdrukas no EViews atkarībā
no globālā izlaides apjoma starpības aprēķina (svēršanas) metodes**

Dependent Variable: P
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 12:23
Sample (adjusted): 1999Q3 2017Q4
Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.967746	0.165562	-11.88528	0.0000
EP	0.832183	0.068283	12.18733	0.0000
YGAP	0.002167	0.001147	1.889902	0.0632
YGAP(-1)	-0.001747	0.001165	-1.500554	0.1382
GYGAP_TR	6.63E-05	2.58E-05	2.565924	0.0126
GYGAP_TR(-1)	-2.75E-05	2.48E-05	-1.109252	0.2713
P_IMP	0.056322	0.030253	1.861654	0.0671
RESID02(-1)	0.261723	0.148414	1.763472	0.0824
R-squared	0.904256	Mean dependent var	-0.083277	
Adjusted R-squared	0.894101	S.D. dependent var	3.271403	
S.E. of regression	1.064581	Akaike info criterion	3.064846	
Sum squared resid	74.80003	Schwarz criterion	3.313935	
Log likelihood	-105.3993	Hannan-Quinn criter.	3.164211	
F-statistic	89.04847	Durbin-Watson stat	1.980251	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:04
Sample (adjusted): 1999Q2 2017Q4
Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.973296	0.171946	-11.47625	0.0000
EP	0.854743	0.062430	13.69117	0.0000
YGAP	0.003798	0.001028	3.693226	0.0004
YGAP(-1)	-0.003453	0.001153	-2.995942	0.0038
GYGAP_IMP	2.48E-06	2.12E-05	0.117171	0.9071
GYGAP_IMP(-1)	5.14E-06	2.22E-05	0.231573	0.8176
P_IMP	0.051210	0.028054	1.825426	0.0723
R-squared	0.892456	Mean dependent var	-0.078036	
Adjusted R-squared	0.882966	S.D. dependent var	3.249540	
S.E. of regression	1.111674	Akaike info criterion	3.138297	
Sum squared resid	84.03566	Schwarz criterion	3.354596	
Log likelihood	-110.6861	Hannan-Quinn criter.	3.224663	
F-statistic	94.04943	Durbin-Watson stat	1.721486	
Prob(F-statistic)	0.000000			

(a) Importa un eksporta svērtais**(b) Importa svērtais**

Dependent Variable: P
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 12:26
Sample (adjusted): 1999Q3 2017Q4
Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.963012	0.166252	-11.80745	0.0000
EP	0.795363	0.068452	11.61933	0.0000
YGAP	0.001094	0.001349	0.811344	0.4201
YGAP(-1)	-0.000892	0.001271	-0.701815	0.4853
GYGAP_GDP	0.000115	4.63E-05	2.482359	0.0156
GYGAP_GDP(-1)	-3.63E-05	4.49E-05	-0.809268	0.4213
P_IMP	0.075122	0.029411	2.554257	0.0130
RESID03(-1)	0.204036	0.144603	1.411002	0.1629
R-squared	0.905003	Mean dependent var	-0.083277	
Adjusted R-squared	0.894928	S.D. dependent var	3.271403	
S.E. of regression	1.060419	Akaike info criterion	3.057011	
Sum squared resid	74.21626	Schwarz criterion	3.306100	
Log likelihood	-105.1094	Hannan-Quinn criter.	3.156376	
F-statistic	89.82307	Durbin-Watson stat	1.984509	
Prob(F-statistic)	0.000000			

(c) IKP svērtais

**Papildinātās Filipa līknes modeļu bez novēlojumiem novērtējumu izdrukas no EViews atkarībā
no globālā izlaides apjoma starpības aprēķina (svēršanas) metodes**

Dependent Variable: P
Method: Least Squares
Date: 05/29/18 Time: 18:35
Sample (adjusted): 1999Q2 2017Q4
Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.891863	0.160834	-11.76285	0.0000
EP	0.797128	0.060306	13.21813	0.0000
YGAP	0.000403	0.000432	0.933881	0.3536
YGAP_TR	6.17E-05	2.08E-05	2.961858	0.0042
P_IMP	0.058529	0.026582	2.201818	0.0310
U_TR(-1)	0.385888	0.121507	3.175847	0.0022
R-squared	0.902445	Mean dependent var	-0.078036	
Adjusted R-squared	0.895376	S.D. dependent var	3.249540	
S.E. of regression	1.051085	Akaike info criterion	3.014141	
Sum squared resid	76.22975	Schwarz criterion	3.199540	
Log likelihood	-107.0303	Hannan-Quinn criter.	3.088169	
F-statistic	127.6589	Durbin-Watson stat	2.032494	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:18
Sample (adjusted): 1999Q2 2017Q4
Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.895690	0.168845	-11.22742	0.0000
EP	0.731081	0.059721	12.24156	0.0000
YGAP	0.001106	0.000454	2.436438	0.0174
YGAP_IMP	-8.14E-06	1.86E-05	-0.438134	0.6627
P_IMP	0.093361	0.024746	3.772759	0.0003
RESID08(-1)	0.417281	0.118968	3.507500	0.0008
R-squared	0.894743	Mean dependent var	-0.078036	
Adjusted R-squared	0.887116	S.D. dependent var	3.249540	
S.E. of regression	1.091788	Akaike info criterion	3.090129	
Sum squared resid	82.24810	Schwarz criterion	3.275528	
Log likelihood	-109.8798	Hannan-Quinn criter.	3.164157	
F-statistic	117.3079	Durbin-Watson stat	2.147981	
Prob(F-statistic)	0.000000			

a) Importa un eksporta svērtais**(b) Importa svērtais**

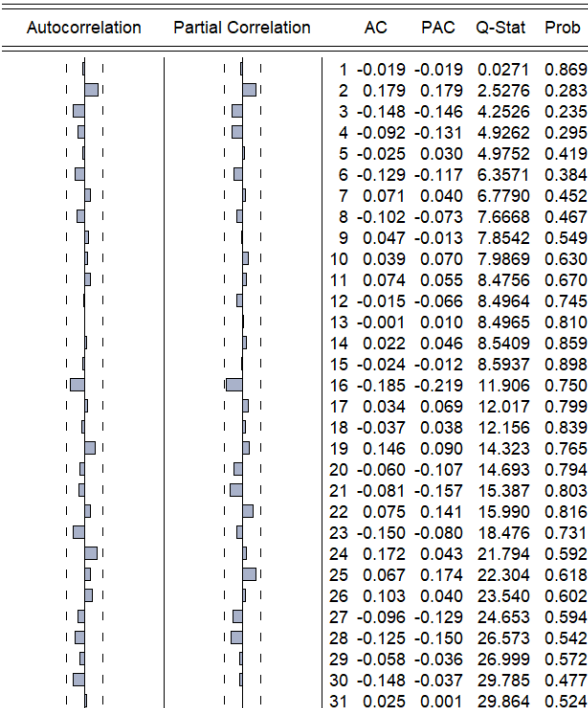
Dependent Variable: PG
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:20
Sample (adjusted): 1999Q2 2017Q4
Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.906981	0.159340	-11.96798	0.0000
EP	0.769766	0.057871	13.30136	0.0000
YGAP	3.27E-05	0.000491	0.066663	0.9470
YGAP_GDP	0.000110	3.39E-05	3.244648	0.0018
P_IMP	0.076624	0.024591	3.115944	0.0027
RESID09(-1)	0.293490	0.127437	2.303023	0.0243
R-squared	0.903957	Mean dependent var	-0.078036	
Adjusted R-squared	0.896998	S.D. dependent var	3.249540	
S.E. of regression	1.042907	Akaike info criterion	2.998519	
Sum squared resid	75.04816	Schwarz criterion	3.183918	
Log likelihood	-106.4445	Hannan-Quinn criter.	3.072547	
F-statistic	129.8861	Durbin-Watson stat	2.034429	
Prob(F-statistic)	0.000000			

(c) IKP svērtais

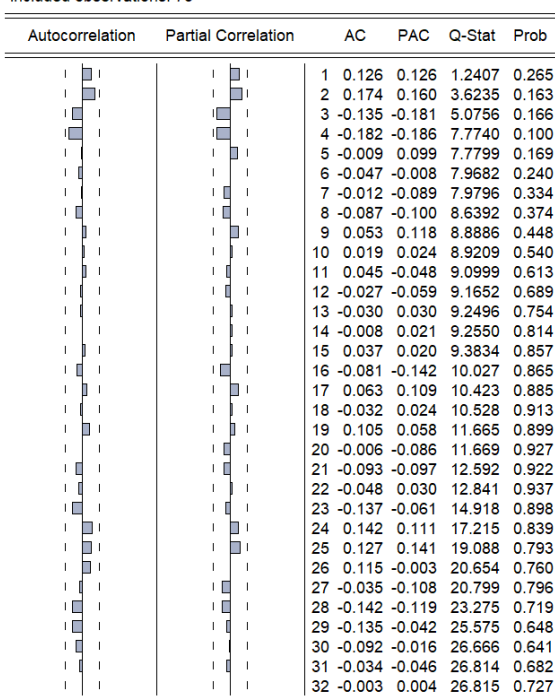
Papildinātās Filipa līknes modeļu ar novērojumiem kļūdu autokorelācijas novērtējumu (Q statistika un korelograma) izdrukas no EViews atkarībā no globālā izlaides apjoma starpības aprēķina (svēršanas) metodes

Sample: 1999Q1 2017Q4
Included observations: 74



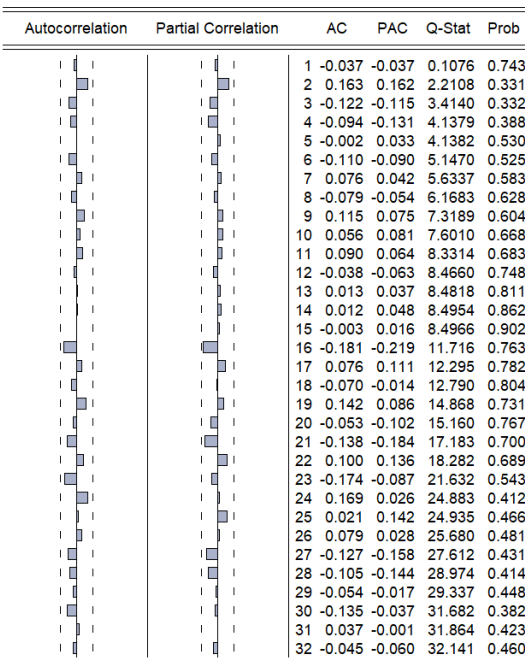
a) Importa un eksporta svērtais

Sample: 1999Q1 2017Q4
Included observations: 75



(b) Importa svērtais

Sample: 1999Q1 2017Q4
Included observations: 75



c) IKP svērtais

Papildinātās Filipa līknes modeļu bez novērojumiem kļūdu autokorelācijas novērtējumu (Q statistika un korelograma) izdrukas no EViews atkarībā no globālā izlaides apjoma starpības aprēķina (svēršanas) metodes

Sample: 1999Q1 2017Q4
Included observations: 75

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.086	-0.086	0.5819	0.446
		2 0.259	0.253	5.8780	0.053
		3 -0.100	-0.066	6.6810	0.083
		4 -0.100	-0.189	7.4982	0.112
		5 0.027	0.060	7.5577	0.182
		6 -0.069	0.007	7.9570	0.241
		7 0.040	-0.017	8.0907	0.325
		8 -0.089	-0.089	8.7733	0.362
		9 0.080	0.079	9.3302	0.407
		10 -0.003	0.050	9.3308	0.501
		11 0.101	0.057	10.256	0.508
		12 -0.045	-0.071	10.443	0.577
		13 0.040	0.025	10.591	0.645
		14 0.021	0.078	10.631	0.715
		15 0.119	0.141	12.005	0.679
		16 -0.094	-0.158	12.870	0.682
		17 0.134	0.101	14.657	0.620
		18 -0.137	-0.032	16.560	0.554
		19 0.088	0.054	17.367	0.565
		20 -0.045	-0.051	17.577	0.615
		21 -0.160	-0.196	20.321	0.501
		22 0.035	0.021	20.452	0.555
		23 -0.203	-0.055	25.010	0.350
		24 0.119	-0.001	26.601	0.323
		25 -0.019	0.034	26.642	0.374
		26 0.087	0.014	27.540	0.381
		27 -0.130	-0.153	29.589	0.333
		28 -0.086	-0.160	30.492	0.340
		29 -0.079	-0.025	31.284	0.352
		30 -0.080	-0.029	32.100	0.363
		31 -0.003	-0.042	32.101	0.412
		32 -0.045	-0.034	32.370	0.449

Sample: 1999Q1 2017Q4
Included observations: 75

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.034	-0.034	0.0898	0.764
		2 0.154	0.153	1.9645	0.374
		3 -0.121	-0.115	3.1457	0.370
		4 -0.115	-0.149	4.2273	0.376
		5 0.063	0.099	4.5515	0.473
		6 -0.027	0.005	4.6140	0.594
		7 0.051	-0.010	4.8314	0.681
		8 -0.047	-0.042	5.0240	0.755
		9 0.113	0.131	6.1490	0.725
		10 0.066	0.088	6.5345	0.769
		11 0.082	0.042	7.1456	0.787
		12 -0.076	-0.095	7.6756	0.810
		13 -0.003	0.034	7.6763	0.864
		14 0.000	0.056	7.6763	0.906
		15 0.034	0.018	7.7865	0.932
		16 -0.125	-0.194	9.3043	0.900
		17 0.080	0.110	9.9386	0.906
		18 -0.142	-0.086	11.974	0.849
		19 0.141	0.080	14.033	0.782
		20 -0.030	-0.066	14.128	0.824
		21 -0.140	-0.171	16.238	0.756
		22 -0.001	0.007	16.238	0.804
		23 -0.189	-0.086	20.194	0.630
		24 0.132	0.031	22.180	0.569
		25 0.059	0.124	22.581	0.602
		26 0.079	0.034	23.325	0.615
		27 -0.122	-0.144	25.118	0.568
		28 -0.073	-0.079	25.778	0.585
		29 -0.092	-0.018	26.841	0.580
		30 -0.021	-0.001	26.898	0.629
		31 0.010	0.006	26.910	0.677
		32 -0.132	-0.148	29.244	0.607

a) Importa un eksporta svērtais

(b) Importa svērtais

Sample: 1999Q1 2017Q4
Included observations: 74

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.022	-0.022	0.0362	0.849
		2 0.147	0.146	1.7176	0.424
		3 -0.127	-0.124	2.9900	0.393
		4 -0.129	-0.159	4.3310	0.363
		5 0.045	0.084	4.4980	0.480
		6 -0.036	-0.006	4.6064	0.595
		7 0.060	0.002	4.9072	0.671
		8 -0.055	-0.054	5.1648	0.740
		9 0.086	0.093	5.8072	0.759
		10 0.068	0.092	6.2087	0.797
		11 0.055	0.026	6.4743	0.840
		12 -0.060	-0.092	6.7982	0.871
		13 -0.017	0.023	6.8239	0.911
		14 0.005	0.059	6.8263	0.941
		15 -0.001	-0.014	6.8266	0.962
		16 -0.110	-0.174	7.9924	0.949
		17 0.071	0.104	8.4834	0.955
		18 -0.115	-0.061	9.8218	0.938
		19 0.150	0.089	12.129	0.880
		20 -0.039	-0.067	12.286	0.906
		21 -0.101	-0.138	13.358	0.896
		22 -0.031	-0.002	13.462	0.919
		23 -0.166	-0.082	16.488	0.834
		24 0.138	0.062	18.632	0.771
		25 0.085	0.146	19.465	0.774
		26 0.079	0.015	20.195	0.782
		27 -0.103	-0.144	21.454	0.765
		28 -0.094	-0.084	22.545	0.755
		29 -0.124	-0.066	24.481	0.705
		30 -0.018	0.006	24.523	0.748
		31 -0.001	-0.009	24.524	0.789
		32 -0.114	-0.155	26.276	0.751

(a) IKP svērtais

**Papildinātās Filipa līknes modeļu ar novēlojumiem kļūdu autokorelācijas novērtējumu
(Breusch-Godfrey LM tests) izdrukas no EViews atkarībā no globālā izlaides apjoma starpības
aprēķina (svēršanas) metodes**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	2.547585	Prob. F(2,64)	0.0862
Obs*R-squared	5.456859	Prob. Chi-Square(2)	0.0653

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:48
Sample: 1999Q3 2017Q4
Included observations: 74
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.069702	0.166938	0.417533	0.6777
EP	-0.056744	0.072429	-0.783443	0.4363
YGAP	-0.000270	0.001135	-0.237823	0.8128
YGAP(-1)	0.000413	0.001162	0.355279	0.7235
YGAP_TR	-8.45E-06	2.57E-05	-0.329472	0.7429
YGAP_TR(-1)	1.32E-05	2.55E-05	0.516676	0.6072
P_IMP	0.008655	0.029834	0.290102	0.7727
RESID02(-1)	1.343403	0.922184	1.456763	0.1501
RESID(-1)	-1.283957	0.911912	-1.407984	0.1640
RESID(-2)	0.277516	0.143880	1.928809	0.0582

R-squared	0.073741	Mean dependent var	-6.00E-18
Adjusted R-squared	-0.056514	S.D. dependent var	1.012254
S.E. of regression	1.040464	Akaike info criterion	3.042299
Sum squared resid	69.28417	Schwarz criterion	3.353659
Log likelihood	-102.5651	Hannan-Quinn criter.	3.166504
F-statistic	0.566130	Durbin-Watson stat	1.979825
Prob(F-statistic)	0.819670		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	2.446246	Prob. F(2,66)	0.0944
Obs*R-squared	5.175962	Prob. Chi-Square(2)	0.0752

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:49
Sample: 1999Q2 2017Q4
Included observations: 75
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.092968	0.173598	0.535537	0.5941
EP	-0.082433	0.072715	-1.133647	0.2610
YGAP	-0.000593	0.001059	-0.559683	0.5776
YGAP(-1)	0.001051	0.001249	0.841677	0.4030
YGAP_IMP	-1.17E-05	2.14E-05	-0.544827	0.5877
YGAP_IMP(-1)	8.16E-07	2.17E-05	0.037544	0.9702
P_IMP	0.015613	0.028959	0.539128	0.5916
RESID(-1)	0.209722	0.143376	1.462743	0.1483
RESID(-2)	0.245286	0.135658	1.808124	0.0751

R-squared	0.069013	Mean dependent var	-4.88E-16
Adjusted R-squared	-0.043834	S.D. dependent var	1.065653
S.E. of regression	1.088759	Akaike info criterion	3.120120
Sum squared resid	78.23613	Schwarz criterion	3.398219
Log likelihood	-108.0045	Hannan-Quinn criter.	3.231162
F-statistic	0.611561	Durbin-Watson stat	1.885604
Prob(F-statistic)	0.764999		

(a) Importa un eksporta svērtais**(b) Importa svērtais**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.958166	Prob. F(2,64)	0.3890
Obs*R-squared	2.151341	Prob. Chi-Square(2)	0.3411

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:50
Sample: 1999Q3 2017Q4
Included observations: 74
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.053653	0.173640	0.308990	0.7583
EP	-0.035421	0.081197	-0.436239	0.6641
YGAP	6.05E-05	0.001399	0.043221	0.9657
YGAP(-1)	9.20E-05	0.001354	0.067975	0.9460
YGAP_GDP	-2.08E-05	4.87E-05	-0.427200	0.6707
YGAP_GDP(-1)	1.18E-05	4.58E-05	0.257060	0.7980
P_IMP	0.002575	0.030670	0.083952	0.9334
RESID03(-1)	-0.133351	1.050870	-0.126896	0.8994
RESID(-1)	0.164359	1.107111	0.148457	0.8824
RESID(-2)	0.222428	0.228584	0.973070	0.3342

R-squared	0.029072	Mean dependent var	2.70E-16
Adjusted R-squared	-0.107465	S.D. dependent var	1.008296
S.E. of regression	1.061092	Akaike info criterion	3.081562
Sum squared resid	72.05863	Schwarz criterion	3.392922
Log likelihood	-104.0178	Hannan-Quinn criter.	3.205768
F-statistic	0.212926	Durbin-Watson stat	1.903464
Prob(F-statistic)	0.991628		

b) IKP svērtais

**Papildinātās Filipa līknes modeļu bez novēlojumiem kļūdu autokorelācijas novērtējumu
(Breusch-Godfrey LM tests) izdrukas no EViews atkarībā no globālā izlaides apjoma starpības
aprēķina (svēršanas) metodes**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.601326	Prob. F(2,67)	0.2092
Obs*R-squared	3.421508	Prob. Chi-Square(2)	0.1807

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/20/18 Time: 13:51

Sample: 1999Q2 2017Q4

Included observations: 75

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.071467	0.165894	0.430802	0.6680
EP	-0.055352	0.071283	-0.776515	0.4402
YGAP	0.000170	0.000446	0.380648	0.7047
GYGAP_TR	-3.13E-06	2.09E-05	-0.150225	0.8810
P_IMP	0.006845	0.027184	0.251788	0.8020
RESID07(-1)	-0.646492	0.662071	-0.976469	0.3323
RESID(-1)	0.669124	0.708075	0.944990	0.3481
RESID(-2)	0.432139	0.277587	1.556769	0.1242

R-squared	0.045620	Mean dependent var	-4.06E-16
Adjusted R-squared	-0.054091	S.D. dependent var	1.014948
S.E. of regression	1.042037	Akaike info criterion	3.020769
Sum squared resid	72.75129	Schwarz criterion	3.267968
Log likelihood	-105.2788	Hannan-Quinn criter.	3.119473
F-statistic	0.457522	Durbin-Watson stat	1.939487
Prob(F-statistic)	0.861602		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	3.049765	Prob. F(2,67)	0.0540
Obs*R-squared	6.258108	Prob. Chi-Square(2)	0.0438

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/20/18 Time: 13:52

Sample: 1999Q2 2017Q4

Included observations: 75

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.067106	0.170197	0.394287	0.6946
EP	-0.035561	0.069620	-0.510786	0.6112
YGAP	0.000131	0.000455	0.287810	0.7744
GYGAP_IMP	-6.99E-06	1.84E-05	-0.380296	0.7049
P_IMP	-0.001164	0.025282	-0.046047	0.9634
RESID08(-1)	-0.173408	0.503368	-0.344495	0.7316
RESID(-1)	0.154426	0.558887	0.276311	0.7832
RESID(-2)	0.374033	0.239360	1.562638	0.1228

R-squared	0.083441	Mean dependent var	-7.11E-16
Adjusted R-squared	-0.012318	S.D. dependent var	1.054258
S.E. of regression	1.060732	Akaike info criterion	3.056333
Sum squared resid	75.38520	Schwarz criterion	3.303532
Log likelihood	-106.6125	Hannan-Quinn criter.	3.155037
F-statistic	0.871361	Durbin-Watson stat	1.976403
Prob(F-statistic)	0.533743		

(a) Importa un eksporta svērtais**(b) Importa svērtais**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.114099	Prob. F(2,67)	0.3342
Obs*R-squared	2.413971	Prob. Chi-Square(2)	0.2991

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/20/18 Time: 13:52

Sample: 1999Q2 2017Q4

Included observations: 75

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.049727	0.165210	0.300992	0.7644
EP	-0.033292	0.067013	-0.496802	0.6210
YGAP	0.000208	0.000521	0.398689	0.6914
GYGAP_GDP	-1.72E-05	3.58E-05	-0.479703	0.6330
P_IMP	0.002506	0.025017	0.100161	0.9205
RESID09(-1)	-0.218103	0.675554	-0.322850	0.7478
RESID(-1)	0.230252	0.716060	0.321554	0.7488
RESID(-2)	0.259835	0.232489	1.117624	0.2677

R-squared	0.032186	Mean dependent var	-3.55E-16
Adjusted R-squared	-0.068929	S.D. dependent var	1.007057
S.E. of regression	1.041186	Akaike info criterion	3.019137
Sum squared resid	72.63264	Schwarz criterion	3.266335
Log likelihood	-105.2176	Hannan-Quinn criter.	3.117840
F-statistic	0.318314	Durbin-Watson stat	1.934755
Prob(F-statistic)	0.943224		

(b) IKP svērtais

**Papildinātās Filipa līknes modeļu ar novērojumiem kļūdu heteroskedasticitātes novērtējumu
(Breusch-Pagan-Godfrey LM tests) izdrukas no EViews atkarībā no globālā izlaides apjoma
starpības aprēķina (svēršanas) metodes**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.924467	Prob. F(7,66)	0.0795
Obs*R-squared	12.54383	Prob. Chi-Square(7)	0.0840
Scaled explained SS	13.21495	Prob. Chi-Square(7)	0.0670

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:54
Sample: 1999Q3 2017Q4
Included observations: 74

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.022431	0.246878	4.141444	0.0001
EP	-0.028290	0.101820	-0.277844	0.7820
YGAP	-0.001983	0.001710	-1.159943	0.2503
YGAP(-1)	0.003082	0.001737	1.775071	0.0805
YGAP_TR	-5.99E-06	3.85E-05	-0.155447	0.8769
YGAP_TR(-1)	5.53E-05	3.70E-05	1.495970	0.1394
P_IMP	0.013194	0.045113	0.292472	0.7708
RESID02(-1)	0.163416	0.221307	0.738414	0.4629

R-squared	0.169511	Mean dependent var	1.010811
Adjusted R-squared	0.081429	S.D. dependent var	1.656322
S.E. of regression	1.587454	Akaike info criterion	3.863946
Sum squared resid	166.3207	Schwarz criterion	4.113034
Log likelihood	-134.9660	Hannan-Quinn criter.	3.963311
F-statistic	1.924467	Durbin-Watson stat	1.892754
Prob(F-statistic)	0.079471		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	3.913800	Prob. F(6,68)	0.0020
Obs*R-squared	19.25182	Prob. Chi-Square(6)	0.0038
Scaled explained SS	19.15527	Prob. Chi-Square(6)	0.0039

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:54
Sample: 1999Q2 2017Q4
Included observations: 75

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.016496	0.244148	4.163440	0.0001
EP	0.000479	0.088645	0.005404	0.9957
YGAP	-0.001587	0.001460	-1.086947	0.2809
YGAP(-1)	0.002969	0.001637	1.813857	0.0741
YGAP_IMP	4.22E-05	3.00E-05	1.403884	0.1649
YGAP_IMP(-1)	-1.04E-05	3.15E-05	-0.328794	0.7433
P_IMP	0.027422	0.039834	0.688398	0.4935

R-squared	0.256691	Mean dependent var	1.120476
Adjusted R-squared	0.191105	S.D. dependent var	1.755063
S.E. of regression	1.578479	Akaike info criterion	3.839487
Sum squared resid	169.4286	Schwarz criterion	4.055786
Log likelihood	-136.9808	Hannan-Quinn criter.	3.925853
F-statistic	3.913800	Durbin-Watson stat	1.838767
Prob(F-statistic)	0.002039		

(a) Importa un eksporta svērtais**(b) Importa svērtais**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	3.265229	Prob. F(7,66)	0.0049
Obs*R-squared	19.03504	Prob. Chi-Square(7)	0.0081
Scaled explained SS	16.39136	Prob. Chi-Square(7)	0.0218

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:55
Sample: 1999Q3 2017Q4
Included observations: 74

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.972363	0.211135	4.605400	0.0000
EP	-0.044580	0.086932	-0.512819	0.6098
YGAP	-0.003646	0.001713	-2.128865	0.0370
YGAP(-1)	0.004858	0.001614	3.009406	0.0037
YGAP_GDP	8.48E-05	5.87E-05	1.444095	0.1534
YGAP_GDP(-1)	-1.49E-05	5.70E-05	-0.260671	0.7952
P_IMP	0.029897	0.037351	0.800445	0.4263
RESID03(-1)	0.114692	0.183642	0.624543	0.5344

R-squared	0.257230	Mean dependent var	1.002922
Adjusted R-squared	0.178452	S.D. dependent var	1.485782
S.E. of regression	1.346703	Akaike info criterion	3.535002
Sum squared resid	119.6982	Schwarz criterion	3.784090
Log likelihood	-122.7951	Hannan-Quinn criter.	3.634366
F-statistic	3.265229	Durbin-Watson stat	1.872994
Prob(F-statistic)	0.004874		

(c) IKP svērtais

**Papildinātās Filipa līknes modeļu bez novēlojumiem kļūdu heteroskedasticitātes novērtējumu
(Breusch-Pagan-Godfrey LM tests) izdrukas no EViews atkarībā no globālā izlaides apjoma
starpības aprēķina (svēršanas) metodes**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	2.271850	Prob. F(5,69)	0.0568
Obs*R-squared	10.60169	Prob. Chi-Square(5)	0.0599
Scaled explained SS	9.160037	Prob. Chi-Square(5)	0.1028

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:56
Sample: 1999Q2 2017Q4
Included observations: 75

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.934659	0.214683	4.353664	0.0000
EP	0.040566	0.080497	0.503949	0.6159
YGAP	0.001155	0.000576	2.003738	0.0490
GYGAP_TR	-9.85E-06	2.78E-05	-0.354268	0.7242
P_IMP	0.000433	0.035482	0.012214	0.9903
RESID07(-1)	-0.021458	0.162187	-0.132302	0.8951

R-squared	0.141356	Mean dependent var	1.016385
Adjusted R-squared	0.079135	S.D. dependent var	1.462046
S.E. of regression	1.403005	Akaike info criterion	3.591728
Sum squared resid	135.8211	Schwarz criterion	3.777127
Log likelihood	-128.6898	Hannan-Quinn criter.	3.665755
F-statistic	2.271850	Durbin-Watson stat	1.856356
Prob(F-statistic)	0.056798		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	3.275750	Prob. F(5,69)	0.0103
Obs*R-squared	14.38773	Prob. Chi-Square(5)	0.0133
Scaled explained SS	10.94934	Prob. Chi-Square(5)	0.0524

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:57
Sample: 1999Q2 2017Q4
Included observations: 75

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.084850	0.213154	5.089505	0.0000
EP	0.029251	0.075394	0.387972	0.6992
YGAP	0.000776	0.000573	1.354755	0.1799
GYGAP_IMP	3.59E-05	2.34E-05	1.530915	0.1304
P_IMP	-0.011658	0.031240	-0.373185	0.7102
RESID08(-1)	-0.050216	0.150189	-0.334353	0.7391

R-squared	0.191836	Mean dependent var	1.096641
Adjusted R-squared	0.133274	S.D. dependent var	1.480486
S.E. of regression	1.378305	Akaike info criterion	3.556204
Sum squared resid	131.0810	Schwarz criterion	3.741603
Log likelihood	-127.3577	Hannan-Quinn criter.	3.630232
F-statistic	3.275750	Durbin-Watson stat	1.785807
Prob(F-statistic)	0.010330		

(a) Importa un eksporta svērtais**(b) Importa svērtais**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	2.897716	Prob. F(5,69)	0.0197
Obs*R-squared	13.01547	Prob. Chi-Square(5)	0.0232
Scaled explained SS	11.10719	Prob. Chi-Square(5)	0.0493

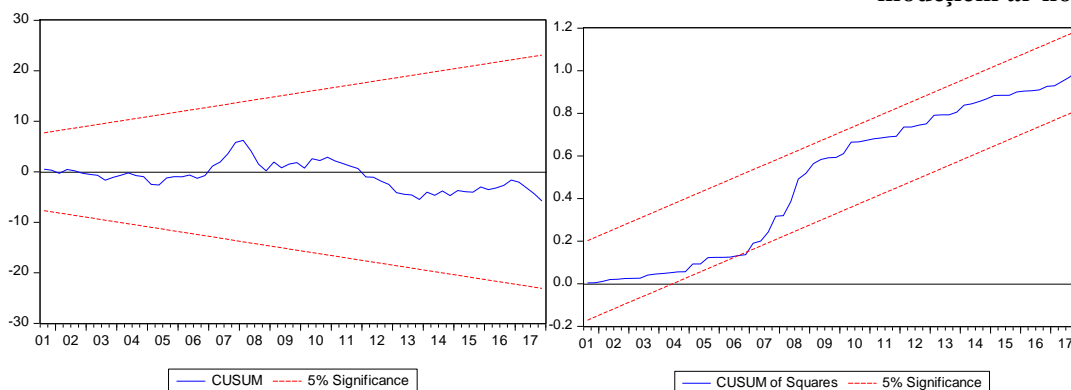
Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/20/18 Time: 13:57
Sample: 1999Q2 2017Q4
Included observations: 75

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.925788	0.205767	4.499211	0.0000
EP	0.061066	0.074733	0.817117	0.4167
YGAP	0.001170	0.000634	1.844954	0.0693
GYGAP_GDP	-4.30E-06	4.37E-05	-0.098351	0.9219
P_IMP	-0.011495	0.031756	-0.361986	0.7185
RESID09(-1)	-0.069490	0.164568	-0.422260	0.6741

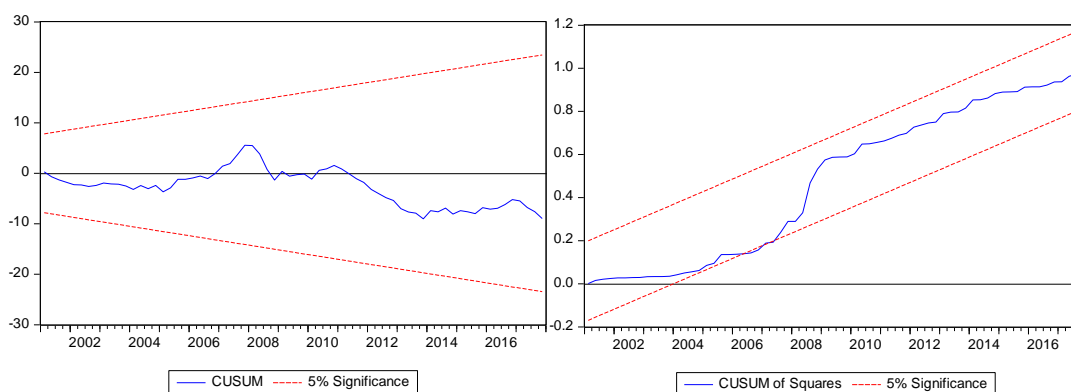
R-squared	0.173540	Mean dependent var	1.000642
Adjusted R-squared	0.113651	S.D. dependent var	1.430516
S.E. of regression	1.346775	Akaike info criterion	3.509921
Sum squared resid	125.1524	Schwarz criterion	3.695320
Log likelihood	-125.6220	Hannan-Quinn criter.	3.583949
F-statistic	2.897716	Durbin-Watson stat	1.867654
Prob(F-statistic)	0.019661		

c) IKP svērtais

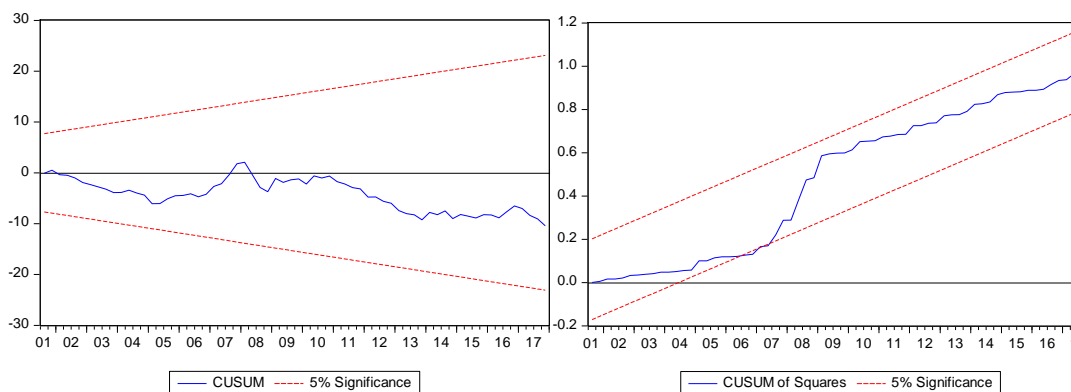
Rekursīvie globālā un Latvijas izlaides apjoma starpību koeficientu stabilitātes novērtējumi modeļiem ar novēlojumiem



(a) Modelis ar importa un eksporta svērto globālā izlaides apjoma starpību

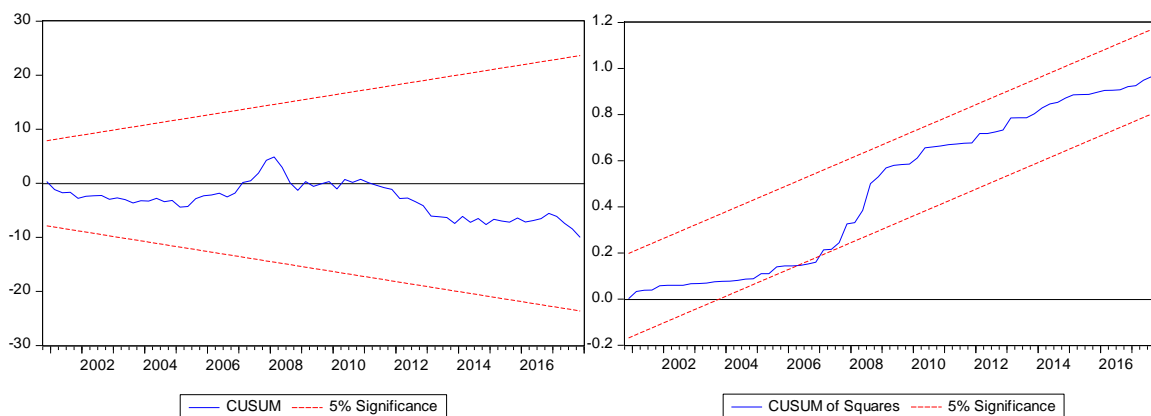


(b) Modelis ar importa svērto globālā izlaides apjoma starpību

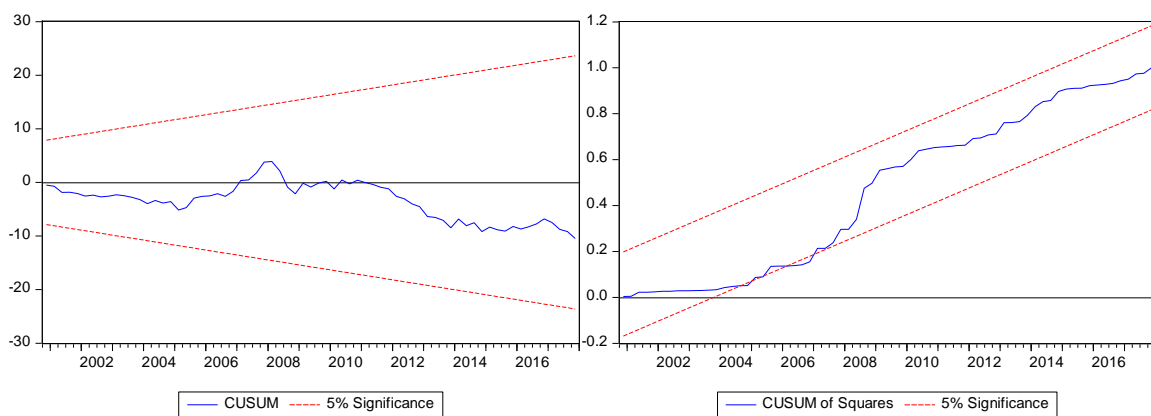


c) Modelis ar IKP svērto globālā izlaides apjoma starpību

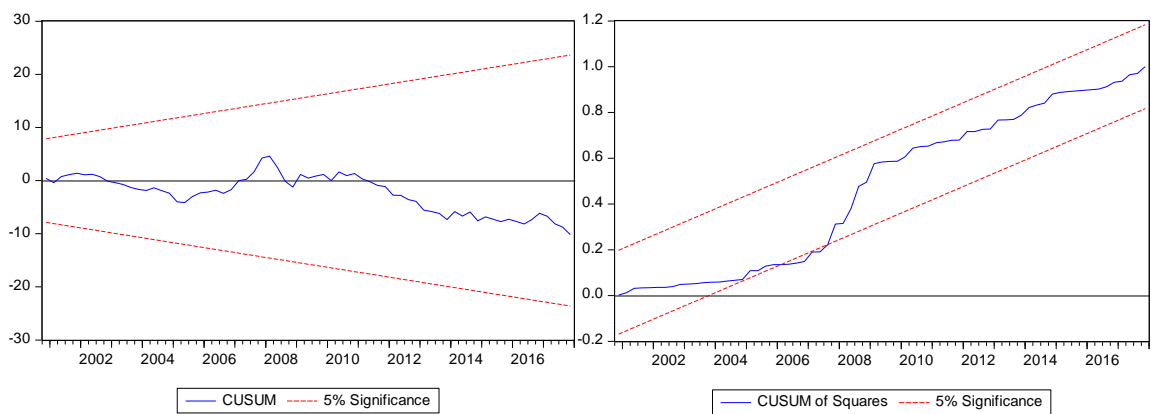
Rekursīvie globālā un Latvijas izlaides apjoma starpību koeficientu stabilitātes novērtējumi modeļiem bez novēlojumiem



(a) Modelis ar importa un eksporta svēro globālā izlaides apjma starpību

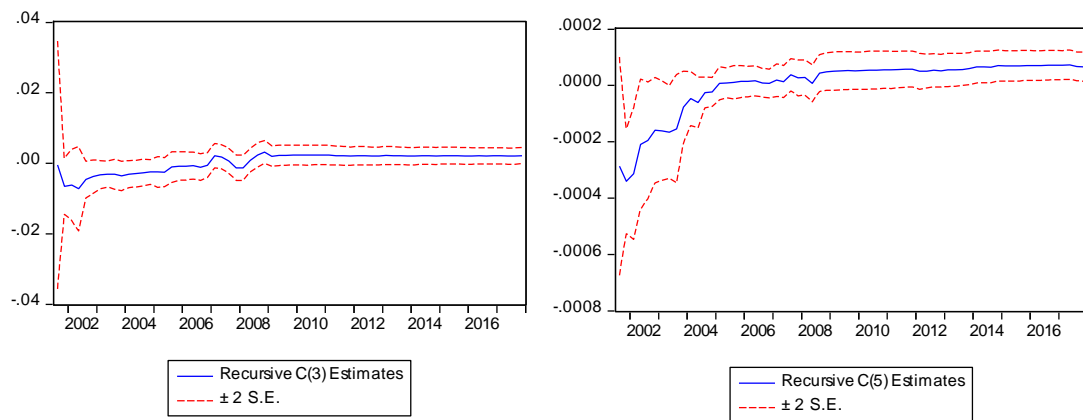


(b) Modelis ar importa svēro globālā izlaides apjma starpību

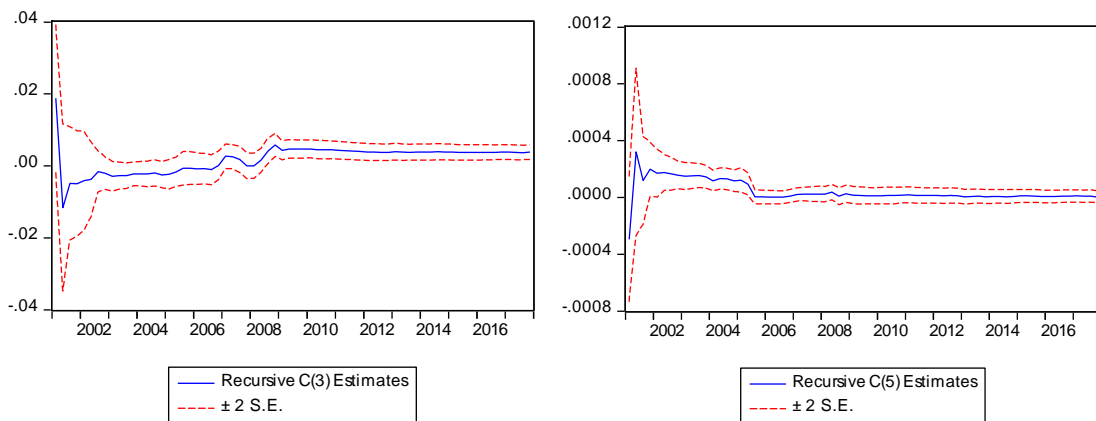


(c) Modelis ar IKP svēro globālā izlaides apjma starpību

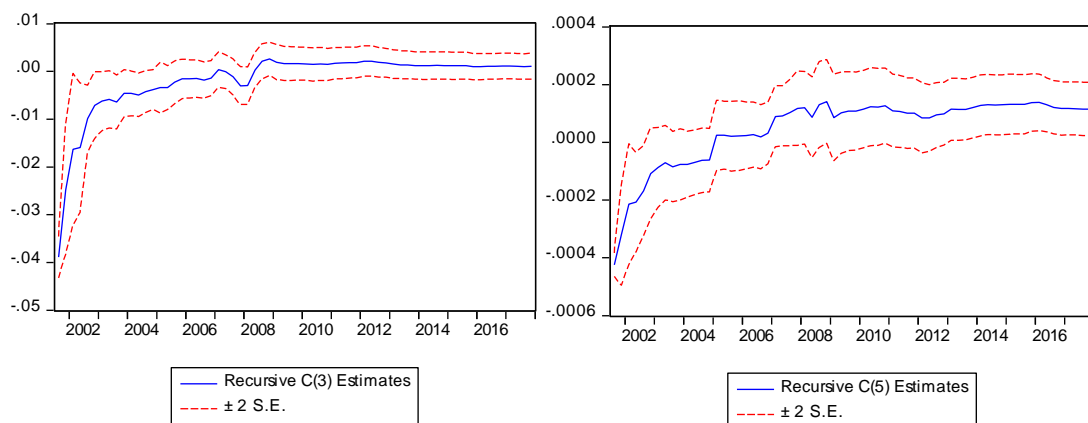
Rekursīvo koeficientu novērtējumi papildinātās Filipa liknes modeļa novērtējumam ar novēlojumiem
C(3)=Iekšzemes izlaides apjoma starpība; C(5) = Globālā izlaides apjoma starpība



(a) Importa un eksporta svērtais

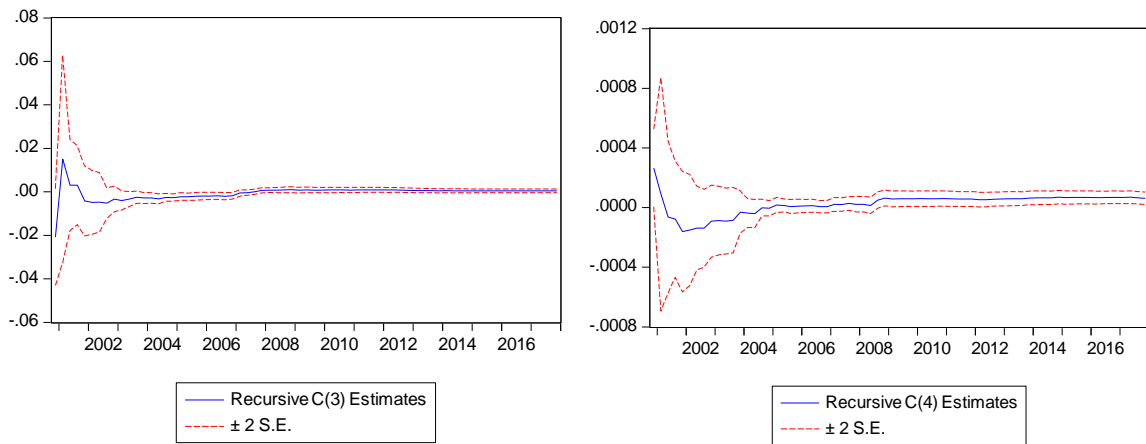


(b) Importa svērtais

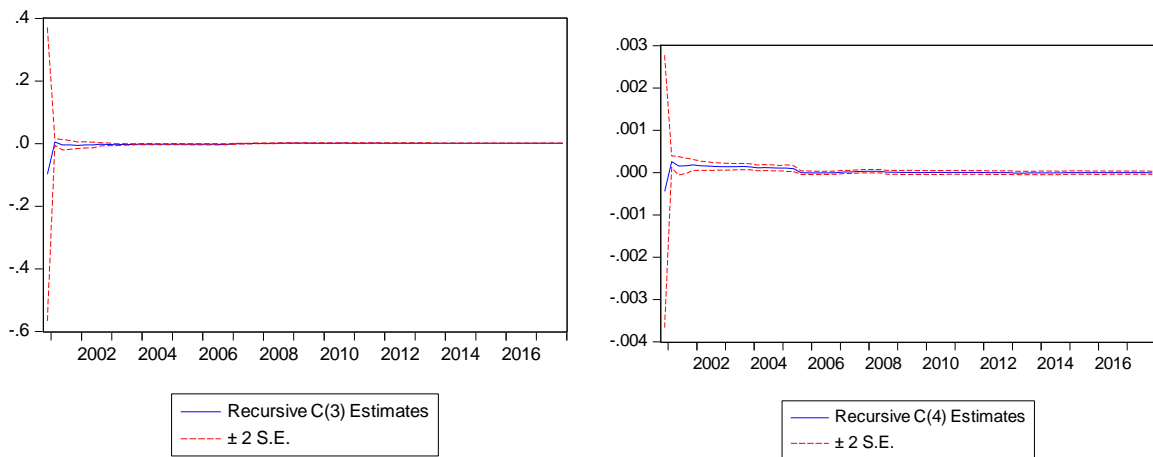


(c) IKP svērtais

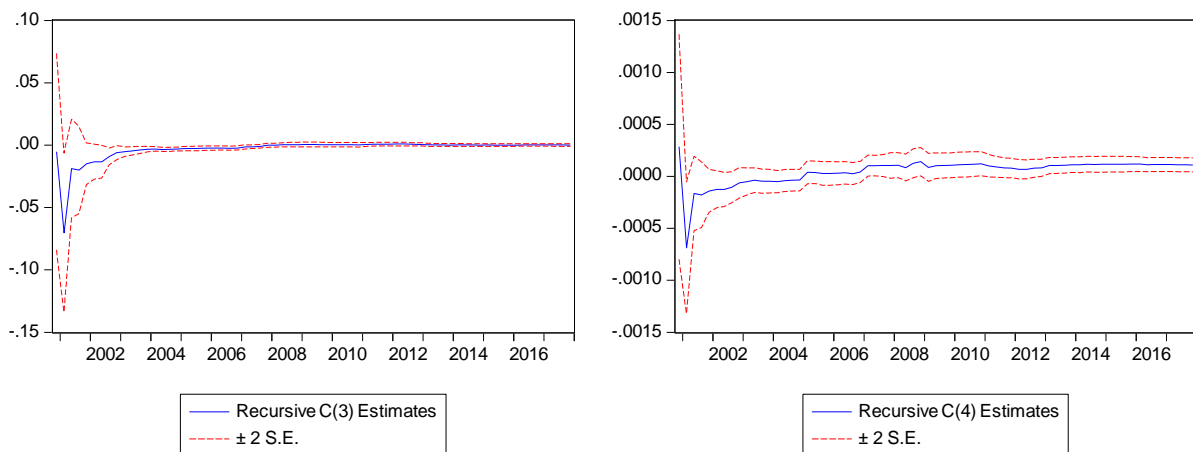
Rekursīvo koeficientu novērtējumi papildinātās Filipa liknes modeļa novērtējumam bez novēlojumiem
C(3)=Iekšzemes izlaides apjoma starpība; C(4) = Globālā izlaides apjoma starpība



(a) Importa un eksporta svērtais

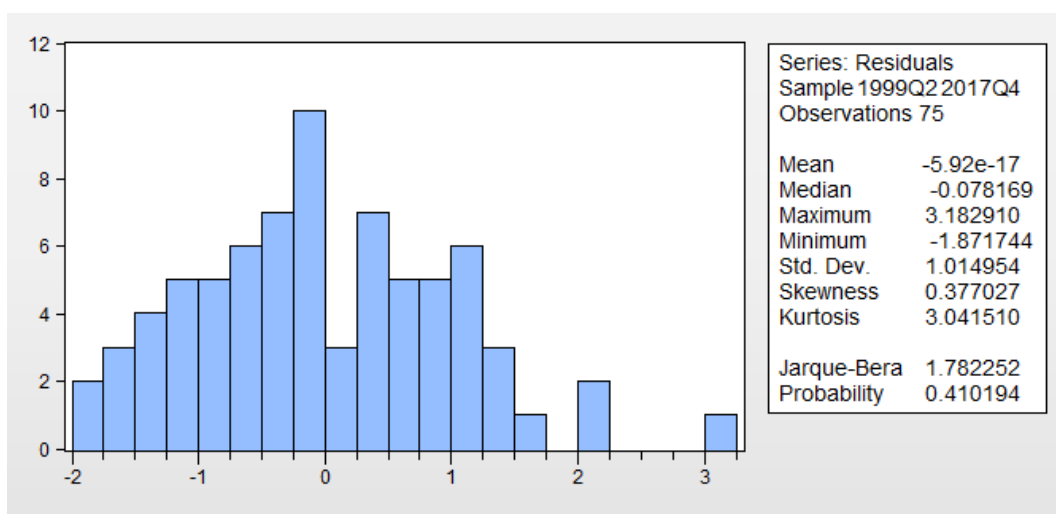


(b) Importa svērtais

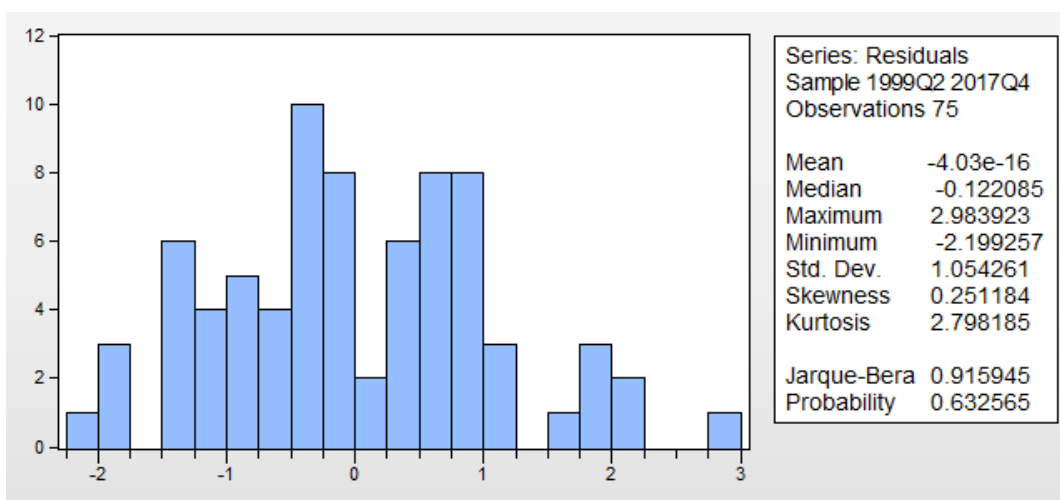


(c) IKP svērtais

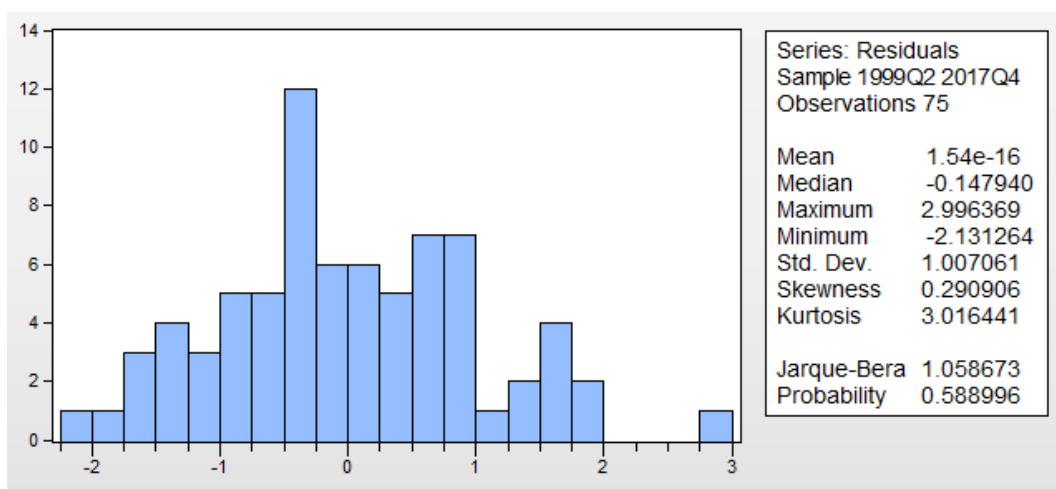
Kļūdu normalitātes tests un histograma modeļiem bez novēlumiem



a) Modelis ar importa un eksporta svērtu globālā izlaides apjoma starpību

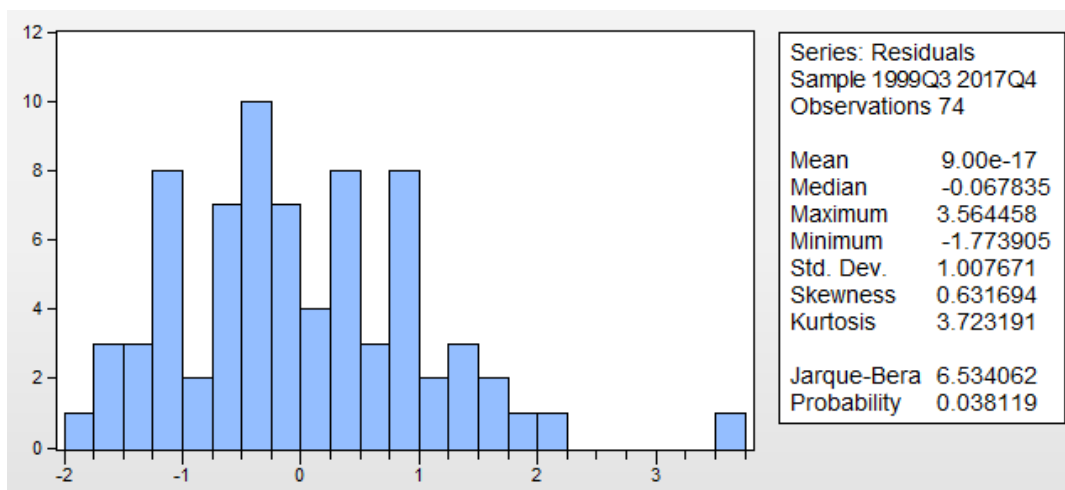


b) Modelis ar importa svērtu globālā izlaides apjoma starpību

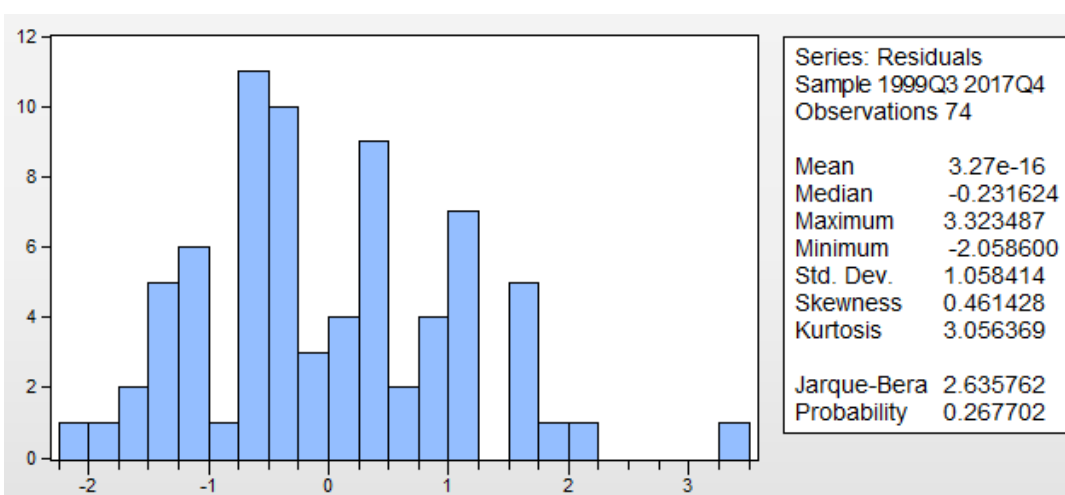


c) Modelis ar IKP svērtu globālā izlaides apjoma starpību

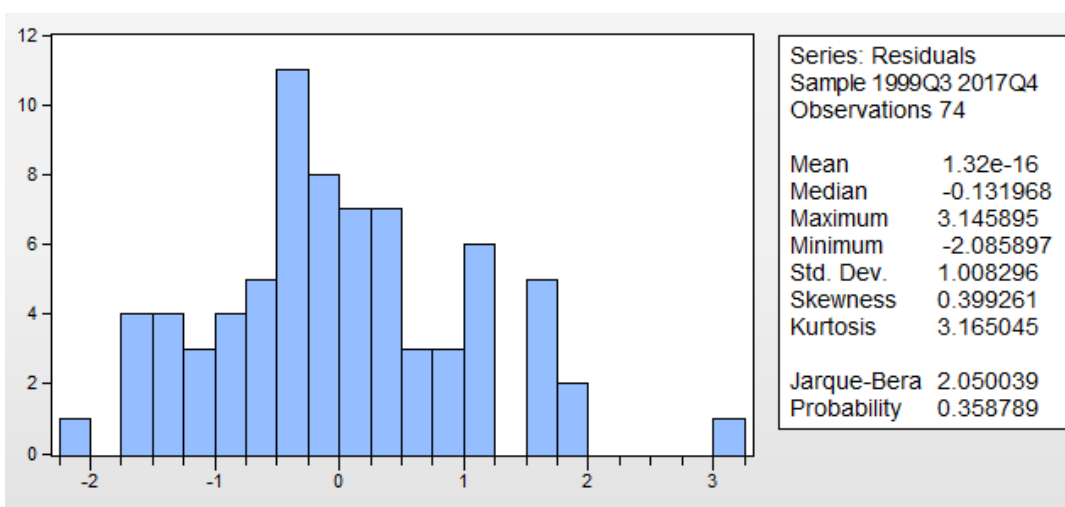
Kļūdu normalitātes tests un histograma modeļiem ar 1.kārtas novērojumu



a) Modelis ar importa un eksporta svēro globālā izlaides apjoma starpību



b) Modelis ar importa svēro globālā izlaides apjoma starpību



c) Modelis ar IKP svēro globālā izlaides apjoma starpību

Papildinātās Filipas liknes īstermiņa modeļa koeficientu novērtējums

Dependent Variable: DP

Method: Least Squares

Date: 05/29/18 Time: 19:46

Sample (adjusted): 1999Q3 2017Q4

Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.029648	0.118184	-0.250862	0.8027
DP(-1)	0.898118	0.287502	3.123864	0.0027
DYGAP	0.001155	0.001302	0.887357	0.3782
DYGAP(-1)	-0.000110	0.001204	-0.091149	0.9277
DGYGAP_TR	6.12E-05	2.21E-05	2.771091	0.0073
DGYGAP_TR(-1)	-3.05E-05	2.22E-05	-1.374317	0.1741
DIMP	0.163054	0.045230	3.604990	0.0006
DIMP(-1)	-0.043399	0.046998	-0.923417	0.3592
U_TR(-1)	-0.775778	0.279461	-2.775984	0.0072
R-squared	0.450979	Mean dependent var	-0.052908	
Adjusted R-squared	0.383407	S.D. dependent var	1.278912	
S.E. of regression	1.004246	Akaike info criterion	2.959916	
Sum squared resid	65.55311	Schwarz criterion	3.240140	
Log likelihood	-100.5169	Hannan-Quinn criter.	3.071701	
F-statistic	6.674066	Durbin-Watson stat	2.011384	
Prob(F-statistic)	0.000002			

Papildinātās Filipa līknes īstermiņa modeļa kļūdu autokorelācijas pārbaude (Korelograma un Q statistika)

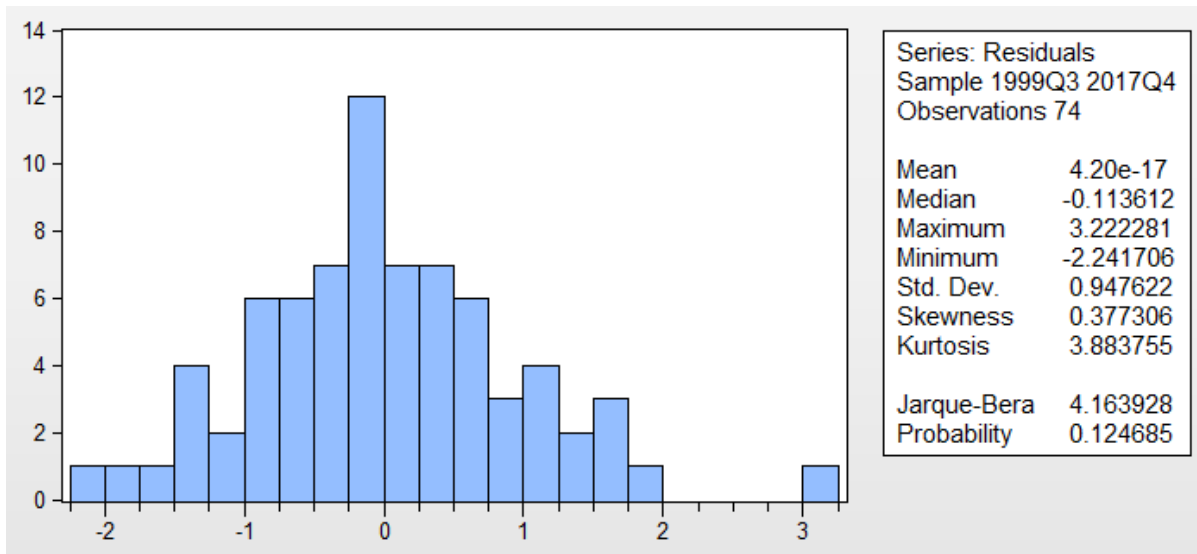
Sample: 1999Q1 2017Q4

Included observations: 74

Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.028	-0.028	0.0617	0.804
		2	0.090	0.089	0.6938	0.707
		3	-0.208	-0.205	4.1298	0.248
		4	-0.089	-0.109	4.7591	0.313
		5	0.017	0.053	4.7833	0.443
		6	-0.001	-0.025	4.7833	0.572
		7	0.075	0.028	5.2524	0.629
		8	-0.056	-0.050	5.5232	0.700
		9	-0.016	-0.029	5.5445	0.785
		10	-0.052	-0.026	5.7849	0.833
		11	0.110	0.108	6.8559	0.811
		12	-0.128	-0.150	8.3335	0.759
		13	0.056	0.018	8.6251	0.801
		14	0.002	0.071	8.6255	0.854
		15	0.015	-0.025	8.6463	0.895
		16	-0.151	-0.196	10.867	0.818
		17	-0.028	0.006	10.942	0.860
		18	-0.004	0.016	10.944	0.897
		19	0.114	0.080	12.276	0.874
		20	-0.011	-0.072	12.288	0.906
		21	-0.067	-0.101	12.768	0.917
		22	0.037	0.081	12.912	0.936
		23	-0.178	-0.113	16.398	0.838
		24	0.112	0.010	17.816	0.812
		25	0.089	0.135	18.718	0.810
		26	0.129	0.079	20.674	0.759
		27	-0.142	-0.167	23.096	0.680
		28	-0.126	-0.140	25.037	0.626
		29	-0.102	-0.033	26.347	0.607
		30	-0.051	-0.056	26.673	0.640
		31	0.044	-0.007	26.930	0.676
		32	-0.017	-0.114	26.967	0.719

**Papildinātās Filipa līknes īstermiņa modeļa kļūdu normalitātes un heteroskedasticitātes
pārbaudes testi**



a) Kļūdu histogramma un normalitātes pārbaude

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.458588	Prob. F(2,63)	0.6343
Obs*R-squared	1.061859	Prob. Chi-Square(2)	0.5881

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 05/29/18 Time: 20:01
Sample: 1999Q3 2017Q4
Included observations: 74
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011596	0.121607	0.095358	0.9243
DP(-1)	0.135121	0.336987	0.400966	0.6898
DYGAP	0.000200	0.001344	0.148618	0.8823
DYGAP(-1)	-0.000824	0.001633	-0.504551	0.6156
DYGAP_TR	-2.10E-06	2.25E-05	-0.093675	0.9257
DYGAP_TR(-1)	-4.01E-06	2.36E-05	-0.169968	0.8656
DIMP	-0.002322	0.045801	-0.050698	0.9597
DIMP(-1)	-0.021893	0.081881	-0.267378	0.7901
U_TR(-1)	0.067346	0.527140	0.127758	0.8987
RESID(-1)	-0.238227	0.617553	-0.385759	0.7010
RESID(-2)	0.084581	0.198530	0.426036	0.6715

R-squared	0.014349	Mean dependent var	4.20E-17
Adjusted R-squared	-0.142103	S.D. dependent var	0.947622
S.E. of regression	1.012716	Akaike info criterion	2.999517
Sum squared resid	64.61246	Schwarz criterion	3.342013
Log likelihood	-99.98211	Hannan-Quinn criter.	3.136143
F-statistic	0.091718	Durbin-Watson stat	1.904192
Prob(F-statistic)	0.999852		

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.759015	Prob. F(8,65)	0.1016
Obs*R-squared	13.16946	Prob. Chi-Square(8)	0.1062
Scaled explained SS	14.65074	Prob. Chi-Square(8)	0.0663

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/29/18 Time: 20:01
Sample: 1999Q3 2017Q4
Included observations: 74

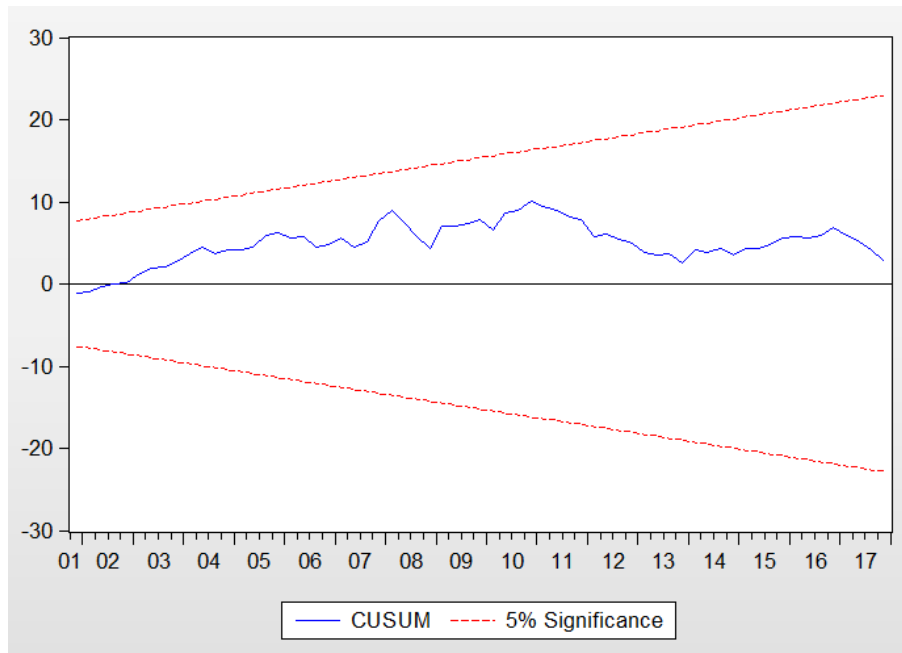
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.884707	0.171264	5.165757	0.0000
DP(-1)	-0.010027	0.416626	-0.024067	0.9809
DYGAP	-0.005272	0.001887	-2.794301	0.0068
DYGAP(-1)	0.004161	0.001744	2.385037	0.0200
DYGAP_TR	-4.08E-05	3.20E-05	-1.273913	0.2072
DYGAP_TR(-1)	2.53E-05	3.22E-05	0.786599	0.4344
DIMP	0.088843	0.065544	1.355481	0.1800
DIMP(-1)	-0.045615	0.068106	-0.669760	0.5054
U_TR(-1)	0.055279	0.404973	0.136500	0.8918

R-squared	0.177966	Mean dependent var	0.885853
Adjusted R-squared	0.076792	S.D. dependent var	1.514590
S.E. of regression	1.455275	Akaike info criterion	3.701832
Sum squared resid	137.6586	Schwarz criterion	3.982056
Log likelihood	-127.9678	Hannan-Quinn criter.	3.813617
F-statistic	1.759015	Durbin-Watson stat	1.661696
Prob(F-statistic)	0.101639		

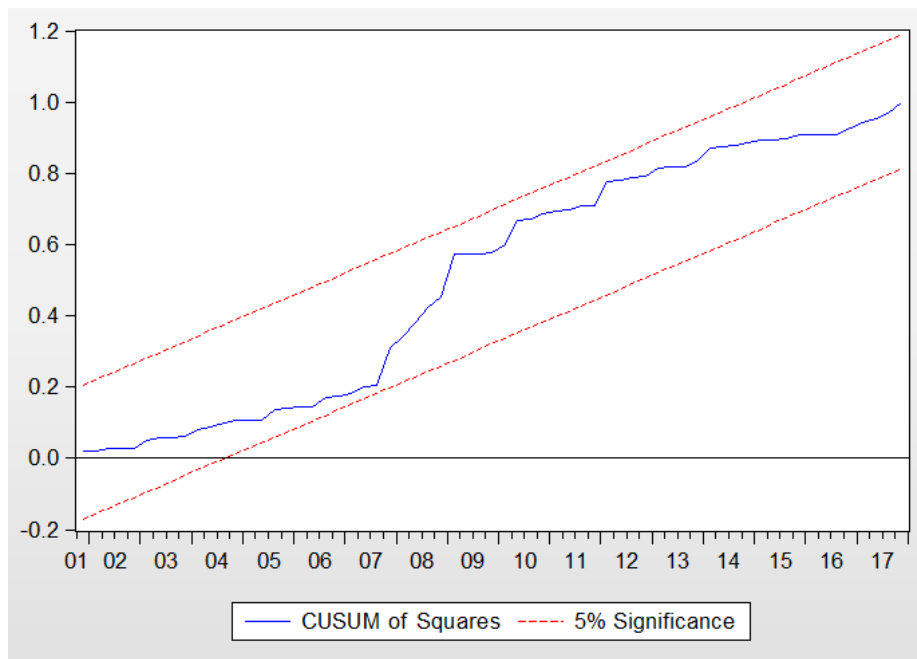
b) Seriālās korelācijas pārbaude

c) Heteroskedasticitātes tests

Modeļa strukturālās stabilitātes novērtēšanas testi



a)CUSUM tests



b)CUSUMSQ tests