

LATVIJAS UNIVERSITĀTE
EKONOMIKAS UN VADĪBAS FAKULTĀTE
Ekonometrijas un biznesa informātikas katedra

**BANKU SAISTĪBU LĪMEŅA SAMAZINĀŠANĀS
PROCESA IETEKME UZ LATVIJAS
TAUTSAIMNIECĪBU**

Bank Deleveraging Effects on the Economy of Latvia

BAKALaura DARBS
Ekonomikas bakalaura studiju programma

Autors: **Klāvs Zutis**
Studenta apliecības Nr.: kz12038
Darba vadītājs: lektore, Mg. math. Rita Freimane

RĪGA 2015

ANOTĀCIJA

2008. gada globālā ekonomiskā krīze vēlreiz apliecināja finanšu sistēmas ciešo saistību ar reālo ekonomiku, tāpēc tiek izstrādāti *Basel III* banku regulējošie nosacījumi, kuri paredz bankām uzturēt zemāku saistību līmeni, kas savukārt ietekmēs valstu tautsaimniecības.

Bakalaura darba mērķis ir analizēt Latvijas komercbanku saistību līmeņa samazināšanās ietekmi uz Latvijas tautsaimniecību, lai raksturotu *Basel III* regulu iespējamo makroekonomisko ietekmi un izvirzītu priekšlikumus attiecīgajām institūcijām ar nolūku uzlabot makroprudenciālo uzraudzības politiku, kā arī lai izvirzīt priekšlikumus tālākai temata pētniecībai. Banku saistības tiek novērtētas izmantojot *Basel III* regulējošo nosacījumu norādījumus, kas saistīti ar kapitāla pietiekamības rādītājiem. Pētījuma analīzes procesā tiek izmantots vektoru kļūdu korekcijas modelis, kurā iekļauta papildinoša informācija, pielietojot galveno komponentu analīzi.

Pētījuma rezultāti liecina par to, ka banku saistību izmaiņas rada negatīvus ilgtermiņa efektus uz Latvijas makroekonomiskajiem rādītājiem, kas apraud Latvijas tautsaimniecības attīstības ilgtspēju.

Atslēgvārdi: *Basel III*, VECM, saistību samazināšanās, galveno komponentu analīze, makroekonomiskā ietekme

ABSTRACT

The global economic crisis of 2008 once again proved the interdependency that exists between the financial system and the real economy. For this reason, the Basel III regulatory framework looks to decrease the amount of leverage of banks, which in turn will have macroeconomic ramifications.

The purpose of this thesis is to evaluate the deleveraging process of commercial banks and its macroeconomic implications on the economy of Latvia with the purpose of measuring the possible effects of Basel III and developing suggestions to researchers and institutions which conduct macroprudential policy. Financial leverage is measured in accordance with the Basel III regulatory framework related to capital adequacy requirements. A vector error correction model approach, which has been enriched with additional information utilizing principal components analysis, is utilized in the analysis process.

The study shows that shocks to bank leverage have a negative long term macroeconomic impact on the economy of Latvia which could have substantial ramifications to the longevity of Latvia's economic growth.

Keywords: Basel III, VECM, deleveraging, principal components analysis, macroeconomic impact

SATURS

Ievads	6
1. Banku saistību līmenis un tā ietekme uz tautsaimniecību.....	9
1.1. <i>Basel III</i> regulu raksturojums	9
1.2. Banku saistību un kapitāla līmeņu rādītāji.....	11
1.3. Banku saistību līmeņa samazināšanās ietekme uz tautsaimniecību.....	13
1.4. VAR un DSGE modeļu raksturojums.....	16
2. Metodoloģijas un datu raksturojums	23
2.1. Latvijas banku saistību līmeņa un makroekonomisko rādītāju dinamika	23
2.2. VAR un VECM metodoloģija	26
2.3. Pētījumā izmantoto datu raksturojums	30
3. Banku saistību līmeņa ietekmes modelēšana	35
3.1. Sākotnējo testu piemērošana.....	35
3.2. Modeļa pārbaude.....	38
3.3. Modeļa rezultātu analīze un interpretācija.....	39
Secinājumi un priekšlikumi	47
Izmantotā literatūra un avoti	49
Pielikumi	53

APZĪMĒJUMU SARAKSTS

BIS – Starpbanku starptautisko norēķinu banka

DSGE – dinamiskais stohastiskā vispārējā līdzsvara modelis

ECB – Eiropas Centrāla banka

EURIBOR – nozīmīgāko Eiropas banku starpbanku kredītu procentu likme

ES – Eiropas Savienība

FAVAR – faktoru paplašinātais vektoru autoregresijas modelis

FKTK – Finanšu un kapitāla tirgus komisija

IIF – Starptautiskais Finanšu Institūts

MAG – Makroekonomisko novērtējumu grupa

MKM – mazāko kvadrātu metode

NIESR - Apvienotās Karalistes Nacionālais Ekonomikas un Sabiedrības Pētniecības Institūts

OECD – Ekonomiskās attīstības un sadarbības organizācija

pp – procentpunkti

SEM – strukturālais ekonometriskais modelis

VAR – vektoru autoregresijas modelis

VECM – vektoru kļūdu korekcijas modelis

IEVADS

2008. gada globālās finanšu krīzes laikā, kura aizsākās ar *Lehman Brothers* investīciju bankas bankrota pieteikumu, pasaules ekonomika pieredzēja visstraujāko lejupslīdi kopš 1929. gada notikumiem, kuriem sekoja Lielā Depresija. 2008. gada pieredze tikai vēlreiz apliecināja finanšu sistēmā pastāvošās nepilnības un tās ciešo saistību ar ekonomisko izaugsmi un aktivitāti.

Laika posmā no 2000. – 2008. gadam parādsaistībām un, protams, arī kreditēšanas apjomam bija novērojama globāla tendence pieaugt.¹ Šādai rīcībai pamatā bija akcionāru vēlme paaugstināt ienesīgumu, kas, nepalielinot pašu ieguldītā kapitāla daļu, noved pie augstākas riska pakāpes. Rezultātā, iestājoties globālajai finanšu krīzei, daudzas bankas cieta smagus zaudējumus vai deklarēja bankrotu, atstājot būtiskas negatīvas sekas uz ekonomisko labklājību. Neadekvāta un neskaidra finanšu sistēmas kontrole bija par pamatu jaunu banku regulējošu standartu izstrādei, ko dēvē par *Basel III*, kas paredz augstākus kapitāla pietiekamības rādītāju normatīvus, tādejādi samazinot risku banku sektorā. Neapšaubāmi, jaunās regulas sadārdzinās un ierobežos banku finanšu resursus, kas, savukārt, iespaidos arī tautsaimniecību.

Pagājuši jau vairāk par 6 gadiem kopš finanšu krīzes aizsākuma, tomēr pasaules tautsaimniecības atkopšanās process noris lēnāk nekā bija sagaidāms – īpaši izteikti šādas tendences vērojamas Eirozonas valstīs, arī Latvijā. Kā vienu no būtiskākajiem iemesliem lēnajam atkopšanās procesam Ričards Koo (*Richard Koo*)² min situāciju ekonomikā, kurā, neskatoties uz rekordzemajām procentu likmēm, privātais sektors un mājsaimniecības nav kredībspējīgas. Tam par pamatu ir krīzes periodā pieredzētais aktīvu vērtības kritums, parādsaistību apjomam pasīvu postenī paliekot nemainīgam. Šādā situācijā uzņēmumi un mājsaimniecības ir spiestas izpildīt jeb atmaksāt iepriekš uzkrātās parādsaistības, lai atjaunotu kredībspēju un uzticību.

Iepriekš raksturotā situācija piespiež bankas ne tikai no regulu aspekta, bet arī ekonomisko apsvērumu dēļ samazināt savas parādsaistības. Šo banku saistību līmeņa samazināšanos jeb *deleveraging* procesu, kad bankas savas darbības finansēšanai arvien vairāk izmanto pašu ieguldītos līdzekļus vai kad aktīviem banku bilancē ir tendence kristies, tiešā veidā mēra izmantojot finanšu sviras rādītāju un galvenos kapitāla pietiekamības rādītājus.

¹ McKinsey Global Institute, *Debt and deleveraging: The global credit bubble and its consequences*. McKinsey & Company, 2010. 10 – 11 p.

² Koo R., *Central Banks in Balance Sheet Recessions: A Search for Correct Response*. Tokyo: Nomura Research Institute, 2013. 1 – 4 p.

Temats neapšaubāmi ir nozīmīgs un skar ne tikai finanšu institūcijas, bet arī mājsaimniecības un uzņēmumus, kas savukārt iespaido arī reālo ekonomiku. Lai gan starptautiskas institūcijas un neatkarīgie pētnieki ir veikuši ļoti apjomīgus un detalizētus pētījumus par kapitāla pietiekamības un finanšu sviras rādītāju tendencēm pieaugt, akcentējot tieši pasaules lielākas tautsaimniecības, Latvijas kontekstā šāds pētījums nav izstrādāts.

Bakalaura darba **mērķis** ir analizēt Latvijas komercbanku saistību līmeņa samazināšanās ietekmi uz Latvijas tautsaimniecību, lai raksturotu *Basel III* regulu iespējamo makroekonomisko ietekmi un izvirzītu priekšlikumus attiecīgajām institūcijām ar nolūku uzlabot makroprudenciālo uzraudzības politiku, kā arī lai izvirzīt priekšlikumus tālākai temata pētniecībai.

Lai veiksmīgi sasniegtu darba mērķi, tiek izvirzīti sekojošie **uzdevumi**:

1. speciālajā literatūrā izpētīt saistību līmeņa noteikšanas metodes un kā saistību līmenis ietekmē tautsaimniecības rādītājus;
2. no teorētiskajiem un empīriskajiem pētījumiem apkopot un izvērtēt ekonometriskās modelēšanas iespējas, kas skar saistību līmeni un tā ietekmi uz tautsaimniecības rādītājiem;
3. aprēķināt finanšu sviras rādītāju un analizēt saistību līmeņa raksturojošo rādītāju dinamiku;
4. balstoties uz iepriekš veikto pētījumu analīzi, tajos izmantotās ekonometriskās metodoloģijas priekšrocībām un trūkumiem, izveidot ekonometrisku modeli, kas raksturo saistību līmeņa ietekmi uz tautsaimniecības rādītājiem;
5. ar izveidotā modeļa palīdzību novērtēt saistību līmeņa ietekmi uz Latvijas tautsaimniecību, apkopot iegūtos rezultātus, salīdzināt iegūtos rezultātus ar līdzīgiem, iepriekš veiktiem pētījumiem;
6. pamatojoties uz bakalaura darbā veikto izpēti, izdarīt secinājumus par saistību līmeņa samazināšanās ietekmi uz ekonomiku un izvirzīt priekšlikumus attiecīgajām institūcijām un nozares pētniekiem.

Pētījuma struktūra izriet no iepriekš noteiktajiem uzdevumiem. Darbs sastāv no ievada, trim nodaļām, secinājumiem un priekšlikumiem, kā arī no izmantotās literatūras un avotu saraksta un pielikumiem.

Bakalaura darba pirmā nodaļa ir veltīta kapitāla pietiekamības un finanšu sviras rādītāju noteikšanas metodēm, ar darba tematu un uzdevumiem saistītu, aktuālāko, ārzemju empīrisko un teorētisko pētījumu, publikāciju izklāstam, to kritiskam novērtējumam un salīdzinājumam, kā arī visbiežāk lietoto ekonometrisko metožu analīzei.

Pētījuma otrā daļa atvēlēta ekonometriskā modeļa pielietojuma pamatojumam, modeļa metodoloģiskajai izstrādei, modelī iekļauto datu un mainīgo aprakstam.

Darba trešā nodaļa tiek veltīta ekonometriskā modeļa analīzes izklāstam, rezultātu interpretācijai un salīdzināšanai.

Darba noslēgumā tiek izdarīti secinājumi un izvirzīti priekšlikumi attiecīgajām institūcijām un temata turpmākai pētīšanai.

Darbā tiek ieviesti sekojošie ierobežojumi: (1) balstoties uz sekundāro datu pieejamību tiek veikta datu analīze par laika posmu no 2005. – 2014. gadam, (2) bakalaura darbā tiek analizēti *Basel III* regulējumi tikai saistībā ar kapitāla pietiekamības nosacījumiem, kuri daļēji atspoguļo jauno regulu spektru un makroekonomisko ietekmi, (3) pētījumā tiek novērtētas izmaksas, kas saistītas ar jauno regulu ieviešanu, bet ne sabiedrības kopējais ieguvums.

Bakalaura darbā tiek izmantotas sekojošās kvalitatīvās un kvantitatīvās metodes: zinātniskās literatūras, rakstu, periodiku aprakstošā analīze, datu statistiskā un ekonomiskā analīze, grupēšana, salīdzināšana un analizēšana, kā arī ekonometriskā modelēšana.

Darba izstrādes un analīzes procesā izmantotas *Microsoft Excel*, *IBM SPSS* un *IHS EViews* datorprogrammas.

Pētījumā iekļautas 7 tabulas, 16 attēli un 6 pielikumi.

1. BANKU SAISTĪBU LĪMENIS UN TĀ IETEKME UZ TAUTSAIMNIECĪBU

1.1. *Basel III* REGULU RAKSTUROJUMS

Basel III ir brīvprātīgs, starptautisks, banku regulējošo normatīvu apkopojums, kas izstrādāts ar mērķi nodrošināt stabilitāti finanšu tirgos un samazināt banku defoltu iespējamību. Pirmie regulējošie jeb *Basel I* nosacījumi tika ieviesti 1988. gadā pēc *Herstatt Bank* likvidēšanas, kuru pamatā bija centieni ierobežot banku risku, klasificējot aktīvus pēc to riska pakāpes. 2004. gadā sekoja otrs banku regulējošo normatīvu apkopojums, kas akcentēja nepieciešamību bankām uzturēt noteiktu kapitāla rādītāju līmeni, ar mērķi padarīt bankas stabilākas neparedzētu šoku gadījumā. 2008. gada finanšu krīzes iespaidā, 27 valstis 2010. gada decembrī parakstīja vienošanos par *Basel III* regulējošo normatīvu ieviešanu. Šobrīd *Basel III* regulas tiek plānots pilnībā ieviest līdz 2019. gada martam.¹

1.1. tabula

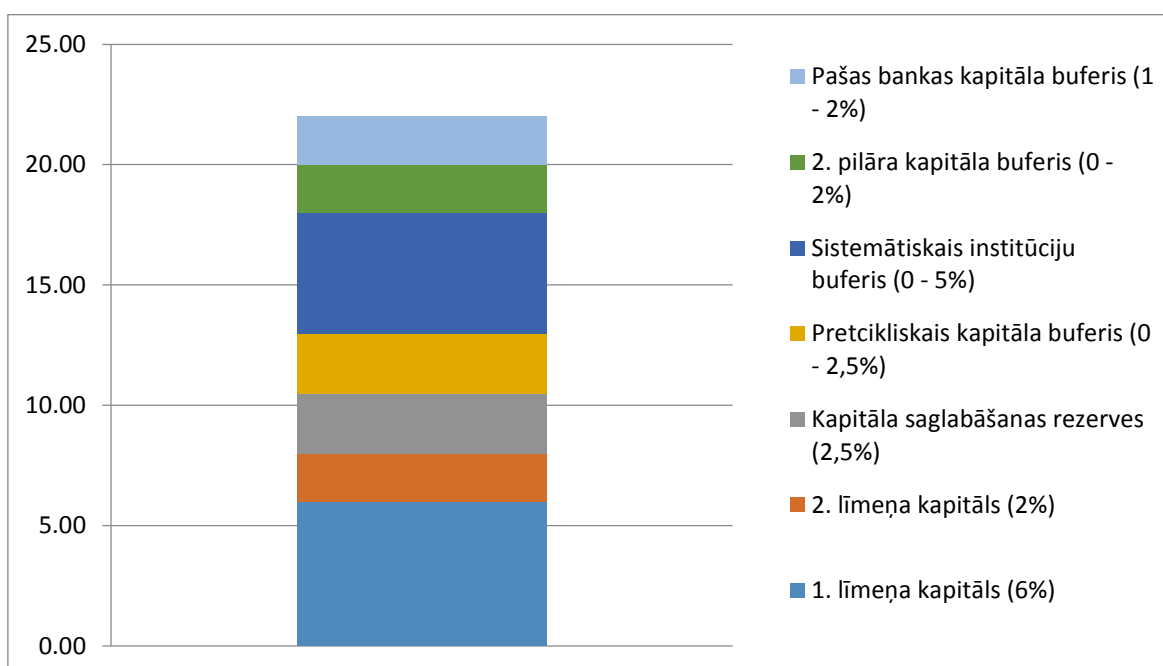
Basel III kapitāla pietiekamības nosacījumi²

Periods	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Finanšu sviras rādītājs	Pārejas fāze, kurā regulējošās institūcijas apkopo un analizē rādītāja dinamiku, veic nepieciešamās korekcijas						3%
Pirmā līmeņa pamata kapitāla rādītājs	3,5%	4%	4,5%				4,5%
Kapitāla saglabāšanas rezerves rādītājs	0%			0,625%	1,25%	1,875%	2,5%
Pirmā līmeņa pamata kapitāla + kapitāla saglabāšanas rezerves rādītājs	3,5%	4%	4,5%	5,125%	5,75%	6,375%	7%
1. līmeņa kapitāla rādītājs	4,5%	5,5%	6%				6%
Pašu kapitāla rādītājs	8%						8%
Pašu kapitāla + kapitāla saglabāšanas rezerves rādītājs	8%			8,625%	9,25%	9,875%	10,5%

¹ Basel Committee on Banking Supervision. *Group of Governors and Heads of Supervision announces higher global minimum capital standards*. BIS Press Release, 2010, Pieejams: <http://www.bis.org/press/p100912.pdf> (skatīts 24.04.2015.)

² Basel Committee on Banking Supervision, *Basel III phase-in arrangements*. Bank for International Settlements. Pieejams: http://www.bis.org/bcbs/basel3/basel3_phase_in_arrangements.pdf (skatīts 20.04.2015.)

Tabulā 1.1. atspoguļoti *Basel III* kapitāla pietiekamības nosacījumu minimālie apjomi par laika posmu no 2013. – 2019. gadam. Redzams, ka līdz 2019. gadam pašu kapitāla (kapitāla pietiekamības) rādītājam, tā pat kā iepriekš, jābūt vismaz 8%, tomēr jāpiebilst, ka ir notikušas būtiskas izmaiņas 1. līmeņa kapitāla kompozīcijā. Pirmā līmeņa pamata kapitālam, jābūt ne mazākam par 4,5%, papildu rezervēm jābūt 1,5% apjomā (to summa veido 1.līmeņa kapitālu). 2. līmeņa kapitāls tiek saglabāts 2% apjomā. Jaunās regulas nosaka arī kapitāla saglabāšanas rezervju apjomu 2,5% lielumā, kas nozīmē, ka kopējais minimālais kapitāla pietiekamības apjoms ir 10,5%. Ja banku kopējais kapitāls nokrīt zem 10,5% robežas, tad bankas nedrīkst izmaksāt akcionāriem dividendes līdz brīdim, kad noteiktā atzīme ir atkal sasniegta.



1.1. att. *Basel III* kapitāla pietiekamības un buferu rādītāju dekompozīcija¹

Papildu iepriekš minētajiem nosacījumiem tiek ieviesti arī kapitāla buferi: pretcikliskais kapitāla buferis, sistemātiskā riska buferis, sistemātiskais institūciju buferis un citu sistemātisko risku buferis. Tos plānots ieviest ar nolūku mazināt biznesa ciklu ietekmi uz finanšu institūcijām. Šos buferus ir paredzēts uzkrāt laika posmos, kad ekonomiskā situācija ir labvēlīga un kad finanšu sistēmā novērojama stabilitāte, lai neparedzētu šoku gadījumā finanšu institūcijas ir spējīgākas amortizēt radušos zaudējumus un veiksmīgi turpināt darbu ievērojot minimālās kapitāla nepieciešamības prasības. Attēlā 1.1. redzama kapitāla pietiekamības un buferu rādītāju dekompozīcija. Vadoties pēc šīs dekompozīcijas, lai bankas pilnībā tiktu pasargātas no finanšu sistēmā iespējamajiem riskiem, ir jāuztur pašu kapitāla

¹ European Commission. *Memo*. 2013, Pieejams: http://europa.eu/rapid/press-release MEMO-13-272_en.htm (skatīts 25.04.2015.)

līmenis pat virs 20%, tomēr ņemot vērā to, ka gandrīz visiem šiem buferiem ir ieteicošs nevis regulējošs raksturs, tad bankas var izlemt par atsevišķu kapitāla buferu nepielietošanu.

1.2. BANKU SAISTĪBU UN KAPITĀLA LĪMEŅU RĀDĪTĀJI

Finanšu krīzes rezultātā banku sistēmā bija novērojama situācija, kurā strauji pieauga gan bilancē atspoguļotās, gan ārpus-bilances banku saistības. Ļoti daudzos gadījumos bankas bija spējīgas būtiski palielināt savu saistību apjomu, tajā pašā laikā, uzrādot adekvātus riska kapitāla pietiekamības rādītājus.¹ Finanšu krīzes augstākajā punktā finanšu tirgi noteica banku nepieciešamību samazināt saistību līmeni, kā rezultātā bija novērojams ļoti straujš aktīvu cenu kritums. Tirgus zaudēja pārliecību par daudzu banku maksāspēju un likviditāti, šī vājā banku sektora pozīcija drīz vien atspoguļojās arī pārējā finanšu tirgū un reālajā ekonomikā. Ņemot vērā to, cik ātra un visaptveroša bija krīzes ietekme, būtisks ir kļuvis jautājums par banku sektora stabilitāti. Krīzes laikā pieredzētā situācija tika pieļauta pateicoties nepietiekami stingriem, skaidriem regulas mehānismiem, kurus *Basel III* centīsies uzlabot līdz 2019. gada martam.

Viens no svarīgākajiem rādītājiem, kuru *Basel III* regulējošais mehānisms nosaka raksturo banku saistību līmeni. Daži no rādītājiem, ar kuru palīdzību banku saistību līmeni ir iespējams noteikt ir kapitāla pietiekamības un pirmā līmeņa kapitāla rādītājs, kurus aprēķina pēc formulām:

$$\text{kapitāla pietiekamības rādītājs} = \frac{1. \text{līmeņa kapitāls} + 2. \text{līmeņa kapitāls}}{\text{riskā svērtie aktīvi}} \quad [1.1.]^2$$

$$1. \text{līmeņa kapitāla pietiekamības rādītājs} = \frac{1. \text{līmeņa kapitāls}}{\text{riskā svērtie aktīvi}} \quad [1.2.]^3$$

1. līmeņa kapitāls satur parastās akcijas, priekšrocības akcijas un uzkrāto peļņu.⁴ 2. līmeņa kapitālā ietilpst pārvērtēšanas rezerves, slēptās rezerves, hibrīdu instrumenti un subordinācijas parādi. Rādītāji atspoguļo vislikvīdākā kapitāla un riska svērto aktīvu attiecību, kas izteikta procentos. Aktīvu riska svēršana ir aktīvu aprēķināšanas metode – banku aktīviem atbilstoši riska pakāpei tiek piemērots koeficients. Piemēram, naudas krājumiem, kas ir bezriskā aktīvs, šis koeficients ir 0, hipotekārajam kredītam tas varētu būt 0,7, taču kredītiem,

¹ Basel Committee on Banking Supervision, *Basel III leverage ratio framework and disclosure requirements*. Bank for International Settlements, 2014. 1 p.

² Turpat

³ Basel Committee on Banking Supervision, *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems*. Bank for International Settlements, 2011. 11 – 12 p.

⁴ Bank for International Settlements, *Instruments eligible for inclusion in Tier 1 capital*. Pieejams: <http://www.bis.org/press/p981027.htm> (skatīts 20.04.2015.)

kas izsniegti patēriņam vai firmām un uzskatāmi par riskantiem, šis koeficients pārsniegtu 1. Visbiežāk riska svērtie aktīvi ir mazāki par kopējiem aktīviem. Šos kapitāla pietiekamības rādītājus izmanto ar nolūku noskaidrot, cik procentuāli lielus zaudējumus banka var piedzīvot pirms bankrota iestāšanās. Atsaucoties uz tabulu 1.1. un *Basel III* nosacījumiem, 2013. gadā šis rādītājs bija jāuztur virs 4,5% atzīmes, 2014. gadā virs 5,5% atzīmes, bet no 2015. gada virs 6% atzīmes.¹

Kā papildinājumu kapitāla pietiekamības rādītājam, izmanto arī finanšu sviras rādītāju. Šo rādītāju aprēķina pēc formulas:

$$\text{finanšu svira} = \frac{\text{1. līmeņa kapitāls}}{\text{kopējie konsolidētie aktīvi}} \quad [1.3.]^2$$

Vadoties pēc *Basel III* norādījumiem, šim rādītājam ir noteikts 3% minimālais līmenis laikā posmā no 2013. – 2017. gadam. Attiecīgi nepieciešamības gadījumā šis rādītājs var tik koriģēts, tas atspoguļo 1. līmeņa kapitāla un kopējo konsolidēto aktīvu attiecību, kura izteikta procentos, tas būtībā norāda to, cik liela daļa no bankas darbības tiek finansēta ar pašu līdzekļiem. Finanšu sviru izmanto gadījumiem, kad bankas saviem aktīviem neadekvāti piešķir riska svarus, kas, savukārt, rada neuzticību kapitāla pietiekamības rādītājiem. Šādā gadījumā banku saistības iespējams novērtēt ar finanšu sviras rādītāju. Rādītājam palielinoties, banku aktīvi, kuri tiek finansēti ar pašu kapitālu pieaug, kas samazina bankas risku, taču, tajā pašā laikā, samazina pašu kapitāla atdevi. Šādā situācijā visbiežāk, lai saglabātu akcionāriem pieņemamu kapitāla atdevi, kredītu procentu likmes tiek palielinātas.³

Saistību apjomu nosaka kapitāla pietiekamības, 1. līmeņa kapitāla un finanšu sviras rādītāji, tomēr ņemot vērā to, ka finanšu sviras rādītājam ir tikai papildinošs raksturs, tas tiks ieviests tikai sākot ar 2019. gadu un rādītājs netiek iekļauts citu pētnieku ekonometriskās modelēšanas procesā, tad kā galvenais rādītājs, kas raksturo banku saistību apjomu, tiek pieņemts kapitāla pietiekamības un 1. līmeņa kapitāla rādītājs, bet finanšu sviras rādītājs darbā tiek izmantots kā papildinošs indikators, kas ekonometriskās modelēšanas procesā tiks izmantots rezultātu salīdzināšanai.

¹ Basel Committee on Banking Supervision, *Basel III phase-in arrangements*. Bank for International Settlements. Pieejams: http://www.bis.org/bcbs/basel3/basel3_phase_in_arrangements.pdf (skatīts 20.04.2015.)

² Basel Committee on Banking Supervision, *Basel III leverage ratio framework and disclosure requirements*. Bank for International Settlements, 2014. 1 p.

³ Kudinska M. *Financial leverage of commercial banks: the case of Baltic countries*. Journal of Business Management. Nr. 6, 2012, 107 – 108 p.

1.3. BANKU SAISTĪBU LĪMEŅA SAMAZINĀŠANĀS IETEKME UZ

TAUTSAIMNIECĪBU

Kopš *Basel III* nosacījumu pakāpeniskas ieviešanas, pētnieki ir pievērsuši pastiprinātu uzmanību regulu iespējamai makroekonomiskajai ietekmei.

Lai atbildētu uz iepriekš minēto jautājumu, BIS izveidoja vairākas darba grupas – viena no tām bija BIS Monetārais un Ekonomikas departaments. Viens no jautājumiem, uz kuru darba grupa centās sniegt atbildi ir – kā augstāki kapitāla pietiekamības un likviditātes rādītāji ietekmēs ilgtermiņa ekonomisko izaugsmi? Pētījumā tika pielietoti DSGE un VECM modeļi izmantojot datus par laika posmu no 1986. – 2007. gadam par ASV, Japānas, Apvienotās Karalistes, Itālijas, Kanādas un eirozonas valstīm. Pētījumā tika izdarīti secinājumi, ka augstāki kapitāla pietiekamības rādītāji rada negatīvu iespaidu uz ekonomisko izaugsmi.¹

Būtisku ieguldījumu jautājuma pētniecībā ir izdarījis arī Starptautiskais Finanšu Institūts (IIF), kas, pielietojot reducētas formas un SEM modeļus, izmantojot datus par laika posmu no 1992. – 2009. gadam, analizēja ASV, eirozonas, Apvienotās Karalistes, Japānas un Šveices makroekonomisko reakciju uz pastiprinātiem banku regulējošiem nosacījumiem. Reducētās formas makroekonomiskais modelis izveidots līmeņos, sākot ar banku sektoru, kas palīdz noteikt izsniegto kredītu apjoma veidošanās struktūru un tā noteicošos faktoros. Kad tiek izveidoti nosacījumi izsniegto kredītu apjomam, mainīgais tiek ievietots makroekonomiskajā modelī kopā ar sekojošajiem rādītājiem: nominālais IKP, reālais IKP, potenciālā un faktiskā IKP starpība, nodarbinātība. Tiek modelēti divi scenāriji – bāzes scenārijs, kas raksturo ekonomiskās tendences bez jauno nosacījumu ieviešanas un scenārijs ar regulējošo reformu ieviešanu. Scenārijos atspoguļoto rādītāju starpība nosaka banku regulējošo nosacījumu ietekmi uz modelī ietvertajiem mainīgajiem. Modeļa rezultāti norāda uz to, ka jaunie nosacījumi radīs negatīvu efektu uz izlaidi un nodarbinātību. Vēlāk IIF analizēja situāciju izmantojot modificētu SEM modeli. Konkrēto modeli izstrādājis NIESR, un tas ietver sevī informāciju par vairāk nekā 5000 rādītājiem un datus par aptuveni 60 valstīm. Iegūtie rezultāti ir līdzīgi kā reducētās formas modelim – tie abi paredz negatīvu ietekmi uz izlaidi un nodarbinātību, tomēr SEM norāda, ka negatīvās ekonomiskās sekas būs ievērojami apjomīgākas.²

Līdzīgu pētījumu par jauno regulu ietekmi uz ekonomisko izaugsmi ir veikusi arī Eiropas Komisija, kurā izmantots tās izstrādāts globālais makroekonomiskais DSGE modelis

¹ BIS Monetary and Economic Department. *Basel III: Long-term impact on economic performance and fluctuations*. Bank for International Settlements, 2011, 1 – 20 p.

² IIF, *The Cumulative Impact on the Global Economy of Changes in the Financial Regulatory Framework*, IIF, 2011, 1 – 86 p

ar nosaukumu QUEST. Pētījuma rezultāti sakrīt ar iepriekš aplūkotajiem – pastiprinātu banku regulējošie nosacījumi rada negatīvu efektu uz ekonomisko izaugsmi. Viena no būtiskākajām pētījuma atziņām ir, ka jauno nosacījumu ieviešana eirozonas valstīs ietekmēs ievērojami vairāk, jo uzņēmumi un mājsaimniecības ir vairāk atkarīgas no finanšu sektora resursiem nekā citi pasaules reģioni.¹

Arī neatkarīgie pētnieki ir centušies noskaidrot, kā *Basel III* regulas ietekmēs makroekonomiskos rādītājus. Piemēram, L. Gambacorta (Gambacorta, 2011) savā 2011. gada publikācijā centās noskaidrot banku kapitāla un likviditātes rādītāju ilgtermiņa ietekmi uz ekonomisko aktivitāti. Pētījumā izmantoti dati par ASV rādītājiem laika posmā no 1994. – 2008. gadam. Lai veiksmīgi izdarītu šādu novērtējumu, tika pielietots vektoru kļūdu korekcijas modelis jeb VECM, kurā ietverta informācija par procentu likmes, izsniegto kredītu, IKP un banku rentabilitātes rādītājiem. Ilgtermiņa sakarības tiek novērtētas, izmantojot Johansena izstrādāto metodoloģiju. Kopumā tika novērtētas četras kointegrācijas jeb ilgtermiņa sakarības. Rezultātā tika secināts, ka jaunie regulējošie mehānismi atstāj nelielu ietekmi uz ekonomisko aktivitāti un ieguvumi no regulu ieviešanas būs daudzārt ievērojamāki nekā zaudējumi.²

Tabulā 1.2. atspoguļoti būtiskāko empīrisko pētījumu rezultāti saistībā ar kapitāla pietiekamības rādītāja ilgtermiņa makroekonomisko ietekmi. Visbiežāk zinātniskajā literatūrā novērojams DSGE vai tam radniecīgu modeļu pielietojums, tomēr arī reducētas formas modeļi zinātnieku aprindās tiek pielietoti salīdzinoši bieži. Visos pētījumos iegūtie rezultāti viennozīmīgi liecina par to, ka jaunie banku regulējošie nosacījumi negatīvi ietekmēs makroekonomiskos rādītājus, tomēr efektu apjomi atšķiras, kā arī šie rezultāti nav absolūti salīdzināmi, jo atšķiras modelētās kapitāla pietiekamības rādītāja izmaiņas no sākotnējās vērtības. Neskatoties uz to, ka *Basel III* regulējošie nosacījumi nosaka arī finanšu sviras rādītāja apjomu, empīriskajā literatūrā nav sastopamu darbu, kuru analīzes procesā tiek pielietots šis rādītājs. Pētījumos netiek arī apskatīti citi tautsaimniecības attīstībai būtiski rādītāji, kā cenu līmenis un nodarbinātība, atsevišķos pētījumos papildu IKP izmaiņām tiek analizētas arī procentu likmju un investīciju izmaiņas

¹ Roeger W. *The transition and long run effects of increased capital and liquidity requirements*. European Commission, 2010, 1 - 30 p.

² Gambacorta L. *Do Bank Capital and Liquidity Affect Real Economic Activity in the Long Run? A VECM Analysis for the US*. Economic Notes, 2011, 82 – 83 p.

Kapitāla pietiekamības rādītāja ilgtermiņa makroekonomiskā ietekme¹

Publikācija	Modelis	Reģions, periods	Rezultāti ²
Roeger ³	DSGE	Eirozona (1981Q1 – 2010Q1)	IKP -0,36, kredītu apjoms -0,19 (1 pp)
Roger S., Vlček J. ⁴	DSGE	Eirozona, ASV (1975Q1 – 2011Q1)	Eirozona: IKP -0,15 ASV: IKP -0,20 (2 pp)
Schanz J. ⁵	DSGE	Apvienotā Karaliste (1988Q1 – 2010Q1)	IKP -0,04 (1 pp)
BIS MAG ⁶	DSGE, VAR	Globāls (1982Q2 - 2010Q1)	IKP -0,25, kredītu apjoms -1,11 (1 pp)
BIS Monetary and Economic Department ⁷	DSGE, VECM	Eirozona, ASV, Itālija, Japāna, Kanāda (1982Q1 – 2010Q4)	Vidējais efekts pa visiem reģioniem: IKP -0,20 (2 pp)
Slovik P., Courne de B. ⁸	OECD's New Global Model	Eirozona, ASV, Japāna (1985Q1 – 2010Q4)	Vidējais efekts pa visiem reģioniem: IKP -0,22 (1 pp)
Covas F., Driscoll J. C. ⁹	DSGE	ASV (1997Q1 – 2012Q3)	IKP -0,1 (6 pp)
IIF ¹⁰	SEM, Reducētas formas	ASV, Japāna, Eurozona (1985Q1 – 2010Q4)	Vidējais efekts pa visiem reģioniem: IKP -0,8
Gambacorta L. ¹¹	VECM	ASV (1994Q1 – 2008Q3)	IKP -0,19 (2 pp)

¹ Veidojis darba autors.

² Tabulā atspoguļotie rezultāti raksturo makroekonomisko rādītāju ilgtermiņa reakciju (%) uz kapitāla pietiekamības rādītāja pieaugumu (pp).

³ Roger, W. *The transition and long run effects of increased capital and liquidity requirements*. European Commission, 2010, 30 p.

⁴ Roger S., Vlček J. *Macroeconomic Costs of Higher Bank Capital and Liquidity Requirement*. IMF Working paper, 2011, 12 p.

⁵ Schantz J. *The long-term economic impact of higher capital levels*. Bank of England, 2010, 75 -76 p.

⁶ BIS Macroeconomic Assessment Group. *Assessing the macroeconomic impact of the transition to stronger capital and liquidity requirements*. Bank for International Settlements, 2010, 7 – 9 p.

⁷ BIS Monetary and Economic Department. *Basel III: Long-term impact on economic performance and fluctuations*. Bank for International Settlements, 2011, 12 – 13 p.

⁸ Slovik P., Courne de B. *Macroeconomic impact of Basel III*. OECD Economics Department, 2011, 9 - 10 p.

⁹ Covas F., Driscoll J. C. *Bank Liquidity and Capital Regulation in General Equilibrium*. Federal Reserve Board, 2014, 21 – 22 p.

¹⁰ IIF, *The Cumulative Impact on the Global Economy of Changes in the Financial Regulatory Framework*, IIF, 2011, 82 – 83 p.

¹¹ Gambacorta L. *Do Bank Capital and Liquidity Affect Real Economic Activity in the Long Run? A VECM Analysis for the US*. Economic Notes, 2011, 82 – 83 p.

Zinātniskajās publikācijās nav vienotu uzskatu un konkrētu pierādījumu par to, kura no modelēšanas metodoloģijām ir piemērotāka jautājuma analizēšanā, tāpēc ir svarīgi noskaidrot izplatītāko, tas ir, VAR un DSGE modeļu, stiprās un vājās puses, lai atrastu piemērotāko variantu konkrētā pētījuma mērķu sasniegšanai.

1.4. VAR UN DSGE MODEĻU RAKSTUROJUMS

VAR modeļu raksturojums

Pirms K. Sims (*Sims*) 1980. gadā izstrādāja vektoru autoregresijas jeb VAR modeļu metodoloģiju, ekonomisko pētījumu procesā ļoti plaši tika pielietoti simultāno vienādojumu modeļi.¹ Tajā laikā radās nepieciešamība modelēt makroekonomiskās laika rindas tā, lai tiktu raksturota mainīgo dinamiskā struktūra, un VAR modeļi tika radīti tieši šim nolūkam. VAR modeļos visbiežāk visi mainīgie tiek uzverti, kā *a priori* endogēni, tādejādi tiek atrisināti Simsa plaši kritizētie eksogenitātes nosacījumi, kuri strukturālajos modeļos tiek ieviesti pēc *ad hoc* principa bez pierādītiem pamatojumiem, kas izriet no ekonomikas teorijas. Ierobežojumi, tai skaitā eksogenitātes nosacījumi, var tikt ieviesti VAR modelī, izmantojot statistiskās metodes, piemēram, ar Greindžera cēlonības testu.

No VAR modeļu struktūras dabiski izriet to spēja prognozēt nākotnes tendences. Tekošās mainīgo vērtības tiek izskaidrotas ar sistēmā ietvertu mainīgo pagātnes vērtībām, kas, papildu iepriekš minētajai prognozēšanas spējai, sniedz iespēju veikt secinājumus par mainīgo savstarpējo mijiedarbību. Rezultātu interpretācijā izmanto impulsu reakcijas funkciju analīzi (*impulse response function analysis*), prognozēšanas kļūdu variācijas dekompozīciju (*forecast error variance decomposition*), vēsturiskās variācijas dekompozīciju (*historical decomposition*), prognozēšanas scenāriju analīzi (*forecast scenario analysis*).

Tradicionāli VAR modeļi ir paredzēti stacionārām laika rindām bez trendiem. Trendu raksturu iespējams ietvert modelī, pievienojot deterministiskus vai stohastiskus polinomus. 1980. gados tika atklāts, ka trendu esamība ekonomiskajos rādītājos ir būtiska analīzes procesā un, pateicoties Greindžera (Granger, 1981), Engla un Greindžera (Engle and Granger, 1987), Johansena (Johansen, 1995) ieguldītajam darbam tika, izstrādāta kointegrācijas koncepcija, kas ļauj šos trendus iekļaut VAR modeļos.^{2,3,4} Ja starp mainīgajiem novērojami līdzīgi trendi, tad ir iespējams atdalīt īstermiņa sakarību no ilgtermiņa sakarības, izmantojot

¹ Luetkepohl H. *Vector Autoregressive Models*. European University Institute, 2011, 6 p.

² Granger C. W. J. *Some properties of time series data and their use in econometric model specification*. Journal of Econometrics, 16 (1), 1981, 121 – 130 p.

³ Engle R. F., Granger C. W. J. *Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing*. Econometrica 55, 1987, 251 – 276 p.

⁴ Johansen S. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, 1995, 1 – 280 p.

iepriekš minēto kointegrācijas koncepciju. Šādos gadījumos pielieto vektoru kļūdu korekcijas modeļus jeb VECM, kas ietver sevī ne tikai tradicionālo VAR metodoloģiju, bet arī kointegrācijas sakarības.¹

Neskatoties uz to, ka VAR modeļi ir šķietami daudzpusīgi un efektīvi ekonomisko procesu izskaidrošanā un prognozēšanā, pētnieki ir spējuši identificēt vairākas nepilnības, kas saistītas ar VAR metodoloģiju. Pirmkārt, modeļos iespējams iekļaut ierobežotu informācijas jeb rādītāju apjomu, kas neobjektīvi atspoguļo faktisko ekonomisko situāciju. Rezultātā pastāv iespēja, ka būtiski mainīgie netiek iekļauti modelī. Ja modelī neietvertie mainīgie cieši korelē ar modelī ietvertajiem mainīgajiem, tad novērtētie koeficienti būs pārvērtēti vai otrādi, ja korelācija starp modelī iekļautajiem un neiekļautajiem mainīgajiem ir negatīva, tad koeficienti būs novērtēti mazāki nekā patiesībā.² Savā 2005. gada publikācijā B. Bernanke (Bernanke, 2005)³ piedāvā risinājumu iepriekš minētajām problēmām, apvienojot tradicionālo VAR metodoloģiju ar galveno komponentu analīzi (*principal components analysis*), kura arī pētnieka darbā tiek empīriski nodemonstrēta, izmantojot datus par ASV ekonomiku laika posmā no 1959. – 2001. gadam. Šādi modeļi tiek dēvēti par faktoru paplašinātiem vektoru autoregresijas modeļiem jeb FAVAR modeļiem. Neskatoties uz to, ka FAVAR modeļiem ir šķietami daudz priekšrocību (palielinātas brīvības pakāpes, impulsu reakcijas funkciju analīze ar lielu skaitu mainīgo), tam ir arī zināmi trūkumi. Modelī ietvertie faktori un līdz ar to arī visa sistēma nav skaidri un atbilstoši ekonomikas teorijai interpretējami tādēļ, ka, lai gan galveno komponentu analīzes rezultātā iegūtajiem faktoriem ir statistisks pamatojums, ekonomiskais skaidrojums tiem visbiežāk ir apšaubāms.

Otrkārt, modeļa interpretācija tiek būtiski ierobežota, jo impulsu reakcijas funkcijas, kuras visbiežāk tiek izmantotas rezultātu analīze, ir iespējams iegūt tikai no modelī ietvertajiem endogēnajiem mainīgajiem.

Treškārt, modeļa rezultāti ļoti bieži var būtiski atšķirties atkarībā no tā, kādi identifikācijas nosacījumi tiek pielietoti. Zinātniskajā literatūrā tiek piedāvātas vairākas VAR modeļu identifikācijas metodoloģijas. Visbiežāk pielietotā identifikācijas metode - Čoleskija (*Choleski*) īstermiņa ierobežojumi uz VAR reducētās formas kovariācijas matricu. Šajā gadījumā mainīgo secība ir būtiska, lai novērtētu strukturālas likumsakarības.^{4,5} Nedaudz jaunākos pētījumos modeļa identifikācijas procesā tiek piedāvāts ieviest kvalitatīvus

¹ Luetkepohl H. *Vector Autoregressive Models*. European University Institute, 2011, 6 – 8 p.

² Bernanke S., Boivin J., Elias P. *Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach*. England: The Quarterly Journal of Economics, 2005, 1 - 3 p.

³ Bernanke S., Boivin J., Elias P. *Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach*. England: The Quarterly Journal of Economics, 2005, 2 - 4 p.

⁴ Lutkepohl H., Poskitt D. *Estimating Orthogonal Impulse Responses via Vector Autoregressive Models*. *Econometric Theory*, 7 (4), 1991, 487 – 496 p.

⁵ Hamilton J. *Time Series Analysis*. New York: Princeton University Press, 1994, 524 – 537 p.

ierobežojumus vai koeficientu zīmju ierobežojumus.^{1,2} Līdzīgu pieeju savos darbos ir izmantojuši Filips Ljū (Liu, 2010)³ un Gerts Pīrsmans ar Rolandu Straubu (Peersman and Straub, 2004)⁴.

No iepriekš apkopotās empīriskās un zinātniskās literatūras izriet, ka VAR modeļi ir ļoti daudzpusīgi un precīzi instrumenti ekonomisko procesu analizēšanai, tomēr, atkarībā no sekundāro datu rakstura un pētāmās problēmas mērķa, ir jāizvēlas atbilstoša VAR modeļa specifikācija, lai nonāktu pie pēc iespējas precīzākiem un skaidrākiem rezultātiem.

DSGE modeļu raksturojums

Pēdējo gadu laikā monetārās politikas veidošanas procesā atbildīgās institūcijas ievēro caurspīdīguma principu – monetārās politikas lēmumu pieņemšanas process tiek formāli aprakstīts un publiskots. Par iemeslu tam ir moderno analītisko rīku un ekonometriskās metodoloģijas attīstība. Viens no šādiem attīstības piemēriem ir dinamiskie stohastiskā vispārējā līdzsvara jeb DSGE modeļi.⁵

Faktiski visi dinamiskie stohastiskā vispārējā līdzsvara modeļi, kurus izmanto ekonomiskajos pētījumos, ir balstīti uz trim savstarpēji saistītiem blokiem: pieprasījuma bloks, piedāvājuma bloks un monetārās politikas vienādojums. Formāli, vienādojumi, kas nosaka šos trīs blokus, tiek balstīti uz mikroekonomikas pamatprincipiem, tiek izdarīti arī ļoti kategoriski pieņēmumi par galvenajiem ekonomikas dalībniekiem – mājsaimniecībām, uzņēmumiem un valdību. Šie ekonomikas dalībnieki jeb aģenti savā starpā mijiedarbojas un rada situāciju ekonomikā, kurā tiek sasniegts pieprasījuma un piedāvājuma līdzsvars (vispārējais līdzsvars).⁶

¹ Faust J. *The Robustness of Identified VAR. Conclusions about Money*, International Finance Discussion Paper No. 610, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998, 7 – 15 p.

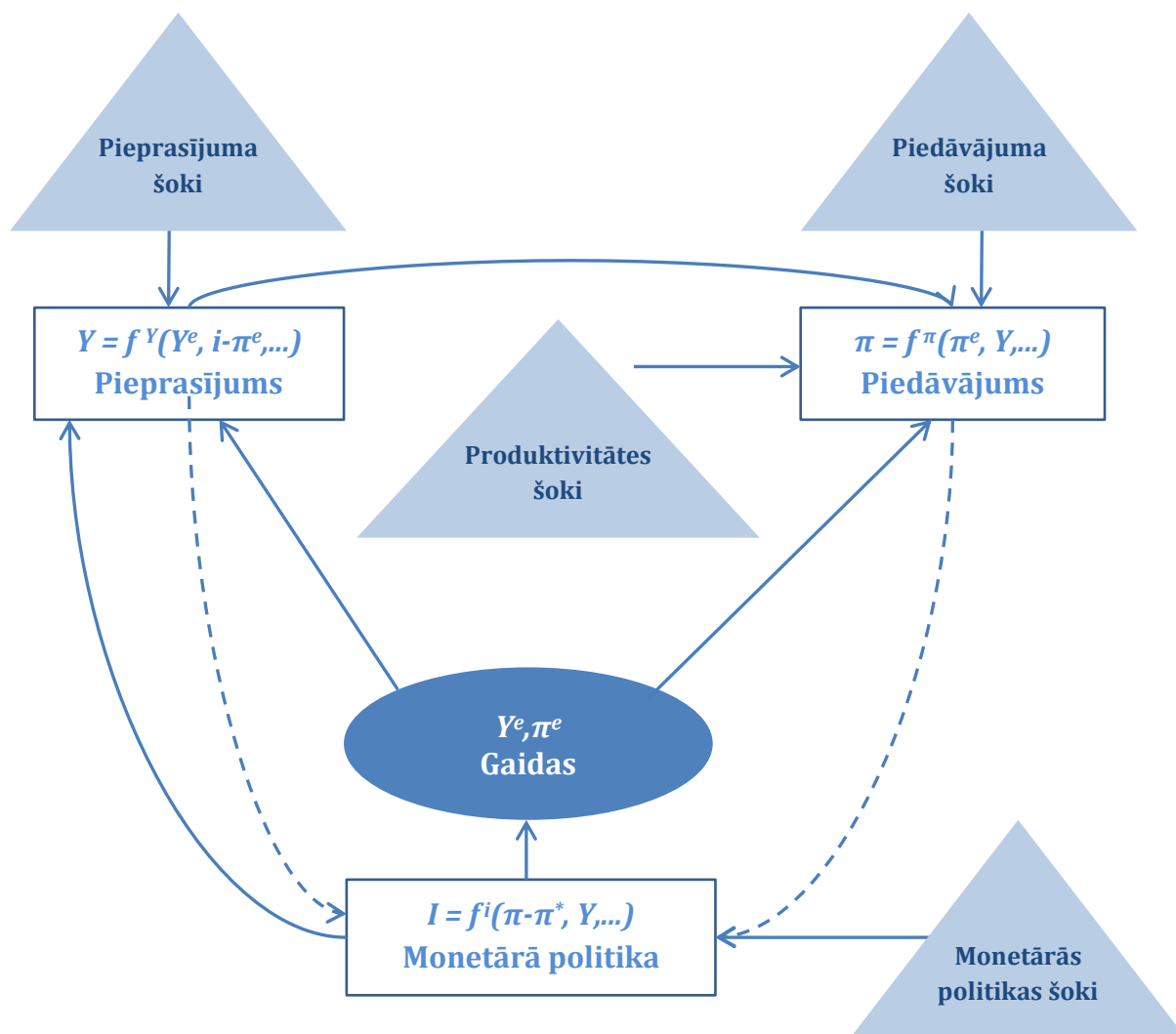
² Canova F., De Nicolo G. *Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7*. Journal of Monetary Economics, 49 (1), 2000, 131 – 159 p.

³ Liu P. *The Effects of International Shocks on Australia's Business Cycle*. Economic Record, 86 (275), 2010, 486 – 503 p.

⁴ Peersman G., Straub, R. *Technology Shocks and Robust Sign Restrictions in Euro Area SVAR*. International Economic Review, 50 (3), 2004, 727 – 750 p.

⁵ Sbordone A. M., Tambalotti, A., Rao K., Walsh K. *Policy Analysis using DSGE Models: an Introduction*. Economic Policy Review, 16 (2), 2010, 23 – 43 p.

⁶ Turpat



1.2.att. DSGE modeļu pamatstruktūra¹

Izmantojot pieprasījuma un piedāvājuma blokus, tiek noteikta izlaide un cenu līmenis, kas ir faktori monetārās politikas funkcijā. Šis process 1.2. attēlā tiek raksturots ar pārtrauktām līnijām. Funkcija nosaka to, pēc kāda principa centrālās bankas nosaka nominālas procentu likmes (visbiežāk, vadoties pēc inflācijas un reālās ekonomiskās aktivitātes). Centrālās bankas pārlietu straujas ekonomiskās aktivitātes periodos var palielināt īstermiņa procentu likmes un pretēji – samazināt īstermiņa procentu likmes gadījums, kad novērotā ekonomiskā aktivitāte ir pārlietu zema. Monetārās politikas nosacījumi līdz ar to noslēdz modeļa ciklu, kurā tiek aprakstīta trīs endogēno mainīgo mijiedarbība.²

1.2. att. parādītā shēma raksturo ekonomisko aģentu gaidu mijiedarbību un nozīmību ekonomikā. Gaidu dinamisko saistību ar pārējiem blokiem raksturo nepārtrauktās bultas.

¹ Sbordone A. M., Tambalotti A., Rao K., Walsh K. *Policy Analysis using DSGE Models: an Introduction*. Economic Policy Review, 16 (2), 23 – 43 p.

² Turpat

Redzams, ka monetārai politikai ir ļoti būtiska loma ekonomisko aģentu gaidu veidošanā, tieši tāpēc finanšu tirgus dalībnieki aktīvi seko līdzi centrālo banku paziņojumiem, atskaitēm un ziņojumiem. Pēdējā komponente, kas raksturo modeli, ir tā stohastiskās īpatnības. Katrā periodā eksogēni šoki rada līdzsvara perturbācijas, nenoteiktību ekonomikā, kā rezultātā ekonomikā notiek svārstības (šoki 1.2. attēlā redzami kā trijstūri).¹

Protams, iepriekš raksturotā modeļa struktūra ir ļoti vienkāršota, un ekonomisko pētījumu un monetārās politikas veidošanas procesā tiek analizēta nevis trīs endogeno mainīgo mijiedarbība, bet gan desmitiem un pat simtiem, kā arī modeļi tiek raksturotas vairākas ekonomisko aģentu grupas (firmas, mājsaimniecības, valstis, kapitāla preču ražotāji, bankas un citas).² Šie papildu endogēnie mainīgie jeb bloki visbiežāk raksturo darba tirgu, finanšu tirgu, naudas apjomu apgrozībā un citus tautsaimniecībai svarīgus sektorus. Lai pētniecības procesā būtu iespējams analizēt banku saistību līmeņa ietekmi uz tautsaimniecību, vienkāršā DSGE modeļa struktūra būtu jāpaplašina pievienojot finanšu sektora bloku. Šāda pieeja izmantota virknē zinātnisko pētījumu.^{3,4,5}

Tradicionālie ekonometriskie modeļi ļoti bieži ir pakļauti Lūkasa kritikai (*Lucas critique*) – nav iespējams paredzēt nākotnes makroekonomiskās tendences, izmantojot agregētus datus par pagātnes notikumiem.⁶ Ņemot vērā to, ka DSGE modeļi tiek balstīti uz mikroekonomiskiem pamatprincipiem un datiem, Lūkasa kritika nav pamatota, turklāt šie mikroekonomiskie pamatprincipi raksturo modeļi ietvertu ekonomisko aģentu preferences, kas ļauj novērtēt to, kā izmaiņas monetārajā politikā ietekmēs modeļa dalībnieku labklājības līmeni.^{7,8}

DSGE modeļi zinātnieku aprindās tiek bieži arī kritizēti. Vilems Buiters (*Willem Buiter*) savu kritiku pamato ar DSGE modeļos plaši pielietoto pieņēmumu, ka finanšu tirgi vienmēr atrodas līdzsvarā un ka modeļos netiek iekļautas darījumu izmaksas, kā arī modeļi

¹ Sbordone A. M., Tambalotti A., Rao K., Walsh K. *Policy Analysis using DSGE Models: an Introduction*. Economic Policy Review, 16 (2), 23 – 43 p.

² Turpat

³ Gerali A., Neri, S., Sessa L., Signoretti F. M. Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit & Banking*, 42 (1), 2010, 107 – 141 p.

⁴ Gambacorta L., Signoretti F. M. *Should Monetary Policy Lean Against the Wind?: An analysis based on a DSGE model with banking*. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 43, 2014, 146 – 173 p.

⁵ Wickens M. R. *A DSGE Model of Banks Intermediation and Default Risk*. Centre of Economic Policy Discussion Paper, 2010, 8 -19 p.

⁶ Lucas R. E. *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. *Journal: Cernegie-rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 1976, 19 – 46 p.

⁷ Tovar C. E. *DSGE Models and Central Banks*. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 3, 2009, 1 – 31 p.

⁸ Woodford M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, 2003, 1 – 55 p.

nav spējīgi izskaidrot nelineārās ekonomiskās tendences.¹ Asu kritiku izteicis arī jauno keinsistu (*new keynesian*) ekonomists G. Menkivs (*Gregory Mankiw*) apgalvojot, ka šādai makroekonomikas pētniecībai nav bijuši cerētie rezultāti un ietekme ekonomikas politikas veidošanā.² Arī R. Solovs (*Robert Solow*) oponē DSGE modeļu pielietošanai, argumentējot, ka modelī atspoguļotie aģenti ir pārlietu homogēni un pielāgojas izmaiņām ekonomikā racionālā un konsekventā veidā, kas neatspoguļo ekonomikas dalībnieku patieso rīcību.³ Ir virkne zinātnisko publikāciju, kas DSGE modeļus kritizē un piedāvā ļoti izsmeļošus argumentus un pamatojumus.^{4,5,6}

Ņemot vērā DSGE modeļu diskusiju raksturu zinātniskajā literatūrā, pētnieku skepsi, kas saistīta ar konkrēto modeļu veidu, ierobežotajiem mikrodatiem par Latvijas tautsaimniecību, kas nepieciešami DSGE modeļu veidošanā, darba autors, lai sasniegtu izvirzītos mērķus, pielietos VAR modeļus, precīzāk, VECM modeļus, tādā veidā novērtējot ne tikai īstermiņa sakarības starp rādītājiem, bet arī ilgtermiņa.

Kopsavilkums

Basel III regulējošie nosacījumi paredz palielināt un izmainīt ne tikai jau eksistējošo rādītāju normatīvus (1. līmeņa pamatkapitāls, 1. līmeņa kapitāls, kapitāla pietiekamības rādītājs) un to struktūru, bet arī jaunu rādītāju ieviešanu (finanšu svira, precikliskais kapitāla buferis, kapitāla saglabāšanas rezerves) un aktīvu kontrolēšanu, tādējādi padarot banku kontroli daudz efektīvāku, vieglāku un caurspīdīgāku. Jaunās regulas veicinās banku un finanšu sektora stabilitāti, kas atspoguļosies arī reālajā sektorā.

Basel III regulu ieviešanas sekas ir pētījuši virkne starptautisku institūciju un neatkarīgo zinātnieku, tomēr Latvijas mērogā nozīmīgu pētījumu saistībā ar kapitāla regulējošo rādītāju izmaiņām nav veikti. Visi darbā apskatītie pētījumi liecina par negatīviem efektiem uz

¹ Buiter W. *The unfortunate uselessness of most „state of the art”academic monetary economics*. Financial Times, 2009, Pieejams: <http://blogs.ft.com/maverecon/2009/03/the-unfortunate-uselessness-of-most-state-of-the-art-academic-monetary-economics/#axzz3ZOplCoJc> (skatīts 30.04.2015.)

² Mankiw N. G. *The Macroeconomist as Scientist and Engineer*. The Journal of Economic Perspectives, 20 (4), 2006, 29 – 46 p.

³ Solow R. *Building a Science of Economics for the Real World*. House Committee on Science and Technology (Subcommittee on Investigations and Oversight), 2010, Pieejams: https://web.archive.org/web/20110204034313/http://democrats.science.house.gov/Media/file/Commdocs/hearing_s/2010/Oversight/20july/Solow_Testimony.pdf (skatīts 30.04.2015.)

⁴ Kocherlakota N. *Modern Macroeconomic Models as Tools for Economic Policy*. Banking and Policy Issues Magazine, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2010, Pieejams: <https://www.minneapolisfed.org/publications/the-region/modern-macroeconomic-models-as-tools-for-economic-policy> (skatīts 30.04.2015.)

⁵ Chari V. V., Kehoe P. J., McGrattan E. R. *New Keynesian Models: Not yet useful for policy analysis*. American Economic Journal: Macroeconomics 1, 2009, 242 – 266 p.

⁶ Colander D., Howitt P., Kirman A., Leijonhufvud A., Mehrling P. *Beyond DSGE Models: Towards an Empirically-Based Macroeconomics*. Discussion paper for the 2008 American Economics Association Meetings, 2008, Pieejams: https://www.aeaweb.org/annual_mtg_papers/2008/2008_545.pdf (skatīts 30.04.2015.)

makroekonomiskajiem rādītājiem, tomēr novērotie efekti būtiski atšķiras apjomos, kam par pamatu ir atšķirības izmantotajā metodoloģijā, modelētajos scenārijos.

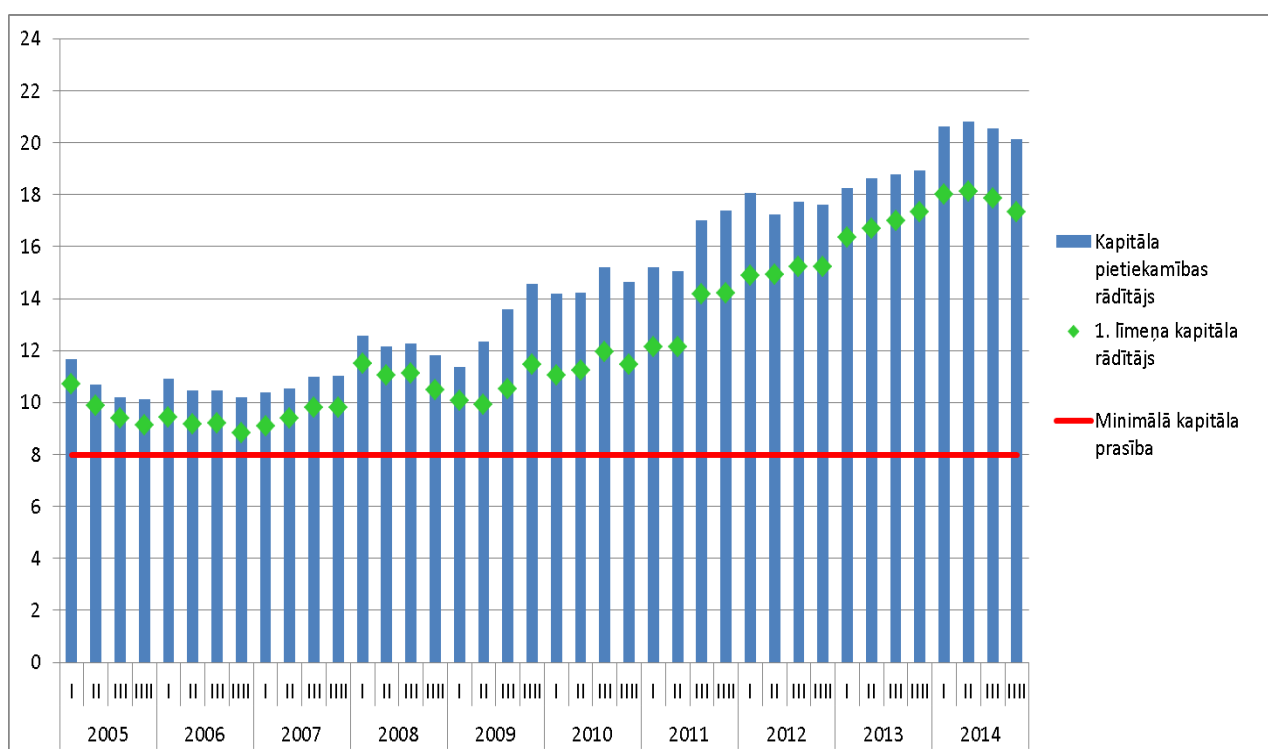
Lai veiksmīgi novērtētu *Basel III* regulu iespējamus efektus, pētnieki visbiežāk pielieto divus ekonometrisko modeļu veidus – VAR un DSGE. Lai gan pēdējo gadu laikā DSGE modeļi tiek arvien plašāk pielietoti ekonomikas politikas veidošanas procesā, tie ir plaši kritizēti modeļos iekļauto pieņēmumu dēļ, tāpēc pētījuma turpmākajiem nolūkiem tiks pielietoti VAR modeļi un VECM modeļi, kuru veidošanas procesā viennozīmīgi pieņēmumi nav jāievieš.

2. METODOLOĢIJAS UN DATU RAKSTUROJUMS

2.1. LATVIJAS BANKU SAISTĪBU LĪMEŅA UN MAKROEKONOMISKO

RĀDĪTĀJU DINAMIKA

Pirms modelēšanas procesa uzsākšanas ir būtiski noskaidrot un raksturot galveno makroekonomisko un kapitāla rādītāju dinamiku pirms finanšu krīzes perioda, tās laikā un pēc krīzes periodā, kā arī noskaidrot iespējamās rādītāju kopsakarības.

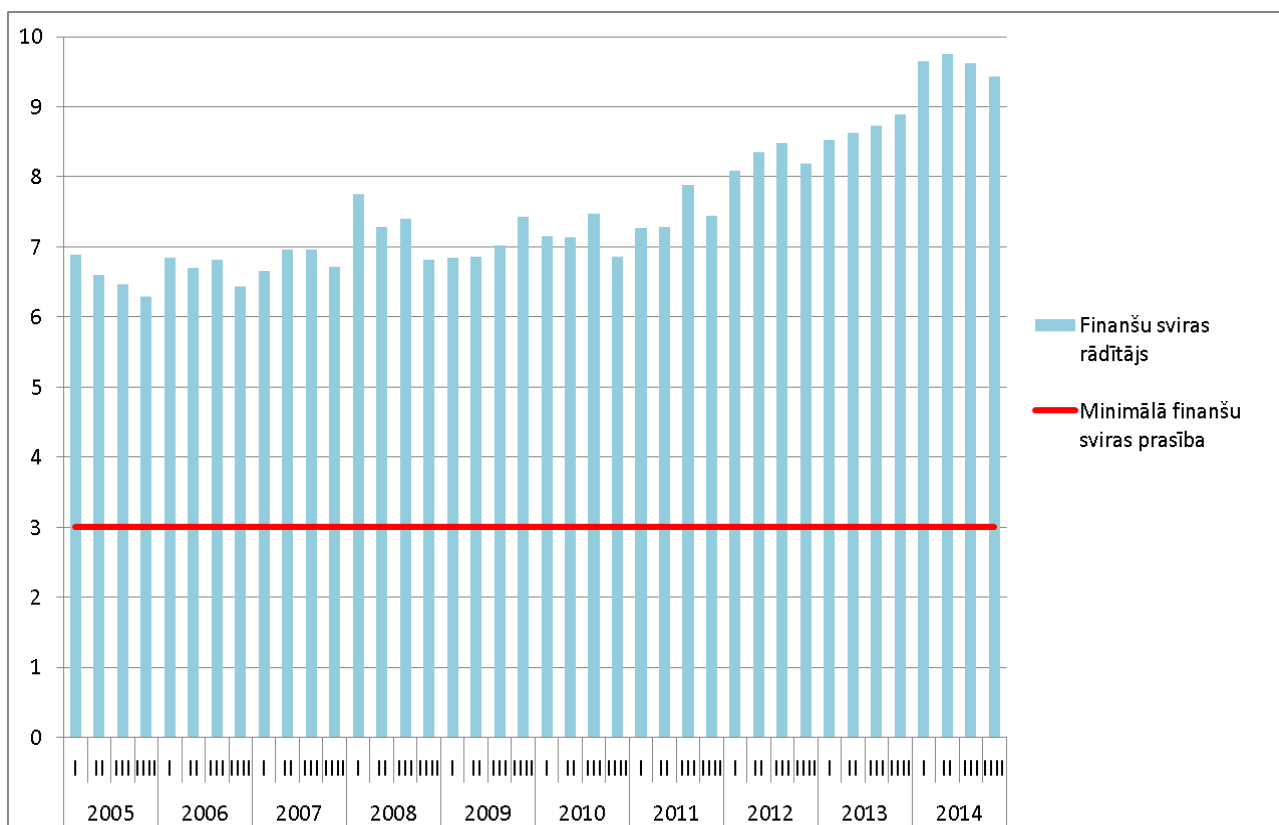


2.1. att. Kapitāla pietiekamības rādītāju dinamika Latvijā (2005. gada 1. cet. – 2014. gada 4. cet., %)¹

Attēlā 2.1. redzama kapitāla pietiekamības un 1. līmeņa kapitāla rādītāju dinamika attiecībā pret *Basel III* regulu noteiktajām minimālajām kapitāla prasībām laika posmā no 2005. gada 1. ceturksnim līdz 2014. gada 4. ceturksnim. Redzams, ka pārskata periodā Latvijas komercbankas ir veiksmīgi ievērojušas šobrīd spēkā esošās *Basel III* regulu noteiktās kapitāla pietiekamības prasības. Rādītājiem ir novērojamas cikliskas tendences, tas ir, stabilitātes un ekonomiskās izaugsmes periodos laika posmā no 2005. gada līdz 2009. gadam, kapitāla pietiekamības rādītāji tika uzturēti zemā līmenī, taču, sākot ar 2009. gadu jeb finanšu krīzes iestāšanos bankas, lai amortizētu pieaugošo zaudējumu negatīvo efektu, palielināja

¹ Veidojis darba autors izmantojot FKTK statistikas datus.

kapitāla apjomu. Kapitāla pietiekamības rādītāju tendence pieaugt turpinājās, pateicoties *Basel III* regulējošo mehānismu pakāpeniskai ieviešanai. Gan kapitāla pietiekamības, gan 1. līmeņa kapitāla rādītājs savu vēsturisko maksimumu sasniedza 2014. gada 2. ceturksnī. Šāda strauja pašu kapitāla pieauguma tendence skaidrojama komercbanku vēlmi laikus sagatavoties augstākiem regulējošiem nosacījumiem.

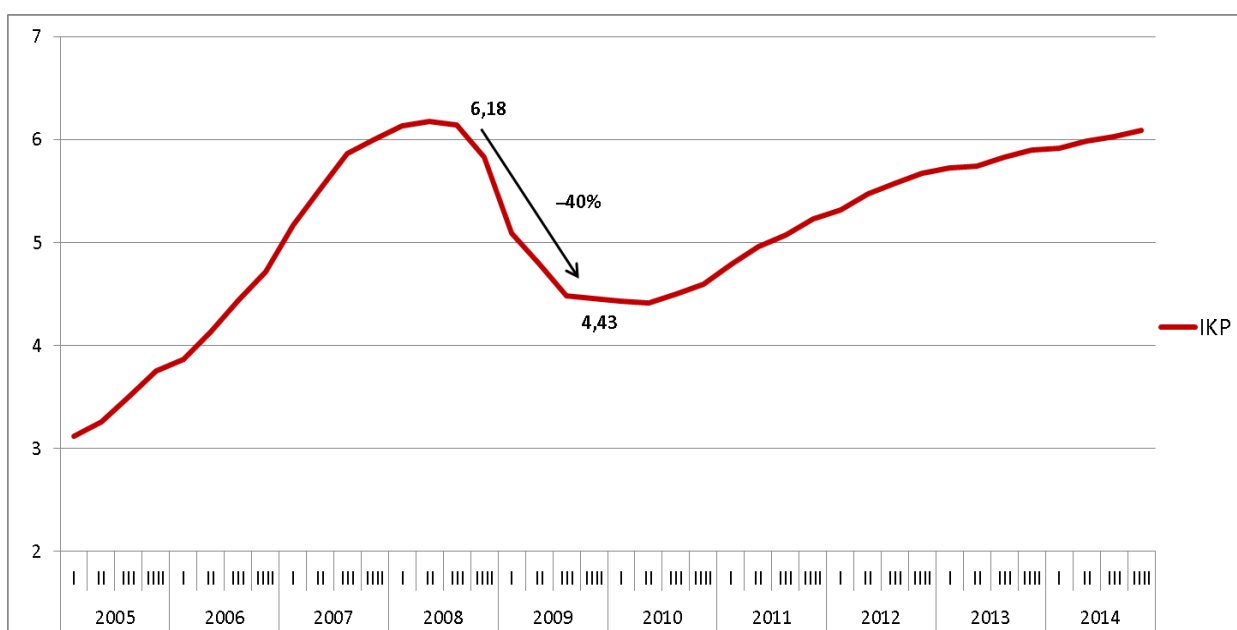


2.2. att. Finanšu sviras rādītāja dinamika Latvijā (2005. gada 1. cet. – 2014. gada 4. cet., %)¹

Attēlā 2.2. redzama finanšu sviras rādītāja dinamika attiecībā pret *Basel III* minimālajām finanšu sviras prasībām laika posmā no 2005. gada 1. ceturkšņa līdz 2014. gada 4. ceturksnim. Finanšu sviras rādītājs netiek aprēķināts un publiskots, tāpēc, izmantojot FKTK datus, tiek izveidota jauna laika rinda. Atšķirībā no iepriekš aplūkotajiem rādītājiem, finanšu svirai nepiemīt izteiktas cikliskuma iezīmes, iespējams, šāda situācijas novērojama, jo finanšu sviras aprēķināšanā aktīviem netiek piemēroti sviri atkarība no riska pakāpes. Līdz ar to iespējams secināt, ka kapitāla pietiekamības rādītāja un 1. līmeņa kapitāla rādītāja zemie līmeņi pirmskrīzes periodos izskaidrojami ar banku tieksmi investēt darījumos ar augstāku riska pakāpi vai pateicoties tam, ka bankas aktīvu finansēšanā izmantoja ievērojami vairāk

¹ Veidots izmantojot FKTK statistikas datus un darba autora finanšu sviras aprēķinus.

piesaistītus līdzekļus. Jāatzīst, ka finanšu sviras rādītājs visos pārskata perioda posmos nenokrīt zemāk par 6% atzīmi neskatoties uz to, ka *Basel III* norādītais minimālais apjoms ir 3%. ASV federālo rezervju sistēmā uzskata, ka 3% atzīme ir pārāk zema, tāpēc astoņām sistemātiski svarīgākajām finanšu institūcijām minimālās finanšu sviras prasības ir 6%, taču parējām finanšu institūcijām 5%. Lai gan Latvijas komercbankas visos pārskata periodos izpildīja minimālos *Basel III* nosacījumus, tās nespēja pietiekoši veiksmīgi amortizēt radušos zaudējumus, kas norāda uz to, ka (1) nepieciešamajiem regulējošajiem nosacījumiem ir jābūt stingrākiem, (2) iespējams, konkrētie rādītāji nepatiesi atspoguļo patieso komercbanku saistību līmeni. Jāpiebilst, ka *Basel III* nosacījumi lielākoties tiek veidoti, lai kontrolētu finanšu sistēmas lielākas bankas, kuras ir atbildīgas par nestabilitātes radīšanu krīzes periodos, un, iespējams, salīdzinoši nelielo banku stingrā regulēšana ir nepamatota un kritizējama.



2.3. att. Latvijas IKP dinamika (2005. gada 1. cet. – 2014. gada 4. cet., faktiskajās cenās, miljardi EUR)¹

Jāpiebilst, ka Latvijas tautsaimniecība finanšu krīzes iespaidā pieredzēja vienu no vislielākajiem IKP kritumiem pasaulē. IKP dinamika un iepriekš minētais kritums pārskata periodā redzams attēlā 2.3. Laika posmā no 2008. gada 3. ceturksnim līdz 2010. gada 1. ceturksnim Latvija pieredzēja 40% IKP kritumu, kas liecina par to, ka Latvijas tautsaimniecība un tās izaugsmi lielā mērā ietekmē finanšu sistēmas stabilitāte. Īpaši ciešā finanšu sistēmas saistība ar Latvijas ekonomisko izaugsmi varētu būt pamatojums tam, ka *Basel III* plānotie regulējošie nosacījumi nav pietiekoši stingri, un atkārtota, neparedzēta šoka gadījumā, finanšu sistēmas reakcija vēl joprojām būtu neadekvāta. 2.3. attēlā redzams, ka pēdējo gadu laikā IKP ir tendence pieaugt, taču pieauguma temps pamazām samazinās, kam

¹ Veidojis darba autors izmantojot Eurostat datus

par iemeslu varētu būt piesardzīga banku kreditēšanas politika un nenoteiktība saistībā ar ES izaugsmi.^{1,2}

2.2. VAR UN VECM METODOLOĢIJA

Pētījumā izmantotā metodoloģija ir balstīta uz K. Simsa (Sims, 1980) 1980. gada publikāciju, kurā tiek plaši raksturota VAR metodoloģija. VAR metodoloģija tiek papildināta ar Engla un Greindžera (Engle and Granger, 1987) 1987. gada publikāciju, kas ļauj kointegrācijas sakarību apvienot ar vienkāršu VAR modeli. Rezultātā tiek iegūts VECM modelis, kas ļauj vienlaikus novērtēt gan īstermiņa, gan ilgtermiņa sakarības starp mainīgajiem. Līdzīgu metodoloģiju izmantojis L. Gambakorta (Gambacorta, 2011), kurš centās novērtēt kapitāla pietiekamības un likviditātes rādītāju izmaiņu ietekmi uz tautsaimniecību.^{3,4,5}

Sākotnēji K. Sims izstrādāja VAR kā metodi, kas ļauj novērtēt makroekonomisko rādītāju kopējo dinamiku, neizdarot kategoriskus pieņēmumus un ierobežojumus, tomēr, lai pielietotu noderīgas modeļa interpretācijas metodes, piemēram, impulsa reakcijas funkcijas un variācijas dekompozīciju, ir jāpielieto atsevišķi identifikācijas ierobežojumi. Visbiežāk šie ierobežojumi raksturo mainīgo dinamisko struktūru, piemēram, divu mainīgo sistēmā (x, y) tiek pielietots ierobežojums, ka x ietekmē y tikai ar novēlojumiem vai ka y neietekmē x ilgtermiņā.⁶

Vienkārša VAR sistēma satur m mainīgos, kurā katrs no tiem ir izteikts kā lineāra funkcija no savām un pārējo sistēmā ietvertu mainīgo $m-1$ novēlotajām vērtībām n un kļūdas koeficientu (modelī nepieciešamības gadījumā iespējams pievienot arī eksogēnos mainīgos, piemēram, fiktīvos mainīgos, kas raksturo sezonālītāti, trendu, krīzes punktus). Sistēma ar diviem endogenajiem (y, x) mainīgajiem attēlojama sekojoši:

$$y_t = \beta_{y0} + \beta_{yy1}y_{t-1} + \dots + \beta_{yyn}y_{t-n} + \beta_{yx1}x_{t-1} + \dots + \beta_{yxn}x_{t-n} + v_t^y \quad [2.1.]^7$$

$$x_t = \beta_{x0} + \beta_{xy1}y_{t-1} + \dots + \beta_{xyn}y_{t-n} + \beta_{xx1}x_{t-1} + \dots + \beta_{xxn}x_{t-n} + v_t^x$$

¹ Simpson Thacher and Bartlett LLP. *Federal Reserve Adopts Final U.S. Bank Capital Standards Under Basel III*. Memorandum, 2013. Pieejams: <http://www.stblaw.com/docs/default-source/cold-fusion-existing-content/publications/pub1628.pdf>

² Evans-Pritchard A. *S&P downgrades Baltic states' debt ratings*. The Telegraph, 2009. Pieejams: <http://www.telegraph.co.uk/finance/financialcrisis/6006322/SandP-downgrades-Baltic-states-debt-ratings.html>

³ Sims C. *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*, 48 (1), 1980, 1 – 48 p.

⁴ Granger C. W. J. *Some properties of time series data and their use in econometric model specification*. *Journal of Econometrics*, 16 (1), 121 – 130 p.

⁵ Gambacorta L. *Do Bank Capital and Liquidity Affect Real Economic Activity in the Long Run? A VECM Analysis for the US*. *Economic Notes*, 2011, 82 – 83 p.

⁶ Luetkepohl H. *Vector Autoregressive Models*. European University Institute, 2011, 1 - 6 p.

⁷ Turpat

Vienādojumā 2.1. izmantotie apzīmējumi, kā piemēram β_{xy_n} , atbilst x vienādojuma y mainīgā vērtība ar novēlojumu n . Sistēmai pievienojot papildu mainīgo z , būtu jāizveido trešais vienādojums mainīgajam z_t , kurš būtu izteikts ne tikai ar savām novēlotajām vērtībām, bet arī ar y_t un x_t novēlotajām vērtībām. Papildu tam, vienādojumi y_t un x_t jāpapildina ar z_t novēlotajām vērtībām. Būtiski ievērot, ka vienādojuma 2.1. labajā pusē nav iekļautas mainīgo tekošās vērtības, un, pieņemot, ka iekļauti mainīgie ir stacionāri, vienādojumu sistēmu iespējams noteikt izmantojot MKM. Sistēmai arī iespējams pievienot papildu eksogēnos mainīgos, šajā gadījumā papildu vienādojumu veidošana nav nepieciešama.¹

Kļūdu koeficienti (v_t^y, v_t^x), kas norādīti vienādojumā 2.1., pieņemot, ka izpildās MKM pieņēmums, ka kļūdu koeficientu summa ir 0, nav saistīti ar mainīgo pagātnes vērtībām. Šie kļūdu koeficienti raksturo negaidītas „inovācijas” jeb „šokus”. Visbiežāk šīs inovācijas savā starpā korelē, jo, piemēram, notiekot negaidītam šokam jeb v_t^y vērtībai mainoties, pastarpinātā veidā caur sistēmu efekts nonāks arī līdz v_t^x un otrādi.²

Gadījumos, kad sistēmā mainīgie ir kointegrēti, tiek pielietots VECM modelis. Divu mainīgo VECM attēlojams sekojoši:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \beta_{y0} + \beta_{y1}\Delta y_{t-1} + \dots + \beta_{yn}\Delta y_{t-n} + \gamma_{y1}\Delta x_{t-1} + \dots + \gamma_{yn}\Delta x_{t-n} \\ & - \lambda_y(y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-1}) + v_t^y \end{aligned} \quad [2.2.]^3$$

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & \beta_{x0} + \beta_{x1}\Delta y_{t-1} + \dots + \beta_{xn}\Delta y_{t-n} + \gamma_{x1}\Delta x_{t-1} + \dots + \gamma_{xn}\Delta x_{t-n} \\ & - \lambda_x(x_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{t-1}) + v_t^x \end{aligned}$$

Vienādojumā 2.2. ilgtermiņa kointegrācijas sakarību starp sistēmā atspoguļotajiem mainīgajiem raksturo sakarība $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t$ un parametri λ_y, λ_x ir kļūdas korekcijas koeficienti, kas norāda to, kā x un y reaģē uz izmaiņām no ilgtermiņa līdzsvara. Protams, arī šeit iespējams ieviest papildu endogenos mainīgos un eksogēnos mainīgos, taču pievienojot sistēmai papildu endogenos mainīgos pastāv iespējamība, ka novērojamas vairākas kointegrācijas sakarības. Piemēram, ja tiek izveidots VECM ar endogenajiem mainīgajiem x, y, z un ilgtermiņā tie tiecas uz līdzsvaru, tad $x_t = y_t, y_t = z_t$ (jeb arī $z_t = x_t$), kas norāda uz divām kointegrācijas sakarībām. Šādā gadījumā ekonomisko rādītāju ilgtermiņa mijiedarbības interpretācija ir apgrūtināta.⁴

VAR modeļa novērtēšanas sistematizēšanai, pētījuma gaitā tiek radīta modeļa izstrādes shēma, kura redzama attēlā 2.4., tādejādi modelēšanas procesā iespējams

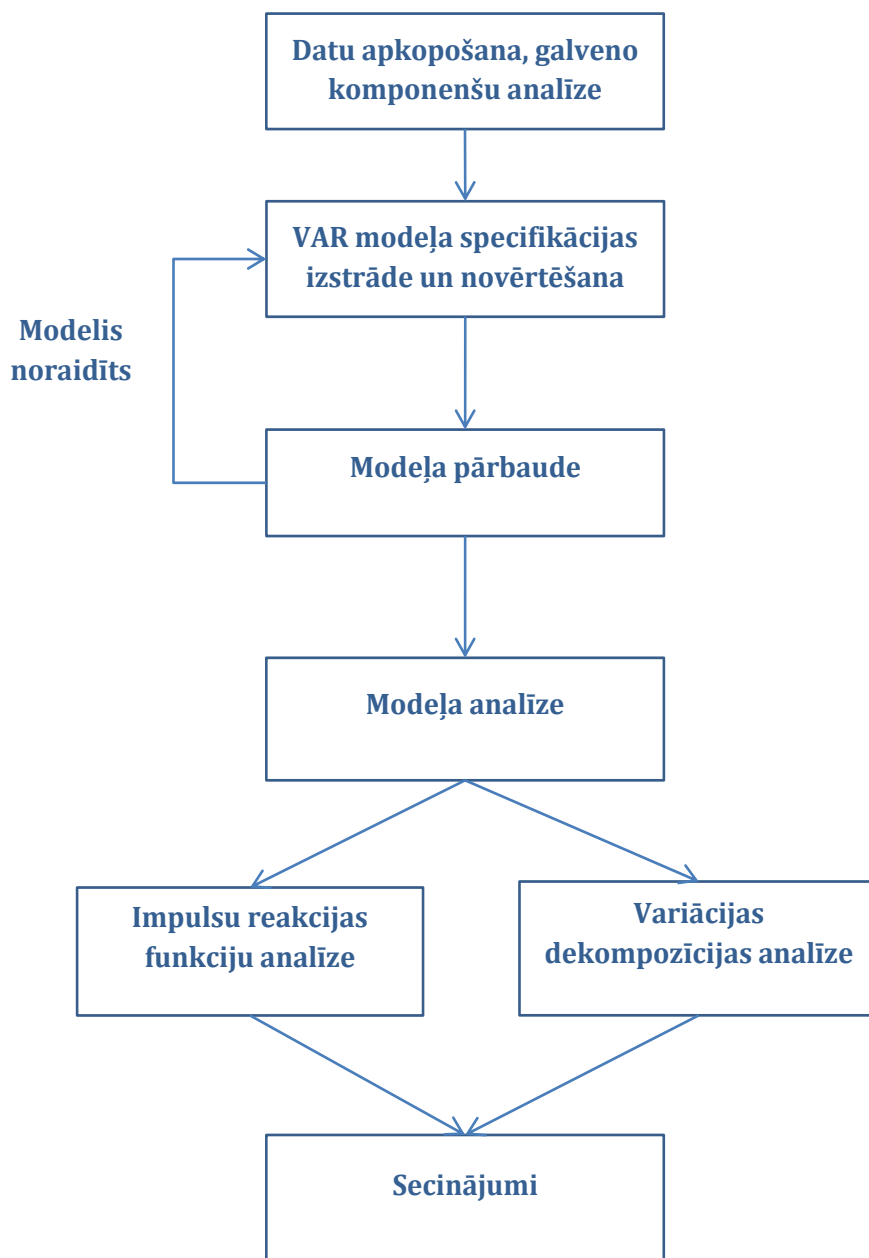
¹ Luetkepohl H. *Vector Autoregressive Models*. European University Institute, 2011, 1 - 6 p.

² Turpat

³ Turpat

⁴ Turpat

pārliecināties un kontrolēt to, ka visi analizēšanai izveidotie modeļi tiek pakļauti vienādiem testiem un kritērijiem. Lai veiksmīgi izstrādātu pieņemamu VAR modeli, izstrādes shēma tiek veidota no sekojošajiem procesa etapiem: (1) datu apkopošana, galveno komponentu analīze, (2) VAR modeļa specifiskācijas izstrāde un novērtēšana, (3) izstrādātā modeļa pārbaude, (4) modeļa strukturālā analīze, (5) impulsu reakcijas funkciju un variācijas dekompozīcijas analīze.



2.4. att. FAVAR modeļa izstrādes shēma¹

¹ Veidojis darba autors

Datu apkopšana un galveno komponentu analīze

Sākotnēji tiek apkopoti modelim nepieciešamie dati. Tad atlasītie makroekonomiskie dati tiek pakļauti galveno komponentu analīzei, kuras rezultātā iespējams noskaidrot daudzu laika rindu tendences ar ievērojami mazāku mainīgo skaitu. Šāda procedūra iespējama, veicot datu paneļa standartizēto vērtību kovariācijas vai variācijas matricas īpašvērtību dekompozīciju, kuras rezultātā iegūstamas attiecīgo faktoru vērtības. Jauno faktoru skaits vienmēr būs vienāds vai mazāks par sākotnējo mainīgo skaitu. Komponentes tiek veidotas pakāpeniski, tas ir, pirmā no izveidotajām komponentēm izskaidro lielāko daļu no variācijas datu masīva, bet nākošās arvien mazāku. Visbiežāk iegūtās komponentes ir ortogonālas jeb savā starpā nekorelē, tomēr izmantojot *Direct-Oblimin* matricu rotācijas metodi, iespējams iegūt faktoros ar savstarpēju korelāciju. Ņemot vērā to, ka ekonomiskie mainīgie visbiežāk ir savstarpēji saistīti un viens otru ietekmē, *Direct-Oblimin* matricu rotācija ir piemērots risinājums.¹

VAR modeļa specifiskācija un sākotnējo testu piemērošana

Modeļa specifiskācija lielākoties izriet no pētījuma mērķa un analizētās empīriskās un zinātniskās literatūras, respektīvi, pētījuma nolūkos tiek izstrādāts VECM, kas paredz to, ka mainīgajiem jābūt ar vienādu integrācijas kārtu, kas ir saistīts ar datu stacionaritātes testiem. Lai raksturotu datu stacionaritāti un noteiktu integrācijas kārtu, tiek pielietots paplašinātais Dikeja-Fullera (*Dickey-Fuller*) tests. Papildu tam tiek noteikts modelī nepieciešamo novēloto vērtību skaits izmantojot *Akaike* informācijas kritēriju. Šis informācijas kritērijs nosaka optimālo modeļa veidu, salīdzinot modeļus, kuros piemēroti mainīgie ar dažādiem novēlojumiem. Lai pētnieki nepārvērtētu savus modeļus, katrs papildu novēlojums piešķir „sodu”, līdz ar to tiek meklēts optimāls variants, ar kuru iespējams izskaidrot ekonomiskos procesus izmantojot pēc iespējas mazāku mainīgo skaitu. Papildu iepriekš minētajiem nosacījumiem ir nepieciešams noskaidrot, vai starp laika rindām pastāv kointegrācijas jeb ilgtermiņa sakarība.^{2,3}

Modeļa pārbaude

Lai izveidoto ekonometrisko modeļu rezultāti būtu uzskatāmi par pieņemamiem, tiek piemēroti seriālās korelācijas, heteroscedasticitātes un kļūdu normalitātes pārbaudes testi.

¹ Abdi H., Williams L. J. *Principal component analysis*. Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics, 2, 2010, 433 – 459 p.

² Said S. E., Dickey D. A. *Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order*. Biometrika, 71 (3), 1984, 599 – 607 p.

³ Akaike H., *A new look at the statistical model identification*. IEEE Transactions on Automatic Control, 19 (6), 1974, 716 – 723 p.

Seriālās korelācijas pārbaudei tiek pielietots Breuša-Godfreja (*Breusch-Godfrey*) Lagranža reizinātāja tests, heteroscedasticitātes pārbaudei tiek pielietots Vaita (*White*) tests.

Modeļa analīze

Modeļa analīze konkrētā pētījuma ietvaros iedalāma divās daļās: impulsu reakcijas funkciju analīzē un variācijas dekompozīcijas analīzē. Impulsu reakcijas funkcijas būtībā attēlo VAR modeli ietverto endogēno mainīgo reakciju uz VAR sistēmas šoku. Pateicoties VAR dinamiskajai struktūrai šoki uz individuālajiem vienādojumiem ietekmē ne tikai konkrēto atkarīgo mainīgo, bet arī pārējos sistēmā ietvertos mainīgos. Mainīgo reakcija uzskatāmībai attiecīgajos laika periodos tiek attēlota grafiski. Neskatoties uz to, ka ir vairākas iespējas kā novērtēt impulsu reakcijas funkcijas, par bāzes metodi tiek izvēlēta Čoleskija brīvības pakāpju korekcijas funkciju (*Choleski degrees of freedom adjustment*) pieeja, kurā būtisks ir mainīgo sakārtojums.

Modeļa analīzes otrajā daļā tiek pielietota variācijas dekompozīcijas metode, ar kuras palīdzību iespējams noskaidrot, cik lielu daļu no konkrētā sistēmas mainīgā iespējams izskaidrot ar pašā šokiem un cik lielu daļu ar pārējiem sistēmā iekļauto mainīgo šokiem. Šī mainīgo kopsakarība tālāk tiek grafiski attēlotā laikā.

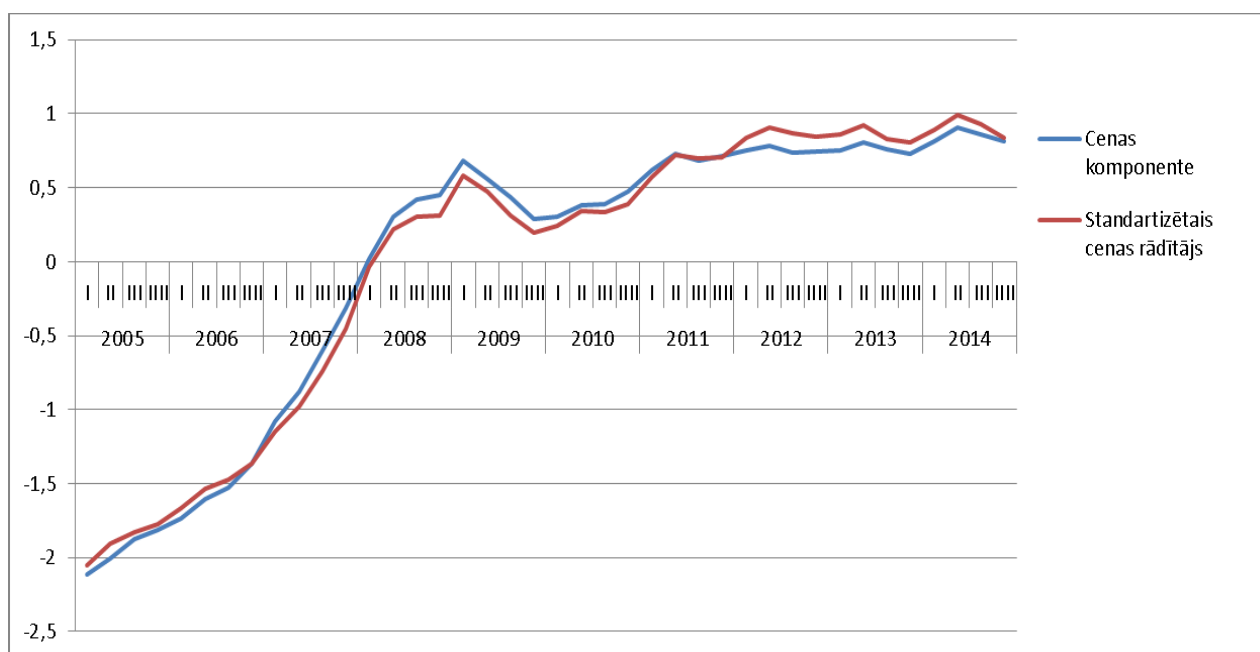
2.3. PĒTĪJUMĀ IZMANTOTO DATU RAKSTUROJUMS

Vadoties pēc sekundāro datu pieejamības, pētījumā izmantoti dati par Latvijas tautsaimniecību laika posmā no 2005. gada 1. ceturkšņa līdz 2014. gada 4. ceturksnim. Apkopotie dati iegūti no *Eurostat*, ECB un FKTK resursiem un tie raksturo IKP un tā komponentes, patērētāju un ražotāju cenas līmeni, kredītu procentu likmes, banku saistību un kapitāla apjomu rādītājus (kapitāla pietiekamības rādītājs, 1. līmeņa kapitāla rādītājs, finanšu sviras rādītājs) (skat. 1. un 2. pielikumu). Jāpiebilst, ka FKTK statistikas datus tiešā veidā finanšu sviras rādītājs nav pieejams, tāpēc pētījuma nolūkos šis rādītājs tika iegūts izmantojot 1.3. formulu.

Dati, kuros iespējama izteikta sezonālitate, tiek iegūti no datu avotiem, kuri piedāvā sezonāli izlīdzinātas laika rindas. Rādītāji, kuros novērojama izteikta biznesa ciklu ietekme, tiek izlīdzināti izmantojot *Hodrick-Prescott* filtrēšanas metodoloģiju. Šis filtrs minimizē biznesa ciklu ietekmi uz rādītājiem un ir vispiemērotākais laika rindām ar integrāciju kārtu I(2). Latvijas tautsaimniecība, līdzīgi kā citviet pasaulē pieredzēja nestabilitātes periodu finanšu krīzes iespaidā. Tieši šīs krīzes jeb cikliskuma rezultātā vairākas laika rindas ir iespējams iegūt stacionāras tikai ar integrācijas kārtu I(2). Pielietojot *Hodrick-Prescott*

filtrēšanas metodoloģiju I(2) laika rindas iespējams pārveidot uz I(1), kas ir būtiski veidojot VECM, kuros mainīgajiem jābūt kointegrētiem.¹

Latvijas tautsaimniecības gadījumā laika rindas par vairākiem makroekonomiski nozīmīgiem rādītājiem ir pieejamas tikai par ļoti ierobežotiem laika posmiem, taču lai veiksmīgi modelētu makroekonomiskas sakarības, modeļos ir nepieciešams iekļaut lielu skaitu mainīgo. Modelī pievienojot arvien lielāku mainīgo skaitu tiek samazinātas brīvības pakāpes, kas ir īpaši izteikta problēma VAR modeļos, kuros ne tikai tiek iekļautas rādītāju tekošās vērtības, bet arī novēlotās. Lai atrisinātu šo dilemmu, pētījumā tiek pielietota galveno komponentu analīze, tādējādi modelī tiek atspoguļots pietiekams daudzums informācijas un saglabātas brīvības pakāpes. Lai novērtētu datu piemērotību galveno komponentu analīzei tiek pielietots *Kaiser-Meyer-Olkin* tests, papildu tam tiek izmantots *Bartlett's* tests, kura mērķis ir pārbaudīt datu variācijas homogenitāti. Abi testi uzrāda pieņemamus novērtējumus un galveno komponentu analīze atlasītajām laika rindām ir piemērojama (skat. 3. pielikumu). Pielietojot galveno komponentu analīzi, tika ģenerētas sekojošās komponentes: cenas komponente, procentu likmju komponente, izlaides komponente un banku saistību komponente (skat. 2. pielikumu).²



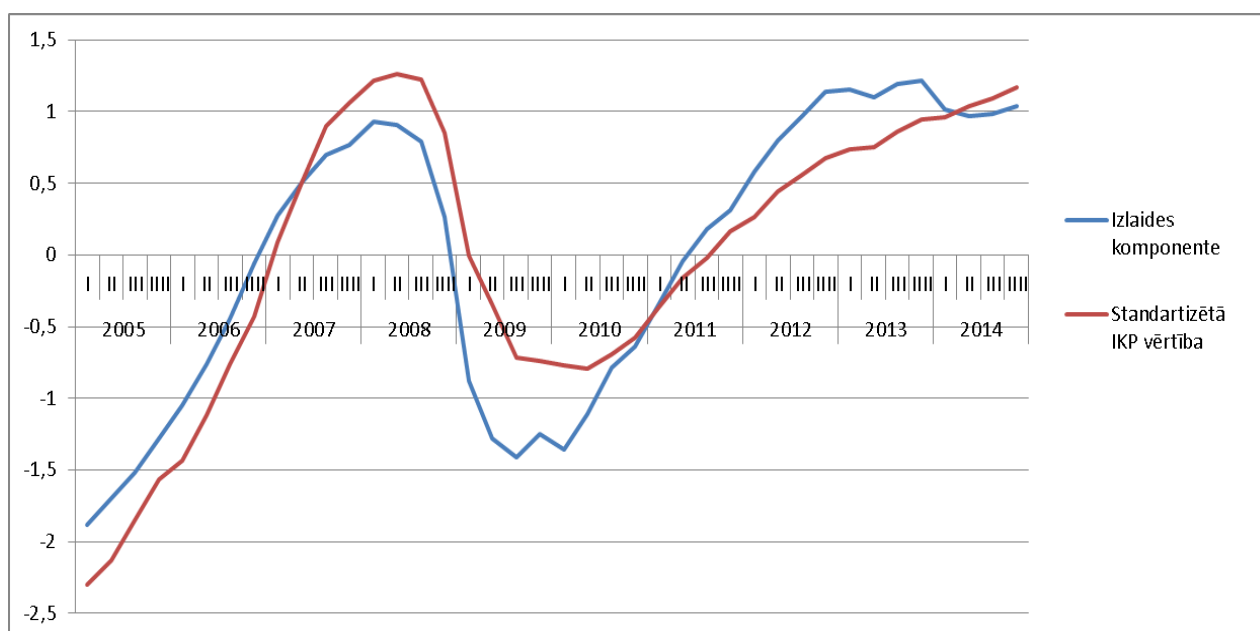
2.5. att. Cenas komponentes un standartizētā harmonizētā patēriņa cenu indeksa rādītāja salīdzinājums (2005. gada 1. ceturksnis – 2014. gada 4. cet.)³

¹ Hodrick R., Prescott E. C. *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. Journal of Money, Credit and Banking, 29 (1), 1997, 1 – 16 p.

² Bernanke S., Boivin J., Elias P. *Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach*. England: The Quarterly Journal of Economics, 2005, 1 - 3 p.

³ Veidojis darba autors izmantojot Eurostat datus

Attēlā 2.5. redzama cenas komponentes un galvenā cenas rādītāja (harmonizētais patēriņa cenas indekss) dinamika pētījuma pārskata periodā. Galveno komponentu analīzes rezultātā, komponentu rādītāji ir iegūti standartizēti (vidējā vērtība = 0, standartnovirze = 1), tāpēc rādītāju salīdzināšanas nolūkos tiek standartizēts arī galvenais cenas rādītājs. Redzams, ka cenu komponente, kurā iekļauti gan patērētāju, gan ražotāju cenu rādītāji faktiski neatšķiras no harmonizētā patēriņa cenu indeksa jeb, citiem vārdiem sakot, cenas līmeņa raksturojošo mainīgo pievienošana komponentei nesniedz papildu informāciju par cenas līmeņa kopējo dinamiku.



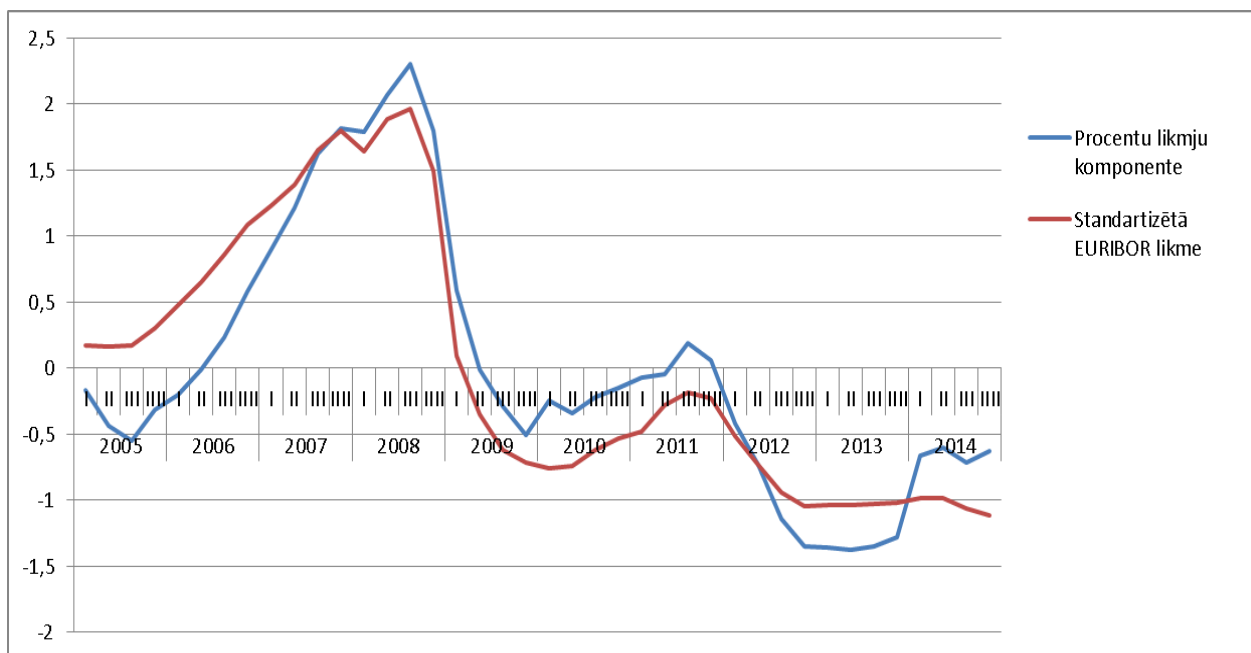
2.6. att. Izlaides komponentes un IKP salīdzinājums (2005. gada 1. ceturksnis – 2014. gada 4. cet.)¹

Attēlā 2.6. līdzīgi kā iepriekš redzams izlaides komponentes un IKP dinamikas salīdzinājums pārskata periodā. Šajā gadījumā redzams, ka abu rādītāju trends ir ļoti līdzīgs, taču izlaides komponente norāda uz to, ka izlaides apjoms pirmskrīzes augstākajā punktā bija zemāks un ka pieredzētais kritums bijis lielāks. Papildu tam komponentes rādītājs liecina, ka Latvijas tautsaimniecības attīstība pēckrīzes periodā bijusi straujāka un ka abiem rādītājiem ir tieksme konverģēt. Šajā gadījumā iespējams secināt, ka galveno komponentu analīze ir būtiski papildinājusi rādītāju ar informāciju, kuru IKP rādītājs neatspoguļo.

Attēlā 2.7. redzama procentu likmju komponentes un EURIBOR 3 mēnešu procentu likmes dinamika pētījuma pārskata periodā. Abu rādītāju dinamika, ar nelielām atšķirībām

¹ Veidojis darba autors izmantojot Eurostat datus

apjomos, ir ļoti līdzīga, tomēr būtiskas izmaiņas novērojamas sākot ar 2012. gadu., kad tendence kristies mājsaimniecību un uzņēmumu kredītu procentu likmēm kļūst straujāka par EURIBOR 3 mēnešu procentu likmi. Šāda situācija visticamāk novērojama pateicoties ECB centieniem stimulēt tautsaimniecību, piekopjot ekspansīvu monetāro politiku. Attiecīgi šis fakts jāņem vērā, interpretējot modelēšanas rezultātus. Arī šajā gadījumā galveno komponentu analīze papildina rādītāju ar ļoti būtisku informāciju, kura vienkāršu rādītāju izmantošanā netiktu iekļauta.

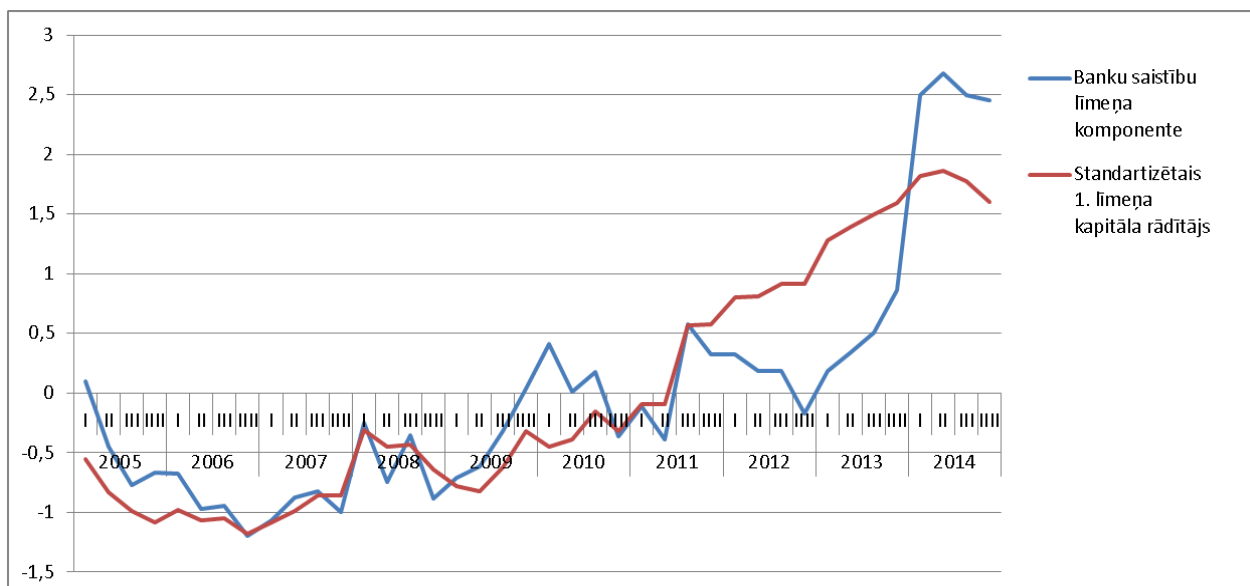


2.7. att. Procentu likmju komponente un standartizētā EURIBOR 3 mēn. procentu likme (2005. gada 1. ceturksnis – 2014. gada 4. cet.)¹

Attēlā 2.8. redzams, ka banku saistību līmeņa komponentes un standartizētā pirmā līmeņa kapitāla rādītājā dinamika līdz 2011. gada 3. ceturksnim ir ļoti līdzīga, taču turpmākajos periodos banku saistību līmeņa komponente norāda uz to, ka patiesais saistību līmenis bijis ievērojami apjomīgāks nekā to norāda 1. līmeņa kapitāla rādītājs. Šāda situācija iespējama, tāpēc, ka *Basel III* regulas nosaka ne tikai jaunu nepieciešamo rādītāju apjomus, bet arī izmaiņas pašu rādītāju kompozīcijā. Galveno komponentu analīzes pielietošanas rezultātā, arī šī informācija tiek iekļauta.

Izmantojot iepriekš raksturoto datu apkopošanas procedūru un ekonometriskās modelēšanas metodoloģiju, tiek iegūtas laika rindas un skaidrs darbības plāns, ar kura palīdzību iespējams izveidot VECM un novērtēt Latvijas komercbanku saistību līmeņa ietekmi uz tautsaimniecību.

¹ Veidojis darba autors izmantojot FKTK datus



2.8. att. Banku saistību līmeņa komponente un standartizētais 1. līmeņa kapitāla rādītājs (2005. gada 1. ceturksnis – 2014. gada 4. cet.)¹

Kopsavilkums

Statistikas dati liecina par to, ka Latvijas komercbankas visos pārskata periodos ir ievērojušas *Basel III* normatīvos ieteikto saistību līmeni. Neskatoties uz to, ka Latvijas bankas ir ievērojušas *Basel III* paredzētos nosacījumus, Latvijas tautsaimniecība pieredzēja vienu no lielākajiem IKP samazinājumiem pasaulē, kas norāda uz vairākām iespējamām problēmām un nepilnībām banku sektorā. Problēmu cēloņi visticamāk ir neskaidri rādītāju kompozīcijas definējumi, kā arī pārāk zemie rādītāju normatīvi.

Tiek izstrādā sistemātiska VECM metodoloģija, kuras mērķis ir atrisināt būtiskākos problēmas, kas iespējamās veidojot modeli. Papildu tam skaidra un sistemātiska metodoloģija ir nepieciešama kā kontroles mehānisms, kas ļauj pārliecināties, ka katrs no veidotajiem modeļiem tiek pakļauts identiskai kritikai un testiem.

Datu analīze norāda uz vairāku gan makroekonomisko, gan banku saistību raksturojošo rādītāju cikliskumu, kam par pamatu ir finanšu krīze. Modelēšanai izvēlētie rādītāji tiek pakļauti faktoru analīzei, kuras rezultātā tiek iegūtas atsevišķas komponentes, kuras ietver sevī lielu apjomu informācijas.

¹ Veidojis darba autors izmantojot FKTK datus

3. BANKU SAISTĪBU LĪMEŅA IETEKMES MODELĒŠANA

3.1. SĀKOTNĒJO TESTU PIEMĒROŠANA

Atsaucoties uz analizēto empīrisko literatūru, apkopotajiem datiem un izstrādāto metodoloģiju tiek izveidots VECM, kurā iekļauti sekojošie mainīgie: ekonomiskā aktivitāte jeb izlaide, cenas komponente, procentu likmju komponente un banku saistību komponente. Izmantojot modeli, tiek novērtēta banku saistību līmeņa ietekme uz procentu likmēm, izlaidi un cenu līmeni. Modelī tiek iekļauts arī fiktīvais mainīgais laika posmam no 2007. gada 4. ceturksnim līdz 2008. gada 4. ceturksnim, kas raksturo globālās finanšu krīzes ietekmi.

Modeļa izstrādes sākotnējā posmā tiek veikti stacionaritātes un kointegrācijas testi, lai novērtētu laika rindu integrācijas kārtu un lai novērtētu vai starp mainīgajiem pastāv ilgtermiņa sakarība jeb kointegrācija.

Stacionaritātes pārbaude

Laika rindu stacionaritāte tiek pārbaudīta ar paplašināto Dikeja-Fulera testu. Novērojumu skaita novērtēšanā tiek pielietots iepriekš jau minētais *Akaike* informācijas kritērijs. Ja nulles hipotēzi iespējams noraidīt, tad iespējams apgalvot, ka laika rindai nav vienības saknes un attiecīgā laika rinda ir stacionāra, pretējā gadījumā mainīgo stacionaritāte ir apšaubāma.

3.1. tabula

Paplašinātais Dikeja-Fulera tests laika rindām līmeņos

Mainīgais	Ar konstanti un trendu		Ar konstanti un bez trenda		Bez konstantes un bez trenda	
	t-statistika	p-vērtība	t-statistika	p-vērtība	t-statistika	p-vērtība
Cenas komponente	-2.324992	0.4091	-2.905963	0.0561	-1.171768	0.2149
Izlaide	-2.869497	0.1832	-2.418333	0.1436	-2.429097	0.0165
Banku saistību komponente	-2.067904	0.5460	-0.159697	0.9353	-0.219603	0.6007
Procentu likmju komponente	-2.324992	0.4091	-2.905963	0.0561	-1.171768	0.2149

Tabulā 3.1. apkopoti stacionaritātes testa galvenie rezultāti. Piemērojot paplašināto Dikeja-Fulera testu izvēlētajām laika rindām līmeņos redzams, ka mainīgie gadījumos ar konstanti un trendu, ar konstanti un bez trenda, bez konstantes un bez trenda ir nestacionāri. Izņēmuma gadījums ir izlaides komponente, kura ir stacionāra bez konstantes un bez trenda. Skaidri redzams, ka konkrētās laika rindas ir nestacionāras un mainīgajos ir nepieciešams ieviest pārveidojumus.

Paplašinātais Dikeja-Fulera tests vienu reizi diferencētām laika rindām

Mainīgais	Ar konstanti un bez trenda	
	t-statistika	p-vērtība
Cenas komponente	-3.679222	0.0085
Izlaide	-3.317970	0.0216
Banku saistību komponente	-7.060369	0.0000
Procentu likmju komponente	-3.071984	0.0373

Paplašinātais Dikeja-Fulera tests vienu reizi diferencētām laika rindām norāda uz to, ka mainīgie, ir stacionāri. Testa rezultāti atspoguļoti tabulā 3.2. Cenas komponentei šāds apgalvojums ir spēkā ar 99% varbūtību, izlaides komponentei ar 97,8%, banku saistību komponentei ar tuvu 100%, bet procentu likmju komponentei ar 96,2%. Ņemot vērā to, ka visi mainīgie ir stacionāri ar vienādu integrācijas kārtu, ir iespējamās kointegrācijas sakarības starp mainīgajiem. Jāpiebilst, ka laika rindu stacionaritātes pārbaude tika piemērota arī rindām ar konstanti un trendu un bez konstantes un trenda, taču pētniecībai vispiemērotākie rezultāti tika iegūti ar konstanti un bez trenda.

Novēlojumu skaits VAR modelī

Novēlojumu skaita izvēlē tiek pielietots *Akaike* informācijas kritērijs, kura rezultāti atspoguļoti tabulā 3.3.

Modelī iekļaujamo novēlojumu skaits

Novēlojumu sk.	<i>Akaike</i>
0	9.113928
1	-1.031339
2	-1.644677
3	-1.704487*

*norāda optimālo novēlojumu skaitu modelī

Informācijas kritērijs nosaka optimālo novēlojumu skaitu modelī pēc vismazākās aprēķinātās vērtības. Šajā gadījumā optimālais novēlojumu skaits ir 3 un tam atbilstošā *Akaike* kritērija vērtība ir -1,70. Jāpiebilst, ka tika aprēķināti arī tādi informācijas kritēriji, kā *Hannan-Quinn* un *Schwarz* informācijas kritēriji, kuri norāda atšķirīgus modelī iekļaujamo novēlojumu skaitus – abi informācijas kritēriji piedāvā veidot modeli ar 2 novēlojumiem.

Pētījuma procesā tika arī veidoti modeļi ar atšķirīgiem novēlojumiem, taču modelis, kurā izmantoti 3 novēlojumi visveiksmīgāk izpildīja testu kritērijus, kā arī nodrošina visskaidrāko interpretāciju.

Kointegrācijas sakarību pārbaude

Lai novērtētu kointegrācijas sakarības starp mainīgajiem, tiek pielietots Johansena kointegrācijas tests, bet lai noskaidrotu kointegrācijas rangu, tiek izmantots neierobežotais kointegrācijas ranga tests pēc maksimālās īpašvērtības principa.

3.4. tabula

Neierobežotais kointegrācijas ranga tests (maksimālās īpašvērtības)

Hipotēzes kointegrāciju skaits	Īpašvērtība	Maksimālās īpašvērtības statistika	Kritiskās vērtības (0,05)	p-vērtība
neviena	0.754194	50.51560	27.58434	0.0000
līdz 1	0.422131	19.74270	21.13162	0.0773
līdz 2	0.249796	10.34675	14.26460	0.1902
līdz 3	0.073407	2.744672	3.841466	0.0976

Kointegrācijas ranga testā tiek pārbaudīta nulles hipotēze par attiecīgo kointegrācijas sakarību skaitu. Tabulā 3.3. redzami testa galvenie rezultāti. Iespējams secināt, ka hipotēzi par nevienas kointegrācijas sakarību iespējams noraidīt ar tuvu 100% varbūtību, kas liecina par to, ka kointegrācijas sakarības starp izvēlētajiem mainīgajiem pastāv. Hipotēzi par to, ka pastāv maksimums 1 kointegrācijas sakarība nav iespējams noraidīt. Tests norāda uz to, ka starp mainīgajiem pastāv viena kointegrācijas sakarība. Jāpiebilst, ka Johansena kointegrācijas sakarību ranga novērtējuma pielieto arī *Trace* statistikas pārbaudi, kura uzrādīja 2 kointegrējošas sakarības, tomēr pēc *Pantula* principa, kointegrācijas sakarību skaits tiek izvēlēts vadoties pēc tā, kurš no abiem testiem pirmais nespēs noraidīt nulles hipotēzi. Šajā gadījumā tas ir maksimālās īpašvērtības tests (skat. 3. pielikumu).¹

Modeļa sākotnējais novērtējums norāda uz to, ka visas laika rindas ir integrētas ar kārtu I(1), modelī iekļaujami mainīgie ar 3 novēlojumiem un starp rādītājiem pastāv 1 ilgtermiņa sakarība. Rezultātā iespējams secināt, ka VECM modeļa pielietojums ir pamatots.

¹ Ahking F. W. *Model mis-specification and Johansen's cointegration analysis: an application to the US money demand*. Journal of Macroeconomics, 24, 2002, 51 – 66 p.

3.2. MODEĻA PĀRBAUDE

Tiek izveidots VECM modelis ar mainīgajiem: izlaide, banku saistības, cenas, procentu likmes. Modelī visi endogēnie mainīgie iekļauti ar 3 novēlojumiem. Papildu tam modelī iekļauts fiktīvais mainīgais kā eksogēns (skat. 4 pielikumu). Pirms modeli iespējams interpretēt, tiek piemēroti nepieciešamie pārbaudes testi, kas saistīti ar seriālo korelāciju, heteroscedasticitāti un normalitāti.

Seriālās korelācijas pārbaude

Seriālās korelācijas pārbaudei tiek pielietots Breuša-Godfreja Lagranža reizinātāja tests, kura rezultāti redzami 3.5. tabulā.

3.5. tabula

Breuša-Godfreja Lagranža reizinātāja seriālās korelācijas tests

Novēlojumi	Lagranža reiz. statistika	p-vērtība
1	8.825685	0.9204
2	14.92958	0.5298
3	6.926374	0.9747
4	23.19988	0.1085
5	10.78673	0.8225
6	7.097351	0.9713
7	13.33777	0.6479
8	38.54440	0.0013
9	18.83189	0.2775
10	20.04676	0.2181
11	13.80743	0.6131
12	11.25262	0.7936

Redzams, ka faktiski pie visiem novēlojumiem, tai skaitā pie izveidotā modeļa 3 novēlojumiem, testa nulles hipotēze par seriālās korelācijas neesamību netiek noraidīta. Līdz ar to iespējams secināt, ka modelim nepastāv seriālās korelācijas problēmas.

Heteroscedasticitātes pārbaude

Lai pārbaudītu vai modelī pastāv heteroscedasticitātes problēma, tiek pielietots Vaita tests (skat. 5. pielikumu). Testa nulles hipotēzi par to, ka modeļa mainīgo kļūdām piemīt homoscedasticitāte, noraidīt nevar (p-vērtība 0,5553). Arī individuālie Vaita testi nevienam no

mainīgajiem neuzrāda heteroscedasticitātes problēmas. Līdz ar to iespējams secināt, ka modelim kopumā nepiemīt heteroscedasticitātes problemātika.

Normalitātes pārbaude

Modeļa normalitātes testēšanai pielietota Žarka-Bera metodoloģija (skat. 6. pielikumu). Apskatot rezultātus iespējams secināt, ka nulles hipotēzi par datu normalitāti apstiprināt nav iespējams (p-vērtība 0,0074). Jāpiebilst, ka veicot ekonometrisko modelēšanu, kurā iekļauti tādi makroekonomiskie dati, kā piemēram, IKP un cenu līmeni raksturojošie rādītāji, kuri ir nestacionāri un kuriem ir tendence laika gaitā pieaugt, rādītājus nav vienmēr iespējams iegūt ar normālu sadalījumu.

Modeļa pārbaudes rezultātā iespējams secināt, ka modelis izpildina nepieciešamos pārbaudes kritērijus, neskatoties uz to, ka normalitātes nosacījumi netika izpildīti. Līdz ar to ir iespējams veikt modeļa strukturālo analīzi un interpretēt rezultātus.

3.3. MODEĻA REZULTĀTU ANALĪZE UN INTERPRETĀCIJA

Modeļa strukturālās analīzes nolūkos tiek pielietotas divas metodes: impulsu reakcijas funkcijas un variācijas dekompozīcijas analīze. Izmantojot abas minētās metodes iespējams ne tikai novērtēt, kā sistēma reagē uz neparedzētiem šokiem, bet arī noskaidrot, cik lielu daļu no konkrētā mainīgā izmaiņām iespējams izskaidrot ar citu sistēmā iekļauto mainīgo izmaiņām, bet cik liela daļa ar paša mainīgā izmaiņām.

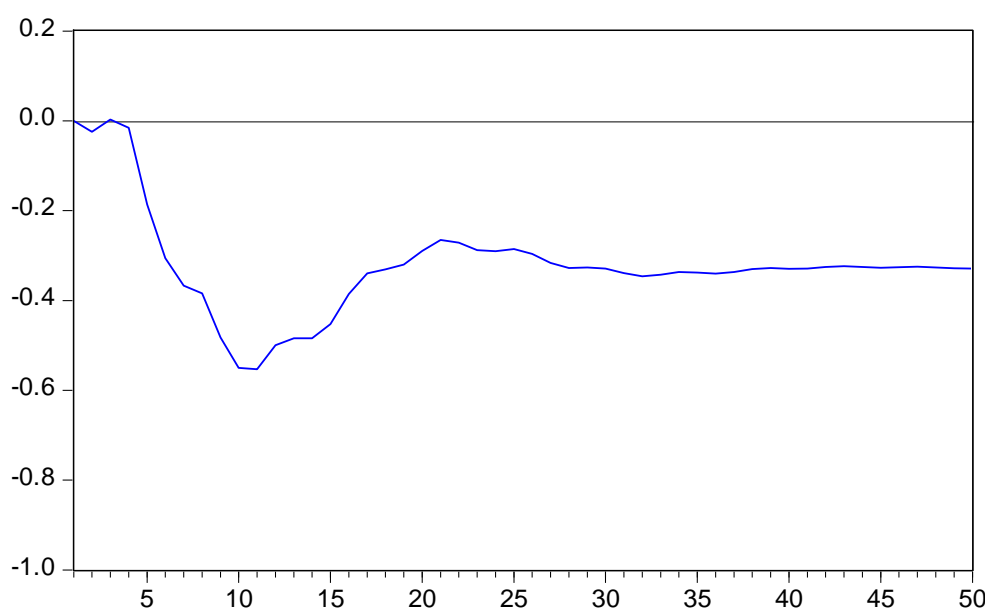
Impulsu reakcijas funkciju analīze

Impulsu reakcijas funkcijas tiek noteiktas izmantojot Čoleskija brīvības pakāpju korekcijas funkciju (*Choleski adjusted degrees of freedom function*). Rezultāti ļoti bieži ir jūtīgi attiecībā pret mainīgo sakārtojumu, taču jāpiebilst, ka pētījuma procesā tika veidotas impulsu reakcijas funkcijas, izmantojot dažādas mainīgo secības, taču rezultāti būtiski neatšķīrās.

Ņemot vērā to, ka pētījuma mērķis ir noskaidrot banku saistību līmeņa ietekmi uz tautsaimniecību, tad turpmāk tiek aplūkota banku saistību šoka ietekme uz izlaidi, procentu likmēm un cenām. Sistēmā ieviestās inovācijas jeb šoki atbilst Čoleskija vienai standartnovirzei.

Attēlā 3.1. redzama Latvijas izlaides impulsu reakcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistību līmenī. Redzams, ka sākotnēji izlaide faktiski nereaģē uz izmaiņām banku saistību līmenī, taču pēc 4 periodiem ir novērojams straujš kritums, kas

turpinās aptuveni līdz 10. periodam. Banku saistību līmeņa pieauguma rezultātā, bankas ir spiestas palielināt pašu ieguldītā kapitāla daļu, kas neapšaubāmi paaugstina procentu likmes jeb palielina maksu par kredītu ņemšanu. Tas, savukārt, ierobežo finanšu resursu pieejamību – arvien mazāk cilvēki un uzņēmumi var atļauties ņemt aizņēmumu, kas samazina investīcijas, patēriņu un līdz ar to arī kopējo izlaides apjomu. Pēc 10. perioda redzams, ka izlaides apjomi sāk palielināties, ko iespējams izskaidrot ar Latvijas tautsaimniecības dalībnieku tendenci apgūt alternatīvus finanšu avotus – ātro kredītu pieejamība, tiek vairāk izmantoti uzkrājumi, aktīvāk piesaistīti līdzekļi no ES fondiem, tiek izsludināti arvien vairāk jauno uzņēmumu konkursi.



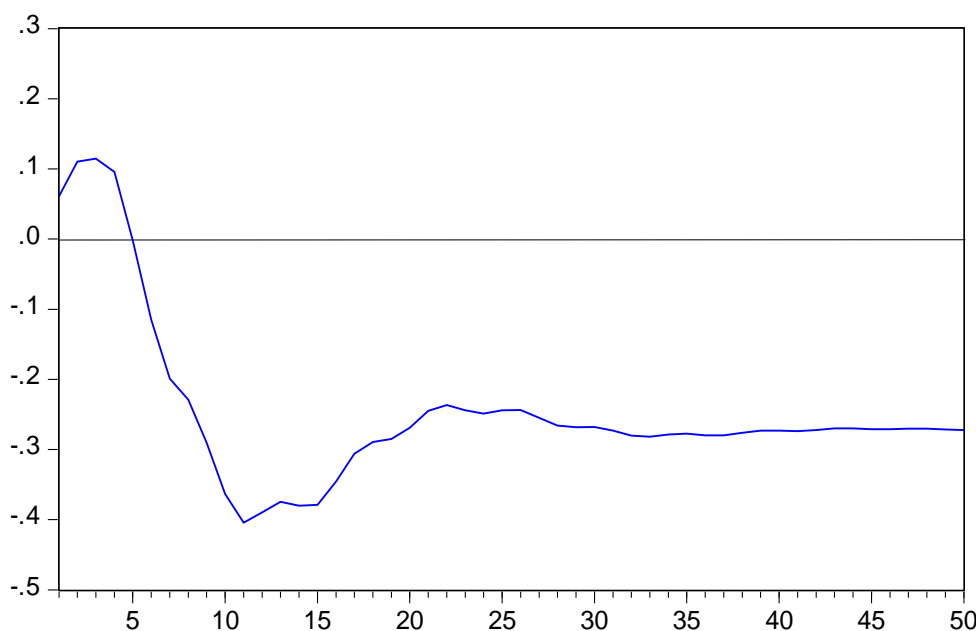
3.1. att. Latvijas izlaides impulsu reakcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistību līmenī¹

Izlaides apjoms pakāpeniski atgūstas, taču nesasniedz iepriekšējo līmeni. Iespējams secināt, ka banku saistību līmeņa šokam ir ilgtermiņa efekts uz izlaidi.

Attēlā 3.2. atspoguļota Latvijas procentu likmju impulsu reakcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes inovāciju banku saistību līmenī. Procentu likmes uz šoku reaģē nekavējoties. Šāda momentāna reakcija ir raksturīga finanšu tirgiem. Līdz 5. ceturksnim procentu likmēm ir tendence pieaugt, taču turpmākajos periodos procentu likmes sāk kristies. Šāds rezultāts ir pretējs sagaidāmajam un tam par pamatu varētu būt vairāki iemesli. Iespējams, procentu likmēm ir šāda tendence kristies, jo kredītu ņēmēji ir ļoti jutīgi pret izmaiņām aizņēmumu cenās. Pieaugot procentu likmēm, kredītņēmēji reaģē meklējot alternatīvas finansēšanas iespējas, tādējādi pieprasījums pēc aizņēmumiem samazinās un bankas ir spiestas samazināt

¹ Darba autora aprēķini

procentu likmes. Pastāv iespēja, ka novērotā reakcija meklējama galveno komponentu, precīzāk procentu likmju komponentes, izveides metodoloģijā. Papildu komercbanku procentu likmēm, procentu likmju komponente satur EURIBOR 3 mēnešu starpbanku procentu likmi, kura būtiski nosaka komponentes dinamiku. Šo procentu likmi autonomi nosaka ECB vadoties nevis pēc tirgus tendencēm, bet gan pēc ECB ieskatiem par to, kādā virzienā ES ekonomika būtu jāievirza, kas dažkārt arī nonāk pretrunā ar tirgus tendencēm. Pašlaik ECB piekopj ekspansīvu monetāro politiku un notur EURIBOR procentu likmes zemā līmenī. Šī ekspansīva monetārā politika eksogēni samazina komercbanku procentu likmes, neskatoties uz to, ka kopumā ekonomiskā situācija uzlabojas un arī komercbanku kredītu procentu likmēm būtu jāpieaug. Lai turpmāk izvairītos no šādām iespējamām nepilnībām, procentu likmju komponentu veidošanā jāizmanto nevis agregētas procentu likmes, bet gan kopējo procentu likmju un EURIBOR likmju starpību (*interest rate spread*). Šādi būtu iespējams novērtēt kredītu „cenu”, kuru aizņēmumiem uzliek bankas, kas savukārt ļautu precīzāk modelēt tirgus tendences un, visticamāk, procentu likmēm būtu novērojama pretēja reakcija nekā pētījumā.

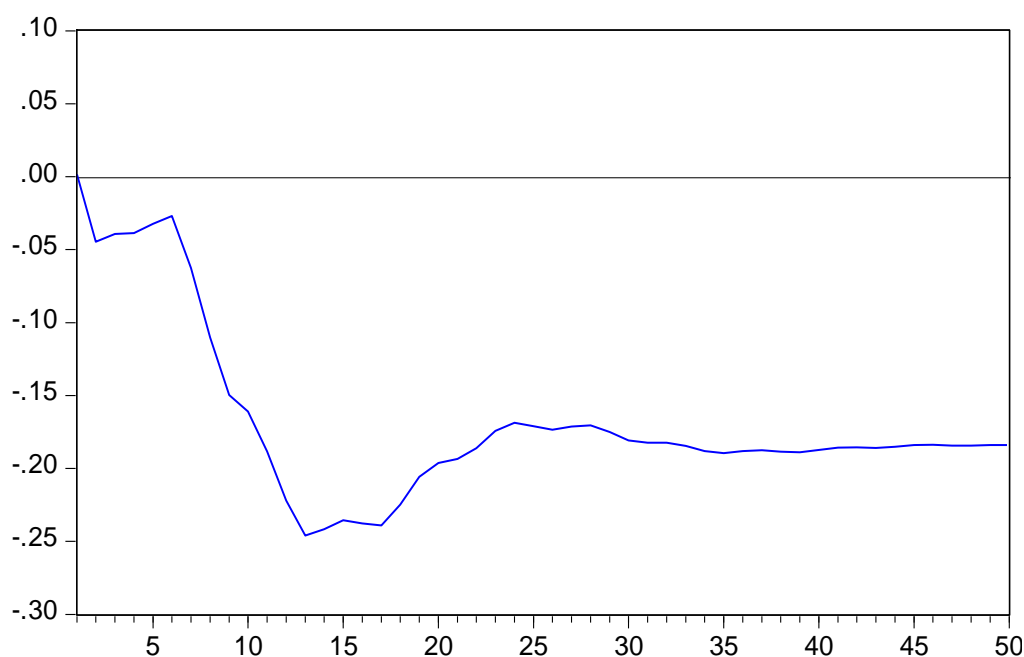


3.2. att. Latvijas procentu likmju impulsu reakcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistību līmenī¹

Attēlā 3.3. redzama Latvijas cenu līmeņa impulsu reakcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistības līmenī. Cenu līmenis uz saistību šoku reaģē ļoti ātri un

¹ Darba autora aprēķini

tam ir tendence samazināties. Banku saistību līmeņa komponentes pieaugums (banku saistību komponentes pieaugums atbilst saistību līmeņa samazinājumam) sadārdzina kredītus, kas savukārt ierobežo ne tikai investīcijas, bet arī patēriņu, kā rezultātā samazinās pieprasījums. Pieprasījuma samazinājuma rezultātā ražotāji ir spiesti samazināt cenas. Redzams, ka cenas jauno ilgtermiņa līdzsvaru sasniedz aptuveni pēc 30 ceturkšņiem un tas ir zemāks par sākotnējo. Šāds rezultāts varētu būt satraucošs gan Latvijas kontekstā, gan ES. Realizējot *Basel III* jaunās regulas pastāv iespēja, ka pie pastāvošajiem, ļoti zemajiem inflācijas līmeņiem valstu tautsaimniecības ieslīgs deflācijā, kas var radīt vēl būtiskāku kaitējumu valstu ekonomiskajā attīstībā.



3.3. att. Latvijas cenu līmeņa impulsu reakcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistību līmenī¹

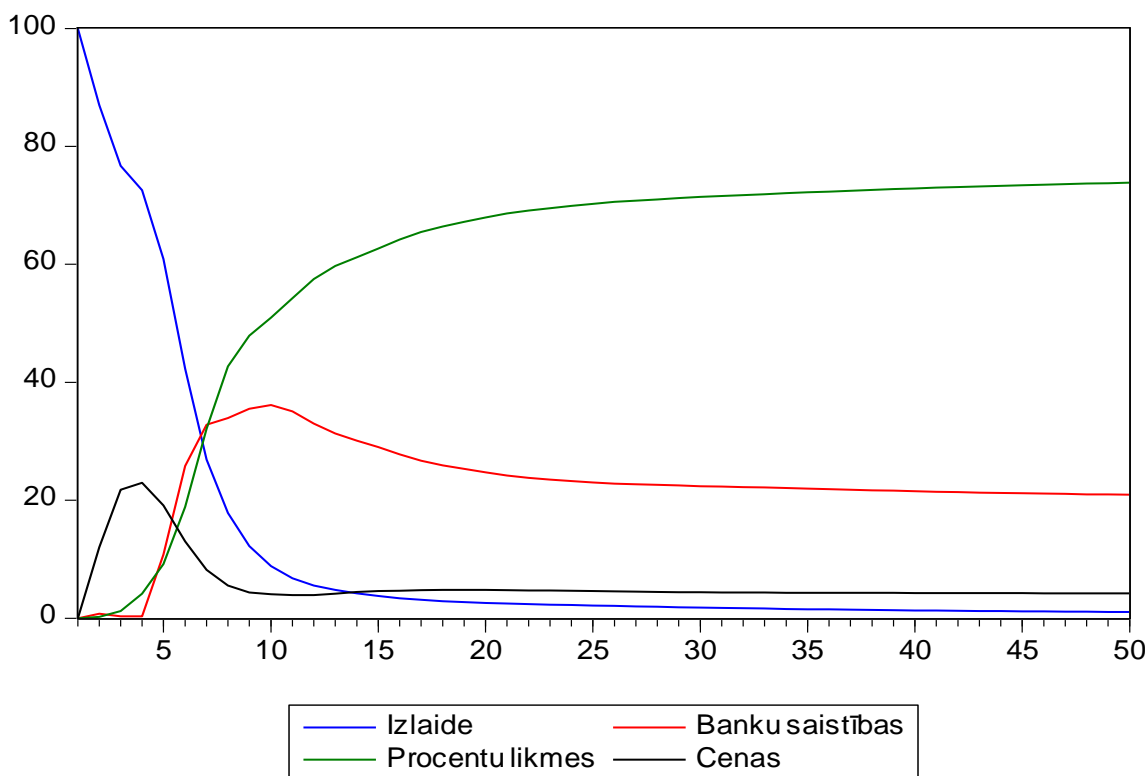
Prognozes variācijas dekompozīcijas analīze

Ar prognozes variācijas dekompozīcijas palīdzību iespējams noskaidrot, kāda daļa no prognozētajām endogēnā mainīgā izmaiņām iespējams izskaidrot ar paša mainīgā izmaiņām un kāda daļa ar citu sistēmā ietvertu mainīgo izmaiņām. Līdzīgi kā iepriekš pielietota Čoleskija metodoloģija, kurā būtiska ir mainīgo secība, taču pētījuma gaitā tika pārbaudītas dekompozīcijas ar dažādu mainīgo secību, tomēr rezultāti būtiski nemainījās.

Attēlā 3.4. redzama Latvijas izlaides dekompozīcija, kurā Čoleskija vienas standartnovirzes šoks jeb inovācija tiek piemērota banku saistību līmenim. Iespējams secināt, ka sākotnēji banku saistību līmenis neietekmē izlaidē, līdz 5. ceturksnim variāciju

¹ Darba autora aprēķini

nosaka cenas (~20%) un pati izlaide (~80%). Pakāpeniski cenas un izlaides nozīmība dekompozīcijā samazinās un sākot ar 10. ceturksni variāciju izlaidē izskaidro procentu likmes un banku saistību līmenis. Ilgtermiņā procentu likmes izmaiņas izskaidro aptuveni 78% no izlaides izmaiņām, taču banku saistības aptuveni 20%. Redzams, ka izmaiņas cenu līmenī spēj izskaidrot izmaiņas izlaidē tikai sākotnējos periodos. Iespējams secināt, ka ne tikai banku saistību līmenim ir būtiska nozīme Latvijas tautsaimniecības ilgtermiņa attīstībā, bet arī procentu likmēm.



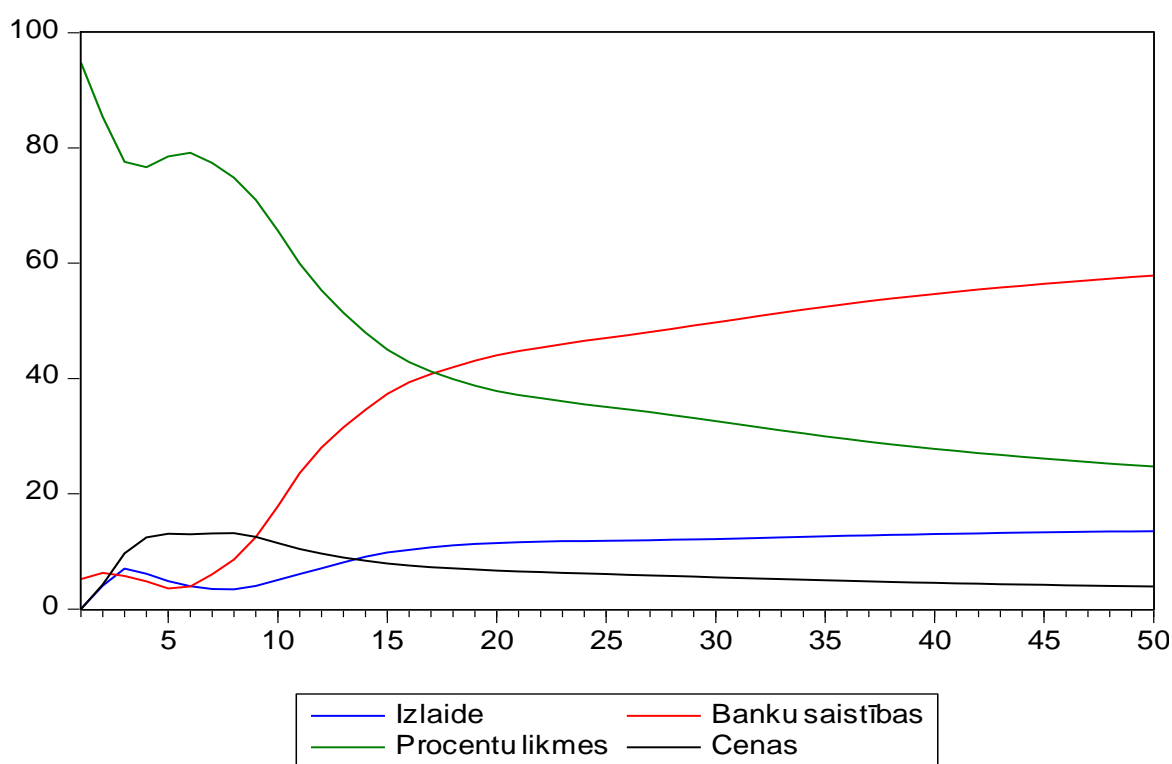
3.4. att. Latvijas izlaides prognozes variācijas dekompozīcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistību līmenī (%)¹

3.5. attēlā atspoguļota Latvijas banku procentu likmju variācijas dekompozīcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistību līmenī. Redzams, ka sākotnēji procentu likmes pašas izskaidro savas variācijas (~90%), taču pakāpeniski pieaug arī pārējo komponentu nozīmība procentu likmju variācijas izskaidrošanā. Šāda tendence turpinās arī ilgtermiņā. Līdz ar to ilgtermiņa variāciju procentu likmēs iespējams izskaidrot ar izmaiņām banku saistībās (~58%), procentu likmēs (~20%), izlaidē (~18%) un cenās (~4%). Redzams, ka banku saistību līmenim ir būtiska ietekme uz procentu likmju izmaiņām. Jāpiebilst, ka

¹ Darba autora aprēķini

variācijas dekompozīcijas analīze liecina, ka cenas līmeņa dispersija un izlaides dispersija izskaidro ļoti niecīgu daļu no izmaiņām procentu likmēs.

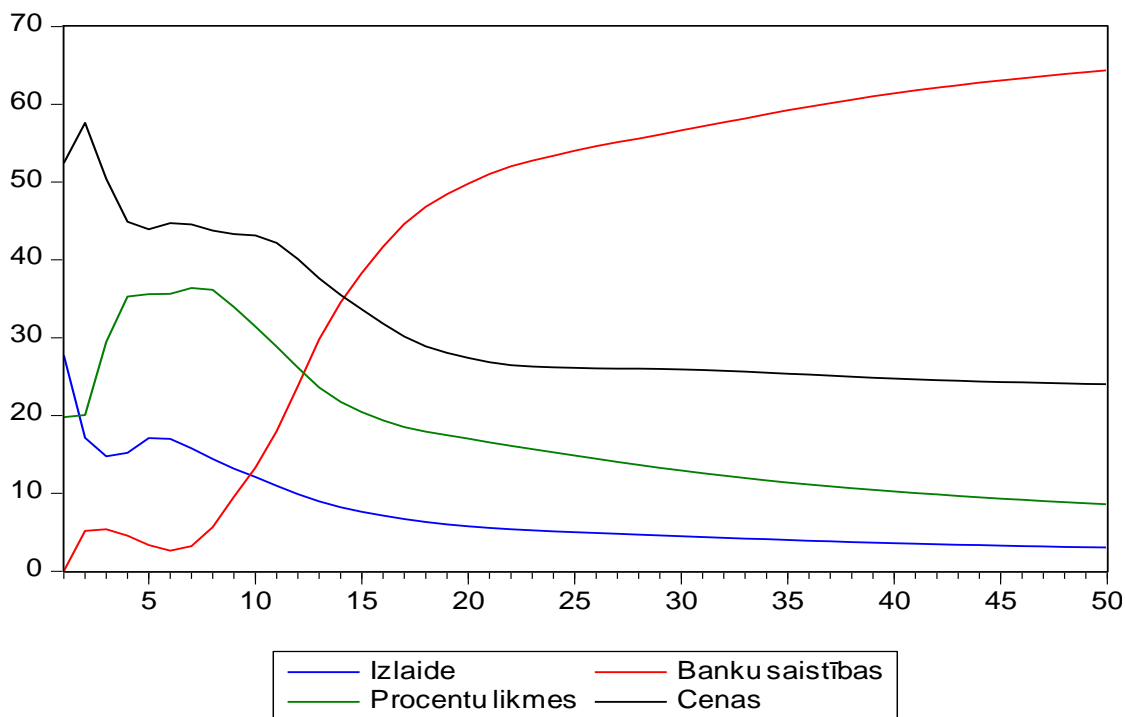
Cenas līmeņa variācijas dekompozīcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistību līmenī redzama attēlā 3.6. Īstermiņa banku saistību līmeņa dispersija faktiski nespēj izskaidrot izmaiņas cenu līmenī, to izskaidro pašas cenas līmeņa variācijas (~55%), izlaides (~25%) un procentu likmju variācijas (~20%). Laika gaitā banku saistību līmeņa dispersija izskaidro arvien lielāku daļu no cenu līmeņa dispersijas – ilgtermiņā aptuveni 65%. Papildu tam cenu līmeņa dispersiju ilgtermiņā nosaka izmaiņas pašās cenās (~25%). Procentu likmju un izlaides variācija ilgtermiņā izskaidro tikai nelielu daļu no izmaiņām cenās (zem 10%).



3.5. att. Latvijas banku procentu likmju prognozes variācijas dekompozīcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistību līmenī (%)¹

Kopumā variācijas dekompozīcijas analīze liecina par to, ka banku saistību līmeņa izmaiņām ir būtiska ietekme uz makroekonomiskajiem rādītājiem ilgtermiņā. Īstermiņā izmaiņas sistēmā iekļautajos mainīgajos ir skaidrojamas ar pašu endogēno mainīgo izmaiņām. Apkopojot impulsu reakcijas funkciju analīzi un variācijas dekompozīciju analīzi, iespējams secināt, ka banku saistību līmeņa rādītāja pieauguma rezultātā novērojama būtiska, negatīva ietekme uz tautsaimniecību, kura izpaužas tieši ilgtermiņā.

¹ Darba autora aprēķini



3.6. att. Latvijas cenu līmeņa prognozes variācijas dekompozīcija uz Čoleskija vienas standartnovirzes šoku banku saistību līmenī (%)¹

Kopsavilkums

Pateicoties VECM metodoloģijai, iespējams izstrādāt dinamisku modeli, kas raksturo vairāku mainīgo īstermiņa un ilgtermiņa sakarības.

Modelēšanai izvēlētie mainīgie tiek sākotnēji pakļauti paplašinātāja Dikeja-Fulera stacionaritātes testam, kas norāda uz to, ka mainīgie nav stacionāri līmeņos. Diferencējot laika rindas vienu reizi, tika iegūtas stacionāras rindas, kas norāda uz iespējamām kointegrācijas sakarībām starp mainīgajiem. Johansena kointegrācijas testa rezultātā iespējams secināt, ka starp mainīgajiem pastāv 1 kointegrācijas jeb ilgtermiņa sakarība, līdz ar to VECM metodoloģija datiem ir piemērota.

Modeļa pārbaudei tika piemēroti vairāki kontroles testi, lai noteiktu modeļa iegūto rezultātu ticamību. Normalitātes pārbaudei tika piemērots Žarka-Bera tests, kā rezultātā iespējams secināt, ka dati nav normāli sadalīti, taču ekonomiska rakstura dati ļoti bieži iegūstami ar izteiktiem trendiem, cikliskumu, kā rezultātā normālu sadalījumu nav iespējams iegūt. Neskatoties uz iepriekšminēto gan empīriskajā literatūrā, gan šajā pētījumā tiek izmantotas laika rindas, kuras nav normāli sadalītas. Seriālās jeb autokorelācijas novērtēšanai tika pielietots Breuša-Godfreja Lagranža reizinātāja tests, kas noraidīja seriālās korelācijas

¹ Darba autora aprēķini

esamību – mainīgie nekorelē ar savām novēlotajām vērtībām un tie netiek pārvērtēti. Heteroscedasticitātes pārbaudei pielietots Vaita tests. Testa procesā tiek novērtēts, vai modelī iekļautās kļūdas ir homoscedastiskas un vai modeļa specifiskācija ir piemērota. Vaita testa rezultātā iespējams secināt, ka modeļa mainīgo kļūdas ir homoscedastiskas. Iepriekš raksturotie testu rezultāti liecina par to, ka modeļa iegūtie rezultāti ir adekvāti un to interpretācija ir pieņemama.

Pielietojot impulsu reakcijas funkcijas ar Čoleskija brīvības pakāpju korekciju, iespējams secināt, ka banku saistību līmeņa šoks samazina cenu līmeni, izlaidi un procentu likmes. Procentu likmju reakcija iespējams nesakrīt ar ekonomisko intuīciju un teoriju ECB ekspansīvās monetārās politikas un izvēlētās galveno komponentu analīzes dēļ. Līdz ar to procentu likmju impulsu funkcija nav viennozīmīgi interpretējama. Impulsu reakcijas funkcijas norāda uz paliekošiem ilgtermiņa efektiem, kuri rodas no banku saistību līmeņa šoka.

Prognozes variācijas dekompozīcijas analīzē arī pielietota Čoleskija metodoloģija. Rezultāti liecina, ka banku saistību dispersija izskaidro pārējo mainīgo dispersiju ilgtermiņā. Īstermiņā banku saistību variācija faktiski nespēj izskaidrot variāciju citos modelī iekļautajos mainīgajos.

SECINĀJUMI UN PRIEKŠLIKUMI

1. Vadoties pēc BIS *Basel III* regulējošo nosacījumu norādēm un empīrisko pētījumu metodoloģijas, banku saistību līmeni iespējams noteikt un raksturot ar kapitāla pietiekamības, 1. līmeņa kapitāla un finanšu sviras rādītājiem.
2. Darbā analizētā zinātniskā literatūra un empīriskie pētījumi, kurus izstrādājušas gan starptautiskas institūcijas, gan neatkarīgie pētnieki, norāda uz *Basel III* regulu kapitāla nepieciešamības nosacījumu negatīvu ietekmi uz tādiem tautsaimniecībai būtiskiem rādītājiem kā IKP, nodarbinātība, izsniegto kredītu apjoms un procentu likmes.
3. Empīriskajā literatūrā *Basel III* regulējošo nosacījumu analizēšanai izmantotas vairākas pētniecības metodes. Visbiežāk tās ir ekonometriskās modelēšanas metodes, kā piemēram, SEM, DSGE, VAR modeļi, ar kuru palīdzību iespējams novērtēt dažādu makroekonomisko rādītāju savstarpējo dinamiku gan īstermiņā, gan ilgtermiņā.
4. Latvijas komercbankas laika posmā no 2005. gada līdz 2014. gada beigām ir veiksmīgi izpildījušas *Basel III* minimālos kapitāla pietiekamības nosacījumus (finanšu sviras rādītājs, kapitāla pietiekamības rādītājs, 1. līmeņa kapitāla pietiekamības rādītājs).
5. Neskatoties uz to, ka Latvijas komercbankas saistību līmeņus laika posmā no 2005. gada līdz 2014. gada beigām ir uzturējušas pietiekamā apjomā, Latvijas tautsaimniecībā finanšu krīzes iespaidā pieredzēja vienu no ievērojamākajiem IKP kritumiem pasaulē, kas norāda uz finanšu sistēmā pastāvošajām nepilnībām, kuras nepieciešams novērst ar jaunajiem *Basel III* regulējošajiem nosacījumiem.
6. Vairākiem no pētījumā iekļautajiem makroekonomiskajiem un saistību rādītājiem (1. līmeņa kapitāla pietiekamības rādītājs, kapitāla pietiekamības rādītājs, finanšu sviras rādītājs, IKP) ir izteikti cikliskas tendences, kas norāda uz iespējamām savstarpējām sakarībām starp rādītājiem.
7. Galveno komponentu analīzes rezultātā iegūtās laika rindas uzrāda nedaudz atšķirīgu dinamiku salīdzinājumā ar individuālajiem rādītājiem, kam par pamatu ir papildinošas informācijas iekļaušana attiecīgajā komponentē.
8. VECM impulsu reakcijas funkcijas un variācijas dekompozīcijas liecina par to, ka banku saistību līmeņa šoki negatīvi ietekmē izlaides apjomu tikai ilgtermiņā. Banku saistības līmeņa variācija ilgtermiņā izskaidro aptuveni 27% no svārstībām izlaidē.
9. VECM impulsu reakcijas funkcijas un variācijas dekompozīcijas liecina par to, ka banku saistību līmeņa šoki negatīvi ietekmē procentu likmes, kas nonāk pretrunā ar empīrisko literatūru. Par pamatu tam, visticamāk, ir procentu likmju komponentes

mainīgo kompozīcija, kurā iekļauta EURIBOR procentu likme, kuras dinamika atšķiras no citām komponentē iekļautajām procentu likmēm, tāpēc viennozīmīgu procentu likmju interpretāciju izdarīt nav iespējams.

10. VECM impulsu reakcijas funkciju un variācijas dekompozīcijas norāda, ka banku saistību līmeņa radītas izmaiņas rada negatīvu cenu efektu vidējā un ilgā laikā. Vidējā laikā banku saistību izmaiņas izskaidro no 20 – 40% no dispersijas cenās, taču ilgtermiņā līdz pat 65%.

Balstoties uz bakalaura darbā veikto pētījumu un analīzi, tiek izvirzīti sekojošie **priekšlikumi**:

Institūcijām, kas atbildīgas par finanšu tirgu un banku uzraudzību, kontroli (tostarp FKTK, Latvijas Banka, ECB, BIS, Eiropas Komisija u.c.):

1. Atsaucoties uz Latvijas pieredzi finanšu krīzes laikā un banku saistību apjomiem pirmskrīzes, krīzes un pēckrīzes periodos, lai nodrošinātu stabilitāti finanšu tirgos, *Basel III* regulējošajiem nosacījumiem, kas saistīti ar kapitāla pietiekamību, jābūt stingrākiem attiecībā pret sistemātiski nozīmīgākajām bankām.
2. Ņemot vērā ierobežoto sekundāro datu pieejamību un *Basel III* regulējošo nosacījumu prasības, statistikas datus, kā arī rādītāja apkopošanas metodoloģiju par finanšu sviras rādītāju nepieciešams publiskot jau tagad pētniekiem un nozares speciālistiem pieejamā formātā.
3. Novērtējot banku saistību līmeņa šoku ietekmi uz cenu līmeni, kā arī ņemot vērā zemās inflācijas un izaugsmes tendences eirozonā, *Basel III* regulējošo nosacījumu ieviešanu nepieciešams aizkavēt vai palēnināt.

Institūcijām, pētniekiem, kā arī komercbankām, kas nodarbojas ar finanšu un banku sektora izpēti un analīzi (tostarp FKTK, Latvijas Banka, ECB, BIS, Eiropas Komisija u.c.):

4. Modelējot banku saistība līmeņa ietekmi uz tautsaimniecību, pētniekiem modelī būtu jāiekļauj lielāks informācijas apjoms par tautsaimniecību, tādejādi precīzāk tiktu atspoguļoti makroekonomiskie procesi un modeļa rezultāti kļūtu robustāki.

IZMANTOTĀ LITERATŪRA UN AVOTI

Zinātniskā literatūra un periodika

1. **Abdi H., Williams L. J.** *Principal component analysis*. Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics, 2, 2010, 433 – 459 p.
2. **Akaike H.**, *A new look at the statistical model identification*. IEEE Transactions on Automatic Control, 19 (6), 1974, 716 – 723 p.
3. **Basel Committee on Banking Supervision**, *Basel III leverage ratio framework and disclosure requirements*. Bank for International Settlements, 2014. 1 p.
4. **Basel Committee on Banking Supervision**, *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems*. Bank for International Settlements, 2011. 11 – 12 p.
5. **Bernanke S., Boivin J., Elias P.** *Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach*. England: The Quarterly Journal of Economics, 2005, 1 - 3 p.
6. **BIS Macroeconomic Assessment Group**. *Assessing the macroeconomic impact of the transition to stronger capital and liquidity requirements*. Bank for International Settlements, 2010, 7 – 9 p.
7. **BIS Monetary and Economic Department**. *Basel III: Long-term impact on economic performance and fluctuations*. Bank for International Settlements, 2011, 12 – 13 p
8. **Canova F., De Nicolo G.** *Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7*. Journal of Monetary Economics, 49 (1), 131 – 159 p.
9. **Chari V. V., Kehoe P. J., McGrattan E. R.** *New Keynesian Models: Not yet useful for policy analysis*. American Economic Journal: Macroeconomics 1, 2009, 242 – 266 p.
10. **Covas F., Driscoll J. C.** *Bank Liquidity and Capital Regulation in General Equilibrium*. Federal Reserve Board, 2014, 21 – 22 p.
11. **Engle R. F., Granger C. W. J.** *Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing*. Econometrica 55, 1987, 251 – 276 p.
12. **Faust J.** *The Robustness of Identified VAR. Conclusions about Money*, International Finance Discussion Paper No. 610, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998, 7 – 15 p.
13. **Gambacorta L.** *Do Bank Capital and Liquidity Affect Real Economic Activity in the Long Run? A VECM Analysis for the US*. Economic Notes, 2011, 82 – 83 p.

14. **Gambacorta L., Signoretti F. M.** *Should Monetary Policy Lean Against the Wind?: An analysis based on a DSGE model with banking.* Journal of Economic Dynamics & Control, 43, 2014, 146 – 173 p.
15. **Gerali A., Neri, S., Sessa L., Signoretti F. M.** *Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area.* Journal of Money, Credit & Banking, 42 (1), 2010, 107 – 141 p.
16. **Granger C. W. J.** *Some properties of time series data and their use in econometric model specification.* Journal of Econometrics, 16 (1), 121 – 130 p.
17. **Hamilton J.** *Time Series Analysis.* New York: Princeton University Press, 1994, 524 – 537 p.
18. **Hodrick R., Prescott E. C.** *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation.* Journal of Money, Credit and Banking, 29 (1), 1997, 1 – 16 p.
19. **IIF,** *The Cumulative Impact on the Global Economy of Changes in the Financial Regulatory Framework,* IIF, 2011, 82 – 83 p.
20. **Johansen S.** *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models,* Oxford University Press, 1995, 1 – 280 p.
21. **Koo R.,** *Central Banks in Balance Sheet Recessions: A Search for Correct Response.* Tokyo: Nomura Research Institute, 2013. 1 – 4 p.
22. **Kudinska M.** *Financial leverage of commercial banks: the case of Baltic countries.* Journal of Business Management Nr. 6, p. 107. – 108.
23. **Liu P.** *The Effects of International Shocks on Australia's Business Cycle.* Economic Record, 86 (275), 486 – 503 p.
24. **Lucas R. E.** *Econometric Policy Evaluation: A Critique.* Journal: Cernegie-rochester Conference Series on Public Policy, 1, 1976, 19 – 46 p.
25. **Luetkepohl H.** *Vector Autoregressive Models.* European University Institute, 2011, 1 - 6 p.
26. **Lutkepohl H., Poskitt D.** *Estimating Orthogonal Impulse Responses via Vector Autoregressive Models.* Econometric Theory, 7 (4), 1991, 487 – 496 p.
27. **Mankiw N. G.** *The Macroeconomist as Scientist and Engineer.* The Journal of Economic Perspectives, 20 (4), 2006, 29 – 46 p.
28. **McKinsey Global Institute,** *Debt and deleveraging: The global credit bubble and its consequences.* McKinsey & Company, 2010. 10 – 11 p.
29. **Peersman G., Straub R.** *Technology Shocks and Robust Sign Restrictions in Euro Area SVAR.* International Economic Review, 50 (3), 727 – 750 p.

30. **Roeger W.** *The transition and long run effects of increased capital and liquidity requirements.* European Commission, 2010, 30 p.
31. **Roger S., Vlček J.** *Macroeconomic Costs of Higher Bank Capital and Liquidity Requirement.* IMF Working paper, 2011, 12 p.
32. **Said S. E., Dickey D. A.** *Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order.* Biometrika, 71 (3), 1984, 599 – 607 p.
33. **Sbordone A. M., Tambalotti A., Rao K., Walsh K.** *Policy Analysis using DSGE Models: an Introduction.* Economic Policy Review, 16 (2), 2010, 23 – 43 p.
34. **Sims C.** *Macroeconomics and Reality.* Econometrica, 48 (1), 1980, 1 – 48 p.
35. **Slovik P., Cournede B.** *Macroeconomic impact of Basel III.* OECD Economics Department, 2011, 9 - 10 p.
36. **Tovar C. E.** *DSGE Models and Central Banks.* Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, 3, 2009, 1 – 31 p.
37. **Wickens M. R.** *A DSGE Model of Banks Intermediation and Default Risk.* Centre of Economic Policy Discussion Paper, 2010, 8 -19 p.
38. **Woodford M.** *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy.* Princeton University Press, 2003, 1 – 55 p.
39. **Ahking F. W.** *Model mis-specification and Johansen's cointegration analysis: an application to the US money demand.* Journal of Macroeconomics, 24, 2002, 51 – 66 p.

Interneta resursi

1. **Bank for International Settlements,** *Instruments eligible for inclusion in Tier 1 capital.* Pieejams: <http://www.bis.org/press/p981027.htm> (skatīts 20.04.2015.)
2. **Basel Committee on Banking Supervision,** *Basel III phase-in arrangements.* Bank for International Settlements. Pieejams: http://www.bis.org/bcbs/basel3/basel3_phase_in_arrangements.pdf (skatīts 20.04.2015.)
3. **Basel Committee on Banking Supervision.** *Group of Governors and Heads of Supervision announces higher global minimum capital standards.* BIS Press Release, 2010, Pieejams: <http://www.bis.org/press/p100912.pdf> (skatīts 24.04.2015.)
4. **Buiter W.** *The unfortunate uselessness of most „state of the art” academic monetary economics.* Financial Times, 2009, Pieejams:

- <http://blogs.ft.com/maverecon/2009/03/the-unfortunate-uselessness-of-most-state-of-the-art-academic-monetary-economics/#axzz3ZOplCoJc> (skatīts 30.04.2015.)
5. **Colander D., Howitt P., Kirman A., Leijonhufvud A., Mehrling P.** *Beyond DSGE Models: Towards an Empirically-Based Macroeconomics*. Discussion paper for the 2008 American Economics Association Meetings, 2008, Pieejams: https://www.aeaweb.org/annual_mtg_papers/2008/2008_545.pdf (skatīts 30.04.2015.)
 6. **European Commission.** *Memo*. 2013, Pieejams: [http://europa.eu/rapid/press-release MEMO-13-272_en.htm](http://europa.eu/rapid/press-release_MEMO-13-272_en.htm) (skatīts 25.04.2015.)
 7. **Evans-Pritchard A.** *S&P downgrades Baltic states' debt ratings*. The Telegraph, 2009. Pieejams: <http://www.telegraph.co.uk/finance/financialcrisis/6006322/SandP-downgrades-Baltic-states-debt-ratings.html>
 8. **Kocherlakota N.** *Modern Macroeconomic Models as Tools for Economic Policy*. Banking and Policy Issues Magazine, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2010, Pieejams: <https://www.minneapolisfed.org/publications/the-region/modern-macroeconomic-models-as-tools-for-economic-policy> (skatīts: 30.04.2015.)
 9. **Simpson Thacher and Bartlett LPP.** *Federal Reserve Adopts Final U.S. Bank Capital Standards Under Basel III*. Memorandum, 2013. Pieejams: <http://www.stblaw.com/docs/default-source/cold-fusion-existing-content/publications/pub1628.pdf>
 10. **Solow R.** *Building a Science of Economics for the Real World*. House Committee on Science and Technology (Subcommittee on Investigations and Oversight), 2010, Pieejams: https://web.archive.org/web/20110204034313/http://democrats.science.house.gov/Media/file/Commdocs/hearings/2010/Oversight/20july/Solow_Testimony.pdf (skatīts 30.04.2015.)

PIELIKUMI

1. pielikums

Pētījumā izmantotie dati

Rādītājs	Datu avots	Komponentes nr.
Harmonizētais patēriņa cenu indekss (visas komponentes) (2005 = 100)	Eurostat	1
Harmonizētais patēriņa cenu indekss (preces) (2005 = 100)	Eurostat	1
Harmonizētais patēriņa cenu indekss (pakalpojumi) (2005 = 100)	Eurostat	1
Vietējo ražotāju cenu indekss (preces) (2010 = 100)	Eurostat	1
Vietējo ražotāju cenu indekss (ražošanas preces) (2010 = 100)	Eurostat	1
Preču un pakalpojumu eksports (tirgus cenās, mil. EUR)	Eurostat	3
Preču un pakalpojumu imports (tirgus cenās, mil. EUR)	Eurostat	3
Iekšzemes kopprodukts (tirgus cenās, mil. EUR)	Eurostat	3
Kopējie patēriņa izdevumi (tirgus cenās, mil. EUR)	Eurostat	3
EURIBOR 3 mēnešu starpbanku procentu likme	ECB	2
Procentu likmes aizdevumiem nefinanšu institūcijām ar termiņu līdz 1 gadam	ECB	2
Procentu likmes aizdevumiem nefinanšu institūcijām ar termiņu no 1 līdz 5 gadiem	ECB	2
Procentu likmes aizdevumiem nefinanšu institūcijām ar termiņu virs 5 gadiem	ECB	2
Hipotekāro kredītu procentu likmes ar termiņu no 1 līdz 5 gadiem	ECB	2
Hipotekāro kredītu procentu likmes ar termiņu virs 5 gadiem	ECB	2

1. pielikuma turpinājums

Rādītājs	Datu avots	Komponentes nr.
Procentu likmes patēriņa un citu nolūku kredītiem ar termiņu virs 5 gadiem	ECB	2
Kapitāla pietiekamības rādītājs	FKTK	4
Finanšu sviras rādītājs	FKTK (autora aprēķins)	4
1. līmeņa kapitāla pietiekamības rādītājs	FKTK	4

Galveno komponentu analīzes izdruka

KMO and Bartlett's Test

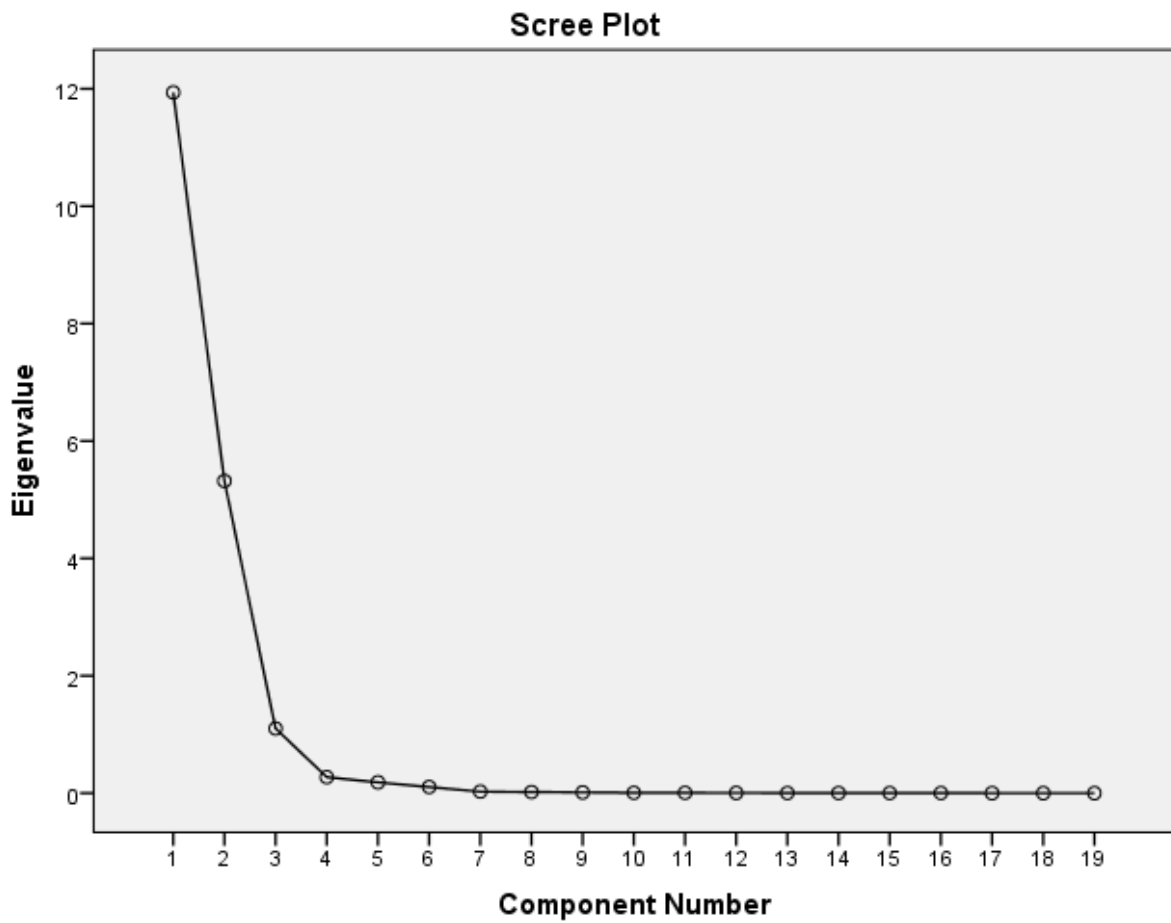
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,825
	Approx. Chi-Square	2688,241
Bartlett's Test of Sphericity	df	171
	Sig.	,000

Communalities

	Initial	Extraction
HICP (2005 = 100) All items	1,000	,999
HICP (2005 = 100) Goods	1,000	,993
HICP (2005 = 100) Services	1,000	,983
Domestic producer price (consumer goods) (2010 = 100)	1,000	,994
Domestic producer prices (manufacturing) (2010 = 100)	1,000	,997
Exports of goods and services (current prices, mil. EUR)	1,000	,979
Imports of goods and services (current prices, mil. EUR)	1,000	,972
Gross domestic product at market prices (current prices, mil. EUR)	1,000	,964
Final consumption expenditure (current prices, mil. EUR)	1,000	,964
Quarterly, Euro area (changing composition), Euro, Reuters, Money Market, Euribor 3-month (EURIBOR3MD_), Historical close, average of observations through period	1,000	,994
Loans, Up to 1 year, Non-Financial corporations	1,000	,948
Loans, Over 1 and up to 5 years, Non-Financial corporations	1,000	,983
Loans, Over 5 years, Non-Financial corporations	1,000	,988
Lending for house purchase, Over 1 and up to 5 years, Households and non-profit institutions serving households	1,000	,989

Lending for house purchase, Over 5 years, Households and non-profit institutions serving households	1,000	,992
Bank interest rates - loans to households for consumption & other purposes with an original maturity of over five years (outstanding amounts)	1,000	,963
car	1,000	,979
tier1	1,000	,975
fin_lev	1,000	,972

Extraction Method: Principal Component Analysis.



Pattern Matrix^a

	Component			
	1	2	3	4
HICP (2005 = 100) All items	,952			
HICP (2005 = 100) Goods	,911			
HICP (2005 = 100) Services	1,031			
Domestic producer price (consumer goods) (2010 = 100)	,845			
Domestic producer prices (manufacturing) (2010 = 100)	,779			
Exports of goods and services (current prices, mil. EUR)			,563	
Imports of goods and services (current prices, mil. EUR)			,973	
Gross domestic product at market prices (current prices, mil. EUR)			,712	
Final consumption expenditure (current prices, mil. EUR)			,693	
Quarterly, Euro area (changing composition), Euro, Reuters, Money Market, Euribor 3- month (EURIBOR3MD_), Historical close, average of observations through period		,746		
Loans, Up to 1 year, Non-Financial corporations		,782		
Loans, Over 1 and up to 5 years, Non- Financial corporations		,839		
Loans, Over 5 years, Non-Financial corporations		,743		
Lending for house purchase, Over 1 and up to 5 years, Households and non-profit institutions serving households		,921		
Lending for house purchase, Over 5 years, Households and non-profit institutions serving households		,786		
Bank interest rates - loans to households for consumption & other purposes with an original maturity of over five years (outstanding amounts)		1,097		
car				,417
tier1			,414	,431
fin_lev			,422	,595

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 17 iterations.

Johansena kointegrācijas sakarību tests

Included observations: 36 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: BANKU_SAIŠTIBAS CENAS PROCENTU_LIKMES IZLAIDE
Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.753844	83.27770	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.422957	32.81323	29.79707	0.0218
At most 2	0.249455	13.01905	15.49471	0.1141
At most 3	0.071964	2.688649	3.841466	0.1011

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.753844	50.46447	27.58434	0.0000
At most 1	0.422957	19.79418	21.13162	0.0761
At most 2	0.249455	10.33040	14.26460	0.1911
At most 3	0.071964	2.688649	3.841466	0.1011

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

BANKU_SAIŠTI		PROCENTU_LIK	
BAS	CENAS	MES	IZLAIDE
322.9155	-0.475354	3.111529	0.065299
241.9180	-0.571164	2.303462	-1.797004
419.9404	-0.059299	0.844043	-2.653410
312.9110	-2.299630	1.341589	-0.393596

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(BANKU_SAIŠTI TIBAS)	-0.000310	-0.001461	-0.000640	-0.000408
D(CENAS)	-0.002829	0.009298	-0.045985	0.004941
D(PROCENTU_L IKMES)	-0.109395	-0.064986	-0.040073	0.038856
D(IZLAIDE)	-0.136724	0.020780	-0.033359	-0.012589

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 237.8137

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

BANKU_SAIŠTI		PROCENTU_LIK	
BAS	CENAS	MES	IZLAIDE
1.000000	-0.001472 (0.00069)	0.009636 (0.00084)	0.000202 (0.00077)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(BANKU_SAIS	
TIBAS)	-0.100158 (0.20694)
D(CENAS)	-0.913418 (6.53970)
D(PROCENTU_L	
IKMES)	-35.32544 (13.9928)
D(IZLAIDE)	-44.15024 (8.08401)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 247.7108

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

BANKU_SAISTI		PROCENTU_LIK	
BAS	CENAS	MES	IZLAIDE
1.000000	0.000000	0.009825	0.012838
		(0.00441)	(0.00352)
0.000000	1.000000	0.128332	8.583943
		(2.74860)	(2.19745)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(BANKU_SAIS		
TIBAS)	-0.453534	0.000982
	(0.22599)	(0.00042)
D(CENAS)	1.335990	-0.003966
	(8.13212)	(0.01498)
D(PROCENTU_L		
IKMES)	-51.04670	0.089119
	(16.5662)	(0.03051)
D(IZLAIDE)	-39.12319	0.053123
	(9.94156)	(0.01831)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 252.8760

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

BANKU_SAISTI		PROCENTU_LIK	
BAS	CENAS	MES	IZLAIDE
1.000000	0.000000	0.000000	-0.009774
			(0.00180)
0.000000	1.000000	0.000000	8.288573
			(1.88190)
0.000000	0.000000	1.000000	2.301613
			(0.40277)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(BANKU_SAIS			
TIBAS)	-0.722206	0.001020	-0.004870
	(0.31636)	(0.00040)	(0.00215)
D(CENAS)	-17.97488	-0.001239	-0.026196
	(10.2552)	(0.01313)	(0.06977)
D(PROCENTU_L			
IKMES)	-67.87496	0.091495	-0.523903
	(23.3874)	(0.02994)	(0.15912)
D(IZLAIDE)	-53.13179	0.055102	-0.405710
	(13.7383)	(0.01759)	(0.09347)

VECM izdruka

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 2006Q1 2014Q4
 Included observations: 36 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
IZLAIDE(-1)	1.000000			
BANKU_SAIStIBAS(-1)	2016.489 (383.485) [5.25833]			
PROCENTU_LIKMES(-1)	17.20832 (3.64570) [4.72017]			
CENAS(-1)	-3.264488 (1.96258) [-1.66337]			
C	-153.5236			

Error Correction:	D(IZLAIDE)	D(BANKU_SAIStIBAS)	D(PROCENTU_LIKMES)	D(CENAS)
CointEq1	-0.019307 (0.00431) [-4.48404]	1.65E-06 (0.00012) [0.01346]	-0.010985 (0.00832) [-1.32101]	-0.001506 (0.00385) [-0.39170]
D(IZLAIDE(-1))	0.131219 (0.16039) [0.81814]	-0.000130 (0.00456) [-0.02846]	0.103487 (0.30974) [0.33410]	-0.143293 (0.14326) [-1.00021]
D(IZLAIDE(-2))	-0.012747 (0.18002) [-0.07081]	0.001893 (0.00512) [0.37015]	0.057644 (0.34766) [0.16581]	0.209471 (0.16080) [1.30269]
D(IZLAIDE(-3))	-0.205700 (0.16220) [-1.26820]	-0.001039 (0.00461) [-0.22548]	-0.471672 (0.31324) [-1.50577]	-0.010845 (0.14488) [-0.07485]
D(BANKU_SAIStIBAS(-1))	36.46840 (11.6213) [3.13806]	-0.463088 (0.33023) [-1.40234]	31.22092 (22.4434) [1.39110]	-9.436124 (10.3805) [-0.90902]
D(BANKU_SAIStIBAS(-2))	66.16894 (15.0793) [4.38807]	-0.047493 (0.42849) [-0.11084]	41.06494 (29.1215) [1.41013]	-0.325850 (13.4693) [-0.02419]
D(BANKU_SAIStIBAS(-3))	59.59317 (12.3992) [4.80621]	-0.214881 (0.35233) [-0.60989]	26.37348 (23.9457) [1.10139]	2.655814 (11.0754) [0.23979]
D(PROCENTU_LIKMES(-1))	0.052542 (0.12062) [0.43562]	-0.002127 (0.00343) [-0.62062]	0.419052 (0.23294) [1.79900]	0.008373 (0.10774) [0.07772]

D(PROCENTU_LIKMES(-2))	0.140992 (0.13046) [1.08071]	0.002820 (0.00371) [0.76065]	0.116928 (0.25195) [0.46409]	0.154184 (0.11653) [1.32309]
D(PROCENTU_LIKMES(-3))	0.174513 (0.13665) [1.27705]	-0.003705 (0.00388) [-0.95414]	0.188090 (0.26391) [0.71271]	0.048912 (0.12206) [0.40071]
D(CENAS(-1))	1.020789 (0.35505) [2.87506]	0.007862 (0.01009) [0.77930]	1.123967 (0.68568) [1.63920]	0.321916 (0.31714) [1.01505]
D(CENAS(-2))	0.653669 (0.23406) [2.79271]	-0.001615 (0.00665) [-0.24286]	0.159573 (0.45203) [0.35301]	-0.003830 (0.20907) [-0.01832]
D(CENAS(-3))	-0.345999 (0.20469) [-1.69034]	-0.003504 (0.00582) [-0.60251]	0.045065 (0.39531) [0.11400]	0.042689 (0.18284) [0.23348]
C	-0.138660 (0.05269) [-2.63178]	0.001327 (0.00150) [0.88647]	-0.131147 (0.10175) [-1.28892]	0.044565 (0.04706) [0.94695]
DUMMY	-0.208268 (0.12915) [-1.61267]	-0.001207 (0.00367) [-0.32902]	-0.266585 (0.24941) [-1.06887]	0.016391 (0.11536) [0.14209]
R-squared	0.862988	0.336062	0.629196	0.612299
Adj. R-squared	0.771646	-0.106563	0.381994	0.353831
Sum sq. resids	0.404466	0.000327	1.508510	0.322709
S.E. equation	0.138781	0.003944	0.268018	0.123964
F-statistic	9.447909	0.759248	2.545265	2.368958
Log likelihood	29.71493	157.9044	6.021355	33.77962
Akaike AIC	-0.817496	-7.939135	0.498814	-1.043312
Schwarz SC	-0.157697	-7.279336	1.158613	-0.383513
Mean dependent	0.064391	0.000868	-0.008851	0.072596
S.D. dependent	0.290420	0.003749	0.340932	0.154214
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.42E-10		
Determinant resid covariance		1.65E-11		
Log likelihood		242.6140		
Akaike information criterion		-9.922997		
Schwarz criterion		-7.107853		

Vaita heteroscedasticitātes testa izdruka

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 2005Q1 2014Q4

Included observations: 36

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
266.1200	270	0.5553			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(27,8)	Prob.	Chi-sq(27)	Prob.
res1*res1	0.797839	1.169345	0.4355	28.72219	0.3745
res2*res2	0.852628	1.714233	0.2174	30.69460	0.2839
res3*res3	0.721169	0.766343	0.7172	25.96210	0.5207
res4*res4	0.887301	2.332802	0.1066	31.94284	0.2342
res2*res1	0.718795	0.757369	0.7243	25.87661	0.5255
res3*res1	0.692537	0.667386	0.7959	24.93134	0.5783
res3*res2	0.743640	0.859486	0.6440	26.77104	0.4762
res4*res1	0.906102	2.859220	0.0624	32.61968	0.2099
res4*res2	0.871049	2.001441	0.1544	31.35775	0.2567
res4*res3	0.807815	1.245427	0.3945	29.08133	0.3570

VECM normalitātes testa izdruka

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 05/24/15 Time: 22:06
 Sample: 2005Q1 2014Q4
 Included observations: 36

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.293451	0.516682	1	0.4723
2	0.989490	5.874540	1	0.0154
3	0.318058	0.606965	1	0.4359
4	0.398141	0.951099	1	0.3294
Joint		7.949287	4	0.0935

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.360509	0.194950	1	0.6588
2	5.210047	7.326461	1	0.0068
3	2.383747	0.569652	1	0.4504
4	4.803457	4.878688	1	0.0272
Joint		12.96975	4	0.0114

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.711632	2	0.7006
2	13.20100	2	0.0014
3	1.176617	2	0.5553
4	5.829787	2	0.0542
Joint	20.91904	8	0.0074