

Tartu Ülikool
Majandusteaduskond
Rahvamajanduse instituut

Epp Rooks

**EESTI LÜHIPERIOODI MAJANDUSKASVU
PROGNOOSIMINE SILDMUDELITEGA**

Magistritöö

Juhendaja: dotsent Toomas Raus

Tartu 2012

SISUKORD

SISSEJUHATUS	4
1. LÜHIPERIOODI PROGNOOSIMUDELID, NENDE TEOREETILISED ALUSED JA EMPIIRILISED VÕIMALUSED	8
1.1. Lühiperioodi majanduskasvu prognoosimise olulisus	8
1.2. Lühiperioodi prognoosimudelite areng	10
1.3. Kvartaalse- ja tihedama sagedusega avaldatavate andmete kasutamisega kaasnevad valikud ja tulenevad kitsaskohad.....	13
1.4. Sildmudeliga prognoosimine.....	22
1.4.1. Sildmudeli ülesehitus	22
1.4.2. Sildmudeli suhtelise headuse hindamine	29
2. EESTI LÜHIPERIOODI MAJANDUSKASVU PROGNOOSIMINE.....	32
2.1. Sildmudeli konstrueerimine.....	32
2.1.1. Andmebaasi kirjeldus.....	32
2.1.2. Sildvõrrandite jaoks sobivate kuiste indikaatorite valik	35
2.1.3. Kvartaalse majanduskasvu prognoosivõrrandid	37
2.2. Eesti majanduskasvu prognoosimine vahemikus 2007 kv2 – 2011 kv4.....	44
2.2.1. Prognoosiprotsessi kirjeldus	44
2.2.2. Üksikute sildvõrrandite prognoosid	47
2.2.3. Üksikute sildvõrrandite prognooside agregeerimine	54
2.2.4. Võrdlusmudeli prognoosid.....	60
2.2.5. Sildvõrrandite prognooside võrdlemine erinevate institutsioonide prognoosidega	62
KOKKUVÕTE.....	66
VIIDATUD ALLIKAD	71
LISA 1. Prognoosimiseks kasutatavad selgitavad muutujad	78

LISA 2. Perioodi 1995 kv1 – 2007 kv1 põhjal leitud 10 väikseima ruutkeskmise veaga ühe selgitava muutujaga kvartaalse majanduskasvu võrrandit	82
LISA 3. Näited erinevate autorite poolt agregeeritud sildvõrrandites kasutatud seletavatest muutujatest.....	85
LISA 4. Kvartaalsete sildvõrrandite vealiikmete Jarque-Bera normaaljaotuse, Breusch-Godfrey autokorrelatsiooni ja Breusch-Pagan-Godfrey heteroskedastiivsuse testide tulemused	87
LISA 5. Kuiste muutujate prognoositabel.....	88
LISA 6. Pehme-, finants-, ja reaalmajandussildvõrranditega kvartalites T-1 (FC1, FC2, FC3) ja T (NC1, NC2, NC3) leitud SKP kasvu prognooside ruutkeskmised vead (pp).....	90
LISA 7. Jaotatud viitaegadega kindla sildvõrrandi SKP kasvu prognoosid vahemikus kv T-1, 1. kuu lõpp (FC1) – kv T, 3. kuu lõpp (NC3) (%).....	91
LISA 8. Jaotatud viitaegadega finantssildvõrrandi SKP kasvu prognoosid vahemikus kv T-1, 1. kuu lõpp (FC1) – kv T, 3. kuu lõpp (NC3) (%).....	91
LISA 9. Agregeeritud sildvõrranditega kvartalites T-1 (FC1, FC2, FC3) ja T (NC1, NC2, NC3) leitud SKP kasvu prognooside ruutkeskmised vead (pp)	92
LISA 10. Agregeeritud jaotatud viitaegadega sildvõrranditega kvartali T viimasel kuul leitud majanduskasvu prognoosid.....	94
LISA 11. Agregeeritud ratsionaalselt jaotatud viitaegadega sildvõrranditega kvartali T viimasel kuul leitud majanduskasvu prognoosid	96
SUMMARY	98

SISSEJUHATUS

Kvantitatiivne informatsioon majanduse hetkeseisu kohta on üks kõige olulisemaid pidepunkte poliitikaotsuste tegemisel. Õigete poliitikaotsuste vastuvõtmine sõltub tugevalt ajakohastest ja usaldusväärsetest teadmistest hetkel toimuvate protsesside kohta. Ajakohane informatsiooni on veelgi kriitilisema tähtsusega prognooside koostamisel, mõjutades otseselt tulemuste kvaliteeti.

Poliitikute ja majandusteadlaste poolt enimkasutatud ja -prognoositud näitajaks majanduse jooksva- ja tulevikuseisundi hindamisel võib pidada reaalsel majanduskasvu¹. Majanduskasvu prognoosidel on oluline roll nii avaliku kui erasektori jaoks. Avaliku sektori institutsioonid kasutavad SKP kasvuprognoose näiteks monetaar- ja fiskaalpoliitika elluviimisel ning tööhõive prognoosimisel. Erasektor arvestab majanduskasvu väljavaadetega nõudluse ja rahavoogude prognoosimisel, potentsiaalsete eksporditurgude valimisel ja mitmete teiste strateegiliste otsuste langetamisel.

Praktikas on aga SKP kasutamine eelmainitud eesmärkidel raskendatud, sest rahvamajanduse arvepidamise statistika avaldatakse enamikus maailma riikides suurte ajaliste nihetega. Näiteks Eestis avaldab Statistikaamet majanduskasvu kiirhinnangu 43. päeval pärast arvestusperioodi lõppu ja täiendatud andmete põhjal arvutatud esialgse SKP alles 70. päeval pärast arvestusperioodi lõppu. (Ülevaade... 2010: 1)

Laiahaardelise ning õigeaegse ülevaate puudumine majandusolukorrast võib tähendada, et poliitikud ning ettevõtjad on olulise majandustegevuse aeglustumise või kiirenemise äratundmisega mitu kuud hiljaks jäänud. Taoline õigeaegse informatsiooni puudumine on üks oluline osa „äratundmise viitajast“ (*recognition lag*), mille majandusteadlased on määratlenud peamise takistusena aktiivsete tsüklivastaste poliitikate elluviimisel. Probleem on eriti oluline majandustsüklite tippude ja põhjade ümber, kus võivad

¹ Siin ja edaspidi on majanduskasvu ja SKP kasv kasutusel sünonüümidena.

ilmneda esimesed signaalid majanduse suunamuutusest. (Kitchen, Monaco 2003: 11) Nn „äratundmise viitaja“ probleem ilmnes selgelt ka viimase majanduskriisi ajal kui poliitikategijad, teadlased ja majandusagendid ei suutnud majanduse hetkeolukorda, tulevikust rääkimata, adekvaatselt hinnata ning reageerisid probleemidele liiga hilja. Õigeaegse informatsiooni vajadus on veelgi selgem prognoosimisel, kus hea algsete tingimuste tundmine mõjutab otseselt tulemuste kvaliteeti. Lühiperioodi prognoosid hõlmavad üldjuhul kuni kahte kvartalit ja on seetõttu baasiks või alguspunktiks pikemaajalistele projektsioonidele (Short-term forecasting... 2009: 33). Statistika ilmumise viitajalisuse tõttu ei ole lühiperioodi prognoosimine vajalik mitte ainult lähituleviku liikumissuuna (*forecasting*) määramiseks vaid ka majanduse hetkeseisu (*nowcasting*) ning lähimineviku hindamiseks (*backcasting*).

Kvartaalseid Eesti majanduse kasvuprognose kohalikud- ja välismaised institutsioonid järjepidevalt ei avalda. Küll on üksikud kvartaalsed prognoosid saadaval näiteks BNS-i poolt kommertspankade seas, enne statistikaameti kiirhinnangute avaldamist, läbiviidavate küsitluste vastustena. Prognooside leidmiseks kasutatavate meetodite kohta on aga väga vähe informatsiooni. Autorile teadaolevalt on publitseeritud vaid kaks tööd – Schulz 2007, 2008 – milles konstrueeritakse Eesti lühiperioodi majanduskasvu prognoosimudel ja prognoositakse sellega kvartaalset majanduskasvu. Mõlemad tööd kasutavad seletavate muutujatena kvartaalseid andmeid ning põhinevad faktoranalüüsil – suures hulgas indikaatormuutujates sisalduv informatsioon summeeritakse väikesesse arvu ühistesse faktoritesse, mida seejärel kasutatakse majanduskasvu prognoosimiseks.

Tulenevalt lühiperioodi prognoosimise olulisusest ning vähestest teemakohastest uuringutest Eesti näitel, on käesoleva magistritöö eesmärk Eesti kvartaalse majanduskasvu prognoosimine sildmudelitega. Sildmudel on Euroopa ja Põhja-Ameerika institutsioonide poolt üks enimuuritud ja -kasutatav lühiperioodi prognoosimudel. Sildmudeli nimi peegeldab ideed kasutada varemavaldatavaid kuiseid muutujaid puuduvatetest majanduskasvu andmetest tuleneva tühjuse täitmiseks (inglise keeles *to bridge the gap*). Teisisõnu – sildmudeliga prognoositakse kvartaalset SKP kasvu, kasutades selgitavate muutujatena kvartaalsele sagedusele agregeeritud kuiseid muutujaid. Rohkearvulised kuised indikaatorid kannavad endas laialdast informatsiooni

erinevatest majanduses toimuvatest arengutest. Nende signaalide oskuslik agregeerimine võimaldab anda hinnangu jooksva ja järgneva kvartali majanduskasvule enne ametlike numbrite avaldamist.

Eesmärgi täitmiseks on püstitatud järgmised uurimisülesanded:

- selgitada lühiperioodi kasvuprognoside vajalikkust;
- anda ülevaade lühiperioodi prognoosimudelite arengust;
- selgitada prognoosimiseks kasutatavate andmetega kaasnevaid valikuid ja tulenevaid kitsaskohti;
- tutvustada sildmudelit ning erinevaid võimalusi selle konstrueerimiseks;
- konstrueerida Eesti lühiperioodi majanduskasvu prognoosimiseks mitu sildmudelit ning prognoosida nendega kvartaalset majanduskasvu vahemikus 2007 kv2 – 2011 kv4²;
- võrrelda sildmudelite majanduskasvu prognoose lihtsate võrdlusmudelite ning teiste institutsioonide prognoosidega majanduskriisi- ja taastumisperioodil.

Magistritöö teoreetilises osas käsitletakse lühiperioodi kasvuprognoside vajalikkust avaliku- ja erasektori seisukohast ning selgitatakse peamisi andmeprobleeme, mis lühiperioodi prognoosimudelite koostamisega kaasnevad. Samuti antakse ülevaade lühiperioodi prognoosimudelite arengust. Teooriapoole teises osas võetakse lähema vaatluse alla sildmudel: tutvustatakse selle erinevaid konstrueerimisvõimalusi ja saadud tulemusi.

Töö empiirilises osas konstrueeritakse Eesti jooksva (*nowcasting*) ja järgneva (*forecasting*) kvartali majanduskasvu prognoosimiseks sildvõrrandid. Seejärel prognoositakse saadud võrranditega Eesti majanduskasvu vahemikus 2007 kv2 – 2011 kv4. Prognoosimine toimub nn pseudoreaalajas – nii kvartaalse SKP kasvu kui kuiste muutujate aegridade puhul kasutatakse viimati avaldatud (ja seega mitte reaalsaja) andmekomplekte, kuid prognooside tegemisel võetakse arvesse ainult neid andmeid, mis prognoosimise hetkel minevikus olemas pidid olema. Iga kvartali T majanduskasvu prognoositakse kuuel järjestikusel kuul, alustades kvartali T-1 esimese kuu lõpust, et võrrelda uute andmete avaldamise tulemusena muutuvaid prognoose. Seejärel

² Siin ja edaspidi on kvartalit lühendatud kui kv.

analüüsitakse üksikute sildvõrrandite prognooside agregeerimisvõimalusi ning võrreldakse agregaatide ning üksikute võrrandite prognoosiheadust. Prognoosiheaduse hindamiseks kasutatakse lisaks võrdlusele tegeliku majanduskasvuga ka lihtsaid võrdlusmudeleid – juhusliku ekslemise mudelit ning 1. ja 2. järku autoregressiivseid mudeleid – mille hinnangud põhinevad vaid prognoositava aegrea varasematel vaatlustel. Autori jaoks on oluline leida vastus küsimusele, kui hästi suudab sildmudel prognoosida majanduskriisi pöördepunkte ning kas tulemused erinevad võrdlusmudeli prognoosidest. Lisaks võrreldakse sildmudelite abil leitud aastaseid majanduskasvu prognoose teiste institutsioonide poolt reaaliajas tehtud aastaste prognoosidega.

Prognoosimiseks kasutatakse küsitlusandmetel põhinevaid nn pehmeid andmeid (*soft data*), reaalselt majandustegevust kirjeldavaid nn kindlaid andmeid (*hard data*) ning finantssektori tegevust kirjeldavaid andmeid (*financial data*). Andmed pärinevad Statistikaameti, Eesti Panga, Euroopa Komisjoni, Eurostati ja Euroopa Keskpanga andmebaasist.

1. LÜHIPERIOODI PROGNOOSIMUDELID, NENDE TEOREETILISED ALUSED JA EMPIIRILISED VÕIMALUSED

1.1. Lühiperioodi majanduskasvu prognoosimise olulisus

Sisemajanduse koguprodukt on kõige olulisem ja enim kasutatav rahvamajanduse arvepidamise näitaja. SKP kajastab riigi kodumaiste majandussubjektide – majapidamiste, ettevõtete, valitsuse – ja välisturu tegevuse tulemusena loodud rikkust. Vaatamata kõigile oma puudustele peetakse reaalset SKP-d parimaks riigi majandusliku heaolu näitajaks ning kaudseks ühiskonna arengu ja üldise progressi mõõdupuuks.

Jooksev majanduskasvu dünaamika on oluline lähtepunkt prognooside koostamisel, mõjutades strateegiliste otsuste vastuvõtmist nii avalikus- kui ka erasektoris. Majanduspoliitika muutumisel järjest rohkem eesmärgile orienteerituks, suureneb ka kasvuprognoside roll monetaar- ja fiskaalpoliitika elluviimisel. Näiteks on paljud riigid, sh Euroopa Liit, seadnud eesmärgiks kindla inflatsioonitaseme ning pannud paika eelarve puudujääki, valitsuse kulutusi- ja riigivõla suurust käsitlevad eesmärgid. Inflatsiooni kontrollimine, mis on üks monetaarpoliitika olulisemaid ülesandeid, nõuab täpset hinnangut tootmisvõimsuste rakendatuse kohta, mis omakorda nõuab informatsiooni muutuste kohta majandusaktiivsuses (Dolega 2010: 4). Kuna monetaarpoliitika rakendub mõningase viitajaga, ei avalda see lühiajaliselt majandustegevusele ning hindadele rohkem kui marginaalset efekti. Sellest lähtuvalt peab monetaarpoliitika olema orienteeritud keskpikale ajaperioodile, põhinedes usaldusväärsetel majandusarengu suundumuste hinnangutel, mis muudab jooksva perioodi kasvuprognosi õigsuse eriti oluliseks. Lisaks võib keskpankade prognooside avaldamine aidata ankurdada ettevõtete ja majapidamiste pikaajalisi ootusi ning muuta monetaarpoliitikat seeläbi veelgi efektiivsemaks. (Short-term forecasting... 2009: 32)

Jooksva ja järgnevate perioodide majanduskasvu projektsioonid mõjutavad ka fiskaalpoliitika teostamist, etendades olulist rolli maksulaekumiste ja teiste tulude prognoosimisel ning sellest lähtuvalt maksupoliitika kujundamisel ning valitsuse eelarve koostamisel (Lindén 2003: 5). Kuna hõive määr on tugevas sõltuvuses majandusaktiivsusest, siis on kasvuprognoosid vajalikud sobivate tööturumeetmete valimiseks ja õigeaegseks rakendamiseks.

Huvi ja nõudlus pideva makromajandusanalüüsi, eriti prognooside järele, on viimastel aastatel tunduvalt kasvanud. Üks põhjustest on globaalsete kapitali- ja finantsturgude kiire areng ja laienemine, mis on suurendanud kapitali liikumist ja viinud selle mõjude üha kiirema ja lihtsama kandumiseni reaalmajandusse. Aktsiainvestorile on majanduskasv olulisemaid makromajandusnäitajaid. Kui üldine kogutoodang kahaneb või püsib vaevu stabiilsena, ei ole enamik firmadest võimelised oma kasumeid suurendama. Kuna kasum on peamisi aktsiaturgude liigutajaid, viivad majandusagentide negatiivsed kasvuootused ka aktsiaturud langusesse.

Erasektoris on SKP kasvuprognoosid sisendiks planeerimisel ning strateegiliste otsuste vastuvõtmisel. Näiteks investeerimisotsuste langetamisel rahavoogude prognoosimiseks või valides turge, kuhu siseneda (Lindén 2003: 5). Majanduse hetkeolukorra ja tulevikusuundumuse mõistmine on vajalik ka tootmise laiendamise otstarbekuse analüüsimisel – kas tarbijatel on piisavalt ostujõudu uute toodete ostmiseks või kasvavad tootmise suurendamise tagajärjel hoopis laovarud. SKP kasvuprognoosid hõlbustavad ka personalivajaduse planeerimist, mis on kriitiliseks eduteguriks eelkõige suurtes töötajumahukates tootmisettevõtetes.

Kokkuvõtvalt võib öelda, et majandusagendid peavad püstitatud eesmärkide pidevaks jälgimiseks ning majandusarengu mõjutamiseks soovitavas suunas omama juurdepääsu kiirele ja usaldusväärsele majanduse hetkeseisu ning võimalikke lähituleviku arengusuundi iseloomustavale informatsioonile. Seega etendab statistikaametite ning keskpankade poolt avaldatav informatsioon majandusagentide jaoks väga olulist rolli.

Kahjuks avaldatakse rahvamajanduse arvepidamise peamised näitajad olulise viitajaga. Näiteks Eestis avaldab Statistikaamet majanduskasvu kiirhinnangu 43. päeval pärast arvestusperioodi lõppu. Eurostat avaldab EL liikmesriikide vastava kvartali SKP kasvu

kiirhinnangud üks päev hiljem ehk 44. päeval pärast arvestusperioodi lõppu. 70 päeva pärast arvestusperioodi lõppu avaldatakse täiendatud andmete põhjal tootmise, tarbimise ja sissetuleku meetodil arvatud esialgne kvartaalne SKP. (Ülevaade sisemajanduse... 2010: 1) Euroala kvartaalse majanduskasvu kiirhinnang (*flash estimate*) avaldatakse 45 päeva ja teine hinnang (*second estimate*) 65 päeva pärast kvartali lõppu (Eurostat news... 2011: 1)³. Nõnda pikk viitaeg nõrgendab oluliselt SKP rolli poliitikaotsuste langetamisel ja varajasel majandusolukorra mõistmisel. (Baffigi *et al.* 2004: 447) Ajakohase ning laiahaardelise informatsiooni puudumine võib tähendada, et poliitikud ning ettevõtjad on rohkem kui 2 kuud olulise majanduslanguse või –tõusu äratundmisega, hiljaks jäänud. Majandusteadlased peavad taolist „äratundmise viitaega“ (*recognition lag*) peamiseks takistuseks edukate tsüklivastaste poliitikate rakendamisel. Antud probleem on oluline eelkõige majandustsüklite tippude ja põhjade ümbruses, kus võivad esineda märgid majanduse suunamuutusest. (Kitchen, Monaco 2003: 11)

SKP andmete avaldamise pikad viitajad tähendavad ka seda, et lühiajalisi prognoose ei ole vaja mitte ainult lähituleviku hindamiseks, vaid isegi usaldusväärse hinnangu andmine jooksva kvartali makromajanduslikule seisundile, nõuab prognoositehnikate kasutamist. Olles lähtekohaks pikaajaliste prognooside tegemisel, on hetke majandusolukorra adekvaatne ja võimalikult täpne määratlemine tulevikustsenaariumide hindamise seisukohast kriitilise tähtsusega.

1.2. Lühiperioodi prognoosimudelite areng

Kuni 1950. aastate lõpuni olid riiklikud arvepidamise- ning sotsiaalnäitajad saadaval aastase sagedusega. Taoline andmebaas määras omakorda ökonomeetriliste mudelite aastase perioodilisuse. Alles 1960. aastate algusest hakkasid üksikud tööstusriigid kvartaalset andmebaasi moodustama, mis võimaldas edaspidi kvartaalseid mudeleid konstrueerida. Võib öelda, et tiheda sagedusega avaldatavatel andmetel põhinevad meetodikad tekkisid nii praktilise ökonomeetria tehnilise arengu tulemusena kui ka

³ Varasemalt nimetati teist hinnangut esimeseks (*first estimate*) ning teiseks hinnanguks (*second estimate*) nimetati t+100 päeva pärast kvartali lõppu avaldatavat hinnangut. Kuna t+65 ja t+100 hinnangud erinesid vaid vähestel kordadel, otsustas Eurostat lõpetada t+100 hinnangute avaldamise ametlike teadaannete kaudu ning uuendab neid vaid Eurostati andmebaasis. (Eurostat news... 2011: 1)

vastusena turu nõudlusele lühiajaliste ökonomeetriliste mudelite järel. (Coutiño 2003: 4-5) Kaasajal on informatsioonivoog peaaegu pidev, võimaldades konstrueerida mudeleid ka reaalses avaldatavate andmete põhjal.

Üks esimesi sagedamini kui aastase perioodilisusega avaldatavaid andmeid kasutav mudel (*high-frequency model*) oli 1970. aastate alguses Lawrence Klein'i eestvedamisel konstrueeritud *Wharton Econometrics*'i kvartaalne mudel. Antud mudelit kasutati USA aastase sagedusega mudelile esialgsete tingimuste loomiseks. Teisisõnu – kvartaalse mudeliga saadi esimese kahe aasta majanduskasvu prognoosid, mis olid aastasele mudelile keskpika prognoosi sisendiks. 1970. ja 1980. aastate arengute tulemusena hakati tiheda sagedusega avaldatavat informatsiooni kasutama prognoosimiseks. (Coutiño 2003: 5-6)

Selle perioodi mudelite hulka kuulub ka Klein'i poolt välja arendatud Pennsylvania ülikooli mudel, mille esialgne idee oli ühendada endas lühi- ja pikaperioodi mudeleid ning mis loodi USA majanduse kvartaalse majanduskasvu prognoosimiseks enne ametlikke avaldamiskuupäevi. Tegemist oli sildvõrrandite kontseptsiooniga - kuise sagedusega avaldatavaid andmeid kasutati kvartaalsete rahvamajanduse arvepidamise komponentide prognoosimiseks. Puuduvad kuised andmed prognoositi ARMA mudelitega. SKP prognoosimiseks sildvõrranditega kasutatakse kolme lähenemist: kulutusi, sissetulekuid ja kuiste indikaatorite peakomponente. Esimesed kaks lähenemist on nõudluspoolsed: järgides rahvamajanduse arvepidamise metodoloogiat, kasutatakse kuiseid indikaatoreid kvartaalsete SKP komponentide hindamiseks. Kuna andmed, mis on vajalikud SKP arvutamiseks tootmismeetodil, avaldatakse USA-s pika viitajaga, kasutatakse peakomponentide meetodit. Peakomponendid ekstraheeritakse 25-st SKP-ga kõrgelt korreleeritud kuise indikaatorist. Mainitud kolm lähenemist annavad kolm erinevat kvartaalse SKP hinnangut, mille keskmistamise tulemusena saadakse lõplik SKP hinnang. (Klein, Sojo 1989: 4-12; Coutiño 2003: 5-7) Antud mudeli praegune variant – Jooksva Kvartali Mudel (*Current Quarter Model*) – on kasutuses olnud alates

1990. aastate algusest, genereerides iganädalasi uuendusi USA majanduse jooksva kvartali SKP kasvu hinnangutele (Coutiño 2003: 6).⁴

Paralleelselt aegridade mudelite arenguga suurenes avaldatavate majandusandmete hulk ja kvaliteet, mis tähendas, et lisaks sobiva prognoosimetoodika valikule tekkis vajadus läbi sõeluda suur hulk andmeid, eraldades olulise informatsiooni ebaolulisest. Selles kontekstis kerkisid esile mitmed erinevad eelkõige suurtele andmehulkadele rakendatavad lähenemised⁵ (Cobb *et al.* 2011: 1).

Siia alla kuuluvad ka faktormudelid, mis on tänu oma headele prognoositulemustele viimasel aastakümneil majanduskasvu prognoosimisel laialdast kasutamist leidnud (näiteks Stock ja Watson (2002, 2004), Forni *et al.* (2001, 2005), Schumacher (2005)). Faktormudelid võimaldavad koondada paljudes jälgitavates üksikindikaatorites sisalduva informatsiooni vähestesse (mittejälgitavatesse/latentsetesse) ühistesse tunnustesse. Teisisõnu, paljude algmuutujate asemel (x_1, x_2, \dots, x_m) kirjeldatakse SKP varieerumist väiksema arvu uute F_1, F_2, \dots, F_t muutujate (faktorite) abil. Faktoranalüüsi nimetatakse seetõttu ka andmete taandamise meetodiks (*data reduction method*). Matemaatiliselt põhineb faktoranalüüs muutujate omavahelistel seostel ehk omavahel agregeeritakse need muutujad, mille puhul esineb tugev korrelatsioon. Nii saadakse algmuutujate arvuga võrreldes väiksem hulk faktoreid, millega saab kirjeldada kõik algmuutujad.

Faktormudelite miinuseks võib pidada keerukamat arvutuslikku protseduuri ning vajadust eelnevalt määratleda kasutatavate faktorite arv, suurendades mudeli järjepideva uuendamise kulusid. Faktormudelitele ja ka indeksitele heidetakse veel ette nende läbipaistmatust ehk sarnanemist nn „mustade kastidega“: suure arvu muutujate tõttu on raske kindlaks teha ekstraheeritud faktorite igakuiste muutuste põhjusi ning see muudab prognoositulemuste tõlgendamise majanduslikust seisukohast keeruliseks. (Sedillot, Pain 2003: 13; Golinelli, Parigi 2004: 2-3; Sedillot, Pain 2005: 178; Barhoumi *et al.* 2011: 2)

⁴ Hetkel kasutuses olev Jooksva Kvartali Mudel koosneb umbes 200 sildvõrrandist ning on täielikult ökonomeetiline mudel. Mudeli 16. aprillil 2012. aastal genereeritud prognoose on võimalik vaadata siit: <http://www.prognoz.com/Economic/USA/US04162012.pdf>

⁵ Hea ülevaate suurtele andmehulkadele rakendatavatest meetoditest annavad Eklund, Kapetanios (2008).

Prognoosimudelite edasiarendusena on hakatud erinevaid meetodeid, sh ka sild- ja faktormudeleid (*bridging with factors*) ühendama (*forecast pooling*), eesmärgiga hõlmata mudelite poolt peegeldatavaid erinevaid teoreetilisi vaatenurki ning osa saada mõlema mudeli tugevustest (sild- ja faktormudelite ühendamise ideed tutvustasid esimesena Giannone *et al.* (2008)).

Lisaks otsesele majanduskasvu prognoosimisele, on lähtuvalt majandusagentide vajadustest väljaarendatud ka mitmed statistilised ühendnäitajad ehk indeksid, mida arvutatakse kuise sagedusega erinevate kvantitatiivsete muutujate, usaldusuuringute, hinnaindikaatorite ja finantsmuutujate põhjal. Sinna hulk kuuluvad Euroopa Komisjoni majandusosalduks (*economic sentiment indicator – ESI*), OECD ühendjuhtivindikaator (*composite leading indicator – OLI*), CEPR (*Center for Economic and Policy Research*) poolt avaldatav EuroCoin ning EUROFRAME grupi poolt väljaarendatud kvartaalse majanduskasvu indikaator, mida avaldatakse regulaarselt Financial Times'is. Erinevalt eelmainitud indikaatoritest avaldatakse CESifo majanduskliima indikaatorit (*CESifo Economic Climate indicator*) kvartaalse tihedusega ning see põhineb täielikult kvalitatiivsel informatsioonil, näidates majandusekspertide hinnangut euroala jooksvale majandusolukorrale ja tulevikuaarengutele. (Hülsewig *et al.* 2007: 2)

Seega võib kokkuvõtvalt öelda, et majandusarengute jälgimist ning majanduses toimuvate muutuste õigeaegset mõistmist peetakse järjest tähtsamaks, mis väljendub ka meetodite mitmekülsuses ning pidevas edasiarenduses.

1.3. Kvartaalse- ja tihedama sagedusega avaldatavate andmete kasutamise kaasnivad valikud ja tulenevad kitsaskohad

Tänapäeval on saadaval suur hulk kuiseid, nädalasi ja isegi iga sekund avaldatavaid andmeid, mis hoiatavad poliitikategijaid ja analüütikuid majanduse kursimuutuste eest enne ametliku majanduskasvu hinnangu avaldamist. Andmerohkus on prognoosijale ühest küljest õnnistuseks, tuues kaasa palju erinevaid võimalusi kuidas andmetest

maksimaalne informatsiooni kätte saada ja teisest küljest ka õnnetuseks, sest vaja on langetada mitmeid otsuseid, mis määravad lõppprognosi headuse.

Mudelisse kaasatava andmehulga valik

Lähtuvalt eeltoodust tuleb esimesena langetada otsus mudelisse kaasatavate andmete hulga osas. Üldjoontes jagunevad lähenemised kaheks: „andmerikkas“ (*data-rich*) ja „andmevaeses“ (*lean-data*) keskkonnas prognoosimine.

Esimesel juhul prognoositakse SKP kasvu mudeliga, kuhu on kaasatud võimalikult palju muutujaid ning teisel juhul üksikute muutujate abil, millel eeldatakse olevat SKP kasvuga tugev seos (Lombardi *et al.* 2011: 5-6). Andmevaeses keskkonnas rakendatavate prognoosimeetodite alla võib liigitada ka sildmudelid. Kuna valik kuiste andmete vahel on suur ning need on tihti omavahel tugevalt korreleerunud, nõuab vajadus vältida multikollineaarsust ning säilitada võimalikult suur vabadusastmete arv, et sildmudelid oleksid ökonoomsed, hõlmates vaid mõningaid muutujaid. Prognoosivõrrandid, mille selgitavate muutujate arv on suur, genereerivad prognoose, mis muutuvad kiirelt ebaefektiivseks ning ebastabiilseks. Siinkohale võib erilise lahendusena välja tuua Kitchen, Monaco (2003: 15) poolt kirjeldatud USA Treasury Reaalaja Prognoosisüsteemi (*real-time forecasting system – RTFS*) ning Drechsel, Maurin (2008: 9) töö, mis prognoosivad majanduskasvu ühe sõltumatu muutujaga võrrandite põhjal, kasutades selleks vastavalt 30 ja 163 kuist muutujat. Koondprognoosi leidmiseks üksikud prognoosid agregeeritakse.

Andmerikkas keskkonnas on palju kasutamist leidnud faktormudelid, mis põhinevad eeldusel, et suurema arvu muutujate kasutamine võimaldab saada paremaid prognoose. Tegelikuses ei pruugi aga rohkemate andmete kasutamine tulemuslikum olla. Lombardi, Maier (2011: 33-36) analüüsivad oma töös faktormudeli ja lihtsama ostujuhtide indeksil (PMI – *purchasing managers index*) põhineva indikaatormudeli (selgitavateks muutujateks viitajaga SKP ja PMI indeks) headust nn Suure Stabiilsuse (*Great Moderation*) perioodil (2002-2007) ja Suure Languse (*Great Recession*) perioodil (2008-2009) euroala majanduskasvu prognoosimisel. Autorid leiavad, et kuigi mõlemad mudelid annavad täpsemaid prognoose kui naiivsed võrdlusmudelid, ei vii rohkemate andmete kasutamine alati täpsemate prognoosideni ning faktormudeli prognoosid ei ületa alati andmevaese PMI mudeli prognoose. Nimelt on esimene

dünaamilise faktoranalüüsiga saadud faktor tugevalt korreleeritud PMI indeksiga, andes mõista, et mõlemad näitajad identifitseerivad sarnaseid majandusprotsesse. Sellest johtuvalt võib PMI mudelit pidada primitiivseks viisiks kuidas ilma suuri andmehulki töötlemata genereerida üllatavalt täpseid SKP kasvuprognose mitmetele euroala riikidele, nii madala kui ka kõrge volatiilsusega perioodidel. PMI indeksi kiire kohanemisvõime tõttu näitab mudel eriti häid tulemusi kui majandusväljavaadetes toimuvad järsud muutused.

Valik esialgsete ja ümberhinnatud andmete vahel

Andmete ebakindlus, mis nähtub korrigeerimistest, on oluline probleem, millega prognoosimudeleid koostades tuleb arvestada. Andmete ebakindlus võib kaasa tuua prognoosivigu ning mõjutada majandusagentide ootuste kujunemist, samuti ka parameetreid, mille arvutamisel lähtutakse antud reaalaajalistest andmetest. (Kuubulletään...: 72)

Harilikult saadakse uurimise tulemusena, et tänu prognoositavat kvartalit kirjeldava statistilise informatsiooni kasutamisele, on sildmudelite jooksva kvartali prognoosid üldjoontes paremad kui traditsiooniliste võrdlusmudelite prognoosid. Ent sellised tulemused saadakse tihti pseudo reaalaja-andmetega, mitte andmetega, mis prognoosihetkel tegelikult saadaval olid. Denton, Kuiper (1965: 206) ja Cole (1969: 79-81) varased uuringud näitavad, kuidas algandmete kasutamine revideeritud andmete asemel, viib suuremate prognoosivigadeni. Diebold, Rudebusch (1991: 606-609) töö tulemustest selgub samuti, et muutujate revideeritud andmekomplektide kasutamine võib viia mudeli prognoosivõime ülehindamiseni. Pesaran, Timmermann (2004: 13-14) rõhutavad, et võimaluse (andmete olemasolul ning algoritmi mõistliku arvutuskiiruse) korral peavad reaalaja mudelid kõikides prognoosihetkedes kasutama reaalaja andmekomplekte, et prognoosikvaliteeti mitte ülehinnata.

Croushore, Stark (2000: 12-15) näitavad, et reaalaja- ja revideeritud andmetel põhinevad prognoosid on küll positiivselt korreleeritud, kuid reaalse kogutoodangu revisjonide tulemusena võivad need teatud perioodidel ka märkimisväärselt erineda. Küll selgub autorite empiirilisest simulatsioonist, et kui hindamine toimub üle pika perioodi, on prognoosivead reaalaja- ja lõplike andmete kasutamisel küllaltki sarnased.

Zheng, Rossiter (2003: 19-20) prognoosivad Kanada majanduskasvu ning leiavad, et pseudoreaalaja andmete kasutamisel saadavad prognoosivead ei erine oluliselt reaalaraja andmekomplektide (viimane võtab arvesse kolme muutuja, sh SKP enda revisjone) kasutamisel saadavatest prognoosivigadest. Küll aga kaotab reaalaraja andmekomplektide kasutamisel oma eelise pseudoreaalajas kõige täpsemad prognoose andnud kvartaalne AR mudel.

Diron'i (2006: 20-21) töö kohaselt, mis andmete ümberhindamise mõju uurib, ei ole valik viimati avaldatud ja reaalaraja andmete vahel lühiperioodi majanduskasvu prognoosimisel vähemalt euroalas olulise tähtsusega ning enamikel juhtudel panustavad andmerevisjonid prognoosivigadesse vähem kui mudeli vale spetsifikatsioon. See ei pruugi aga teiste riikide puhul, kus andmerevisjonid võivad tunduvalt suuremad olla, paika pidada.

Võrreldes USA ja Jaapani majanduskasvu revisjonidega, on euroala SKP reaalkasvu kohandused väikesed. Samas korrigeeritakse euroala SKP komponente tavaliselt rohkemgi kui SKP-d ennast, eriti investeringu- ja ekspordinäitajaid. (Kuubulletään...: 72) Eesti Statistikaameti arvatud majanduskasvu kiirhinnangu ja esialgse kvartaalse majanduskasvu vahe on vahemikus 2000 – 2010 olnud keskmiselt 0,25 protsendipunkti. (Ülevaade sisemajanduse... 2010: 1)

Andmete ulatuslikul korrigeerimisel võib lahenduseks olla suurema kaalu andmine andmetele, mille korrigeerimine on vähemtõenäoline ja/või väiksema ulatusega (Kuubulletään...: 72)

Peamiseks põhjuseks, miks kasutatakse viimati saadaolevaid andmeid, on reaalaraja andmekomplektide halb kättesaadavus ning reaalarajaprognoside suurem arvutusmahukus ja/ning –keerukus. Eesti puhul tuleks reaalse olukorra taastamiseks kasutusele võtta Statistikaameti publikatsioonid, näiteks kvartaalse tihedusega ilmuv „Eesti Statistika Kvartalikirj“ või pressiteated. Esimesest saadav info on ebatäielik, sisaldades vaid valitud indikaatorite kvartaalseid ja aastaseid väärtusi. Aegridade taastamine pressiteadete põhjal on võimalik vaid lühikeste ajaperioodide jaoks – töö koostamise ajal pärinesid statistikaameti kodulehel varaseimad saadaolevad pressiteated

2010. aastast. Olenemata andmekogumismeetodist, on tegemist aeganõudva protseduuriga, kus 100%-liselt reaalselt olukorda taastada ei õnnestuks.

Reaalaja-andmete puudulikkus on viimasel ajal järjest suuremat tähelepanu pälvinud ning mitmed suurriigid (USA, Saksamaa, Suurbritannia), OECD ja Euroopa Liit on teinud esimesi samme probleemi lahendamiseks. Näiteks Eurostatil on plaanis teha kättesaadavaks põhjalik andmebaas, mis sisaldaks Euroopa majanduse põhinäitajate (*Principal European Economic Indicators*) päevaseid nn ülesvõtteid. (Giannone *et al.* 2010: 5) Selline andmebaas võimaldaks asjahuvilistel taastada ükskõik mis ajahetkel minevikus olemas olnud andmekomplektid.

2010. aastal loodi Euroala Majandustsükli Võrgustiku (*Euro Area Business Cycle Network*) eestvedamisel reaalaaja andmebaas, mis sisaldab Euroopa Keskpanga (EKP) kuubülletäänis regulaarselt avaldatavate andmete aegridasid. Tegu on kõige värskemate andmetega, mis on kättesaadavad vastaval kuul toimuvale esimesele EKP nõukogu istungile eelneval päeval, kus toimuvad arutelud poliitikate ning johtuvate tegevuskavade üle. Kui kuubülletäänis avaldatakse ainult kõige viimased andmed, siis reaalaaja andmebaasis on elektroonilises vormis olemas järjestikused aegread euroala mitmesuguste makromajanduslike näitajate kohta nende esialgse avaldamise seisuga, s.t enne võimalikke korrigeerimisi. Andmebaas sisaldab ligi 230 näitajat ning selle eesmärk on pakkuda struktureeritud reaalaaja andmekogumit, mis oleks hõlpsasti kättesaadav avalikkusele, eelkõige aga teadlastele, kes huvituvad makromajanduslike näitajate korrigeerimise ulatusest ja mõjust. Enamiku näitajate puhul on reaalaaja andmed kättesaadavad alates 2001. aasta jaanuarist, mõnel juhul (nt USA aegridade puhul) aga koguni 35 aastase perioodi jaoks. (Giannone *et al.* 2010: 8, Kuubülletään...: 71-73)

Kokkuvõtvalt sõltub probleemi olulisus revisjonide ulatusest, õigete ning lõplike väärtuseni jõudmise kiirusest ja analüüsi eesmärgist.

Kuna Eesti jaoks ei ole reaalaaja andmekomplekte saadaval, kasutatakse käesolevas töös viimati avaldatud andmeid, eeldades, et andmerevisjonid ei mõjuta olulisel määral sildmudelitega leitud prognoose. Autor on teadlik, et juhul kui tehtud eeldus ei pea

paika, võib viimaste andmekomplektide kasutamise tulemuseks olla prognoosimudeli täpsuse ülehindamine.

Valik erinevat tüüpi majandusandmete vahel

Majandusolukorda iseloomustavad andmed jagunevad laias laastus kolmeks: majandustegevuse-, finants- ja küsitlusandmeteks.

Reaalse majandustegevuse andmeid nimetatakse nn kindlateks andmeteks⁶ (*hard indicators/data*). Nimi tuleneb asjaolust, et need on otseselt seotud SKP komponentidega. Kindlaid andmeid avaldatakse riiklike statistikaametite poolt paikapandud kalendrite alusel kvartaalse või kuise sagedusega.

Üheks olulisemaks kindlaks indikaatoriks lühiajalistes analüüsidest peetakse tööstustoodangu indeksit. Teenindussektori jätkuv kasv ja johtuv tööstussektori osakaalu vähenemine, töötavad aga tööstustoodangu indeksi rolli muutumist. Teenindussektori tsüklilisi muutusi kirjeldav empiirika on veennud majandustsükli analüütikuid võimaluses leida majandusaktiivsuse mõõtmiseks uus ja põhjalikum võimalus. Seda veendumust toetab ka tõsiasi, et viimastel aastatel ei ole mõned tööstustsüklid põhjustanud kogu majanduse kõikumisi. Tööstustoodangu indeksi olulisuse vähenemises on rolli mänginud ka indeksi suur volatiilsus, mis takistab selgete signaalide kindlakstegemist. (Mazzi, Montana 2009: 1)

Küsitlusandmeid (usaldus- ja kindlustunde uuringuid, majandusekspertide arvamusi) peetakse nn pehmeteks andmeteks (*soft indicators/data*). Küsitlusandmed peegeldavad majandusagentide hinnangut üldisele majandusaktiivsusele ning spetsiifiliste aspektide arengule perioodil kui informatsioon majanduskasvu kohta pole veel saadaval. Olles tulevikku vaatava (*forward-looking*) iseloomuga, annavad küsitlustulemused informatsiooni turuagentide ootustest lähitulevikus toimuvate majandusarengute kohta. (Çeliku *et al.* 2009: 11-12) Seega võivad küsitlustulemustel põhinevad muutujad reageerida muutustele majandusväljavaadetes tunduvalt kiiremini kui kindlad indikaatorid, mis on pigem aeglased kohanejad.

⁶ Tõlge pärineb Euroopa Liidu õigusaktist: <http://eur-lex.europa.eu/Notice.do?mode=dbl&lang=en&ihtmlang=en&lng1=en,et&lng2=bg,cs,da,de,el,en,es,et,fi,fr,hu,i t,lt,lv,mt,nl,pl,pt,ro,sk,sl,sv,&val=507389:cs&page=>

Lisaks on veel indikaatorid, mis ei ole otseselt seotud SKP komponentidega ega põhine ka uuringutel, kuid omavad eeldatavalt kaudset seost majanduskasvuga ning võivad seega aidata seda prognoosida – valuutakursid, intressimäärad ja teised finantsnäitajad⁷ (Mitchell 2009: 60). Sarnaselt Benkovskis (2008: 9) tööle, liigitab autor ka hinnaindeksid finantsindikaatorite alla.

Kuigi otsesed majandusaktiivsuse mõõdikud peaksid sisaldama rohkem informatsiooni kui finantsindikaatorid ja kavatsatud tegevusi peegeldavad uuringud, on neil võrreldes viimati mainitutega ka mitmeid puudusi. Esiteks avaldatakse kindlad indikaatorid hiljem. Näiteks paljudes riikides avaldatakse kvartaalne majanduskasvu kiirhinnang, kas kohe pärast või mõnel juhul isegi enne kindlaid indikaatoreid. Järelikult, mida rohkem kasutada prognoosides finants- ja pehmeid andmeid ning mida vähem kindlaid andmeid, seda kiiremini on võimalik jooksva kvartali prognoose teha. Teiseks sisaldavad kindlad indikaatorid üldjuhul informatsiooni, mis on oluline ainult mõõdetavale kvartalile. Kolmandaks, erinevalt finants- ja uuringuandmetest, sisaldavad kindlad indikaatorid üldjuhul mõõtmisvigu ning neid hinnatakse tihtipeale ümber. (Sédillot, Pain 2005: 173)

Vaatamata kindlate indikaatorite mitmetele puudustele, ei ole pehmete indikaatorite paremus üheselt selge. Ühe puudusena toovad Cicconi, Simonelli (2010: 1-2) välja uuringuandmete ning eesmärkmuuja poolt kirjeldatava ajaperioodi mittekattuvuse. Näiteks kui ettevõtetelt küsitakse nende järgmise kolme kuu ootuste kohta, käib vastus jooksva kvartali T kohta ainult sel juhul, kui küsimus esitatakse kvartali T esimesel kuul.

Tõenäoliselt võib probleemiks osutuda ka tõsiasi, et kuna pehmed indikaatorid annavad edasi informatsiooni kindlustundest ja ootustest, mitte aga reaalsest majandustegevusest, võib nende kasutamise tulemuseks olla vähenev prognoosikvaliteet. Lisaks ei pruugi uuringuandmetes peegelduvad sektorispetsiifilised muutused sisaldada signaale, mis on olulised agregeeritud majandustegevuse tasemel (Hansson *et al.* 2003: 4).

⁷ Celiku *et al.* (2009: 11-12) liigitavad finantsnäitajad pehmete indikaatorite alla ning Sédillot, Pain (2005: 172) kindlate indikaatorite alla.

Bañbura, Rünstler (2007: 20-21) leiavad, et erinevused andmeavaldamise viitaegades omavad olulist mõju kindlate ja pehmete indikaatorite panusele prognoositulemustes. Nende erinevuste ignoreerimine võib olla üks põhjustest, miks mitmetes uuringutes – näiteks Rünstler, Sédillot (2003: 11), Baffigi *et al.* (2004: 458) – on nii pehmete- kui ka finantsandmete osakaal sildvõrrandites väike või olematu. Bañbura, Rünstler (2007: 20) toetavad eelmainitud järeldusi – balansseeritud andmete⁸ korral on kindlad indikaatorid kõige olulisemaks informatsiooniallikaks. See-eest kui arvesse võtta nende hilisem avaldamiseaeg, muutuvad reaalse majandustegevuse andmed vähem olulisteks ning küsitlus- ja finantsandmed võtavad oma koha. Ainult kõige hilisematele SKP prognoosidele, mis tehakse analüüsitava kvartali viimasel kuul ning pärast seda, annavad tööstustoodangu andmed lisainformatsiooni. Giannone *et al.* (2005: 27) hindavad uute andmete avaldamise piirmõju ja erinevate andmegruppide piirpanust prognooside täpsusele. Nad leiavad, et küsitlusandmetel on reaalajas majanduskasvu prognoosimisel oluline roll, erinevalt kindlatest andmetest, mis hilise avaldamise tõttu mingit rolli ei oma. Kui aga erinevaid avaldamisaegu ignoreerida, kindlate andmete panus suureneb.

Mazzi *et al.* (2009: 13-15) näitavad, et kindlates ja pehmetes andmetes peituv informatsioon sõltub ka majanduse “režiimist” – majanduslanguse režiimis jääb pehmete indikaatorite kasulikkus kõrgeks ka siis kui kindlad andmed on teada. Autorid väidavad, et mudelid, mis sisaldavad tulevikku suunatud küsimustega kvalitatiivseid uuringuandmeid, suudavad paremini kohanduda kiirelt muutuvate oludega kui mudelid, mis kasutavad reaalse majandustegevuse andmeid.

Kuigi Bañbura, Rünstler (2007: 21) ei uuri oma töös andmete ümberhindamise mõju, pakuvad nad, et esialgsete andmete suur mürakomponent võib olulisuse kaalukaussi veelgi enam pehmete andmete kasuks kallutada.

Tihedamalt kui aastase sagedusega avaldatavate pehmete-, kindlate ja finantsandmete kasutamisel prognoosimiseks, on iseloomulikud järgmised probleemid:

1. Võrreldes aastase sagedusega avaldatavate andmetega, iseloomustab neid keerulisem dünaamika ning sesoonsus.

⁸ Balansseeritud andmete korral on kõikide andmete avaldamise viitaeg 0.

2. Sagedasti avaldatavatele andmetele on omane müra, mistõttu on tihtipeale raske identifitseerida ja eraldada andmetest tulenevaid signaale (Kitchen, Monaco 2003: 11). Müra võib vastandada informatsioonile: müra on see, mis teeb vaatlused ebatäiuslikuks. Müra võib tähendada suurt hulka väikesi sündmusi, mis on tihtipeale palju võimsamaks põhjuslikuks faktor kui väike arv suuri sündmusi. Müra võib avalduda ootustes või ebakindluses tuleviku suhtes. Tulenevalt eeltoodust raskendab müra majandus- ja finantsturgude toimimist kirjeldavate empiiriliste ja akadeemiliste teooriate testimist. (Black 1985: 529)
3. Andmerohkus – erinevad indikaatorid võivad anda vastandlikke signaale ning üldine konsensus, kuidas neid indikaatoreid ühese signaali saamiseks agregeerima peaks, puudub. Agregeerimata on aga signaali lühiajalisest müra-st tihtipeale raske eraldada. (Kitchen, Monaco 2003: 11)
4. Majandusnäitajate erinevad avaldamisajad. Erinevate avaldamise viitaegade tõttu on mitmemuutujalistele andmekogumitele iseloomulikud puuduvad väärtused andmeridade lõpus ja sellest tulenev vajadus kasutada tasakaalustamata andmete jaoks mõeldud prognoositehnikaid. (Ferrara *et al.*: 187)
5. Prognoositavast suurusest (antud juhul majanduskasvust) erinev avaldamissagedus ja sellest tulenevad võimalikud agregeerimisprobleemid (Drechsel, Scheufele 2011a: 2).
6. Majandust tabavate šokkide tõttu on majanduse struktuur ning seda kirjeldavad seosed pidevas muutuses, mistõttu ei pruugi kord väljavalitud muutujad, teatud aja möödudes, enam prognoosimiseks sobida (Iacoviello 2001: 3).

Seega võib öelda, et nii pehmete, finants- kui ka kindlate indikaatorite prognoosimudelisse kaasamise kasulikkus sõltub lisaks indikaatorites sisalduva informatsiooni kvaliteedile ehk indikaatorite poolt antavate signaalide usaldusväärsusele, ka prognoosija võimekusest ökonomeetriliste mudelite abil neid signaale ekstraheerida ja tõlgendada.

Lähtuvalt eeltoodud valikutest on välja pakutud mitmeid erinevaid lähenemisi, kuidas kvartaalsete ja tihedama sagedusega avaldatavate andmete eeliseid ära kasutades, puudusi arvesse võttes ning ületades, on võimalik majanduskasvu prognoosida. Käesolevas töös võetakse lähema uurimise alla neist üks – sildmudel, mis tänu oma

suurimatele eelistele – suhtelisele lihtsusele, läbipaistvusele ja heale prognoosivõimele – on laialdaselt rakendamist leidnud nii paljude riikide keskpankade, Euroopa Keskpanga kui ka OECD poolt.

1.4. Sildmudeliga prognoosimine

1.4.1. Sildmudeli ülesehitus

Sildvõrranditel põhinev sildmudel on üheks kõige sagedamini kasutatavaks SKP kasvu prognoosimeetodiks lühiajalises perspektiivis. Sildvõrranditega modelleeritakse kvartaalset SKP kasvu, kasutades selleks kvartaalsele sagedusele agregeeritud kuiseid andmeid:

$$(1) \quad A^q(L)y_t = \alpha + \sum_{j=1}^k B_j^{p_j}(L)X_{j,t} + \varepsilon_t,$$

kus $A^q(L) = 1 + a_1L + a_2L^2 + \dots + a_qL^q$,

$B_j^{p_j}(L) = 1 + \beta_{j,1}L + \beta_{j,2}L^2 + \dots + \beta_{j,p_j}L^{p_j}$,

$L^q y_t = y_{t-q}$ ja $L^p X_{j,t} = X_{j,t-p}$,

y_t – kvartaalne SKP kasv või üks SKP komponentide kasvudest⁹,

$X_{j,t}$ – kvartaalsele sagedusele agregeeritud kuine (või ka kõrgema sagedusega) muutuja,

L – nihkeoperaator,

$A^q(L)$ – majanduskasvu viitaja polünoom viitaegade arvuga q ,

$B_j^{p_j}(L)$ – kvartaalsele sagedusele agregeeritud kuise muutuja viitaja polünoom viitaegade arvuga p_j ,

k – sildmudelil olevate kvartaalsele sagedusele agregeeritud kuiste muutujate arv,

ε_t – vealiige

Seega toimub sildvõrranditega SKP kasvu prognoosimine kahes etapis. Esimeses etapis prognoositakse uuritava kvartali puuduvad kuised sisendandmed, kasutades aegridade tehnikaid. Seejärel agregeeritakse need ja juba olemasolevad kuised andmed kvartaalseteks. Teises etapis hinnatakse kvartaalsete agregaatide põhjal SKP või selle

⁹ Antud lähenemiste erinevus on pikemalt lahtiseletatud järgmistes lõikudes.

komponentide kasv. Ehk lühidalt – olemasolevate kuiste andmete abil püütakse täita puuduva kvartali majanduskasvu lünka. (Hahn, Skudelny 2008: 8)

Sildvõrrandid on huvipakkuvad kahel põhjusel. Esiteks võimaldavad nad siduda erinevaid majanduse osi kirjeldavat ja aeg-ajalt konfliktseid signaale andvat informatsiooni. Teiseks, arvestades SKP andmete avaldamise pikki viitaegu, võimaldavad sildvõrrandid anda hinnangu majanduse jooksvate ning lähituleviku arengute kohta enne ametlike andmete avaldamist. (Diron 2006: 7)

Sildmudelid on rakendusliku ökonomeetrilise analüüsi eesmärgil laialdast kasutust leidnud nii riiklike kui rahvusvaheliste Institutsioonide poolt:

- Euroopas – Parigi, Schlitzer (1995); Iacoviello (2001); Rünstler, Sédillot (2003), Baffigi *et al.* (2002, 2004); Golinelli, Parigi (2004, 2007); Sédillot, Pain (2003, 2005); Barhoumi *et al.* (2008a, 2008b, 2011); Hahn ja Skudelny (2008); Pappalardo *et al.* (2008); Mitchell (2008); Diron (2006), Benkovskis (2008).
- Põhja-, Kesk- ja Lõuna-Ameerikas – Ingenito *et al.* (1996); Golinelli, Parigi (2004); Coutiño (2005); Sédillot, Pain (2003, 2005); Zheng, Rossiter (2006), Dolega (2010); Cobb *et al.* (2011),
- Aasias – Golinelli, Parigi (2004); Maier (2011).

Nagu peatüki alguses sai põgusalt mainitud, on SKP kasvu prognoosimiseks sildvõrrandite abil erinevaid võimalusi. Lihtsaim ja enamlevinud meetod on hinnata majanduskasvu otse ehk sildvõrrandiga (1), mille vasakul pool on SKP kasv (Ingenito *et al.* 1996; Iacoviello 2001; Rünstler, Sédillot 2003; Golinelli, Parigi 2004; Diron 2006; Zheng, Rossiter 2006; Barhoumi *et al.* 2008a; Benkovskis 2008; Dolega 2010; Cobb *et al.* 2011). Antud lähenemist nimetatakse lühidalt ka agregeeritud lähenemiseks¹⁰. Näiteks Diron (2006: 8-11) hindab majanduskasvu otse kaheksa erineva sildvõrrandiga,

¹⁰ Golinelli, Parigi (2004: 3) ning Dolega (2010: 9) nimetavad agregeeritud lähenemist ka pakkumispoolseks lähenemiseks. See-eest Coutiño (2005: 331) ja Barhoumi *et al.* (2008b: 4, 2011: 2) viimast kahte mõistet ei võrdsusta. Esimene kasutab pakkumispoolseks SKP kasvu prognoosimiseks nii agregeeritud kui agregeerimata lähenemist (tuleb juttu alljärgnevalt) ning viimased agregeerimata lähenemist. Selguse huvides autor agregeeritud ja pakkumispoolset lähenemist ei võrdsusta.

millest igauks iseloomustab majandust eri nurga alt¹¹ ning leiab seejärel prognooside keskmise.

Teiseks võimaluseks on hinnata sildvõrrand iga SKP komponendi jaoks eraldi ning saadud tulemuste põhjal hinnata SKP kasvu. Vastavalt rahvamajanduse arvepidamisele on võimalik eristada kahte taolist agregeerimata ehk alt-üles (*bottom-up*) meetodit: kulutuste ehk nõudluspoolset meetodit ning tootmise meetodit.

Esimesel juhul hinnatakse kõigepealt sildvõrrandid kõigi kulutuste komponentide – eratarbimise, valitsuse kulutuste, investeeringute, ekspordi ja impordi – jaoks:

$$(2) \quad A_k^q(L)Z_{k,t} = \alpha_k + \sum_{j=1}^{m_k} B_{k,j}^{p_j}(L)X_{k,j,t} + \varepsilon_{k,t},$$

kus Z_k – SKP komponendi k kasv,

$k = 1, 2, \dots, 5$ (eratarbimine, investeeringud, valitsuse kulutused, import ja eksport).

Seejärel neid komponente prognoositakse ning saadud prognooside põhjal leitakse SKP kasv (Coutiño 2005; Drechsel, Maurin 2008; Dolega 2010; Barhoumi *et al.* 2011). Näiteks Dolega (2010) ning Drechsel, Maurin (2008) leiavad prognooside kaalutud keskmise, kasutades kaaludena komponentide ajaloolist osatähtsust SKP-st.

Teiseks alt-üles meetodiks on tootmise meetod – sildvõrranditega prognoositakse erinevate majandussektorite poolt loodavat lisandväärtust ning saadud tulemuste põhjal leitakse omakorda SKP kasv (Barhoumi *et al.* 2008b, 2011; Hahn, Skudelny 2008).

Hahn, Skudenly (2008: 7) toovad välja, et SKP kasvu prognoosimine selle komponentide kaudu võib anda paremaid tulemusi kui otse agregeeritud SKP kasvu prognoosimine, sest mudelisse kaasatud seletavad muutujad võivad olla sobilikumad pigem SKP komponentide kui agregeeritud SKP enda prognoosimiseks. Samuti on agregeerimata prognooside eeliseks taustainformatsiooni andmine prognoositulemuste olulisemate mõjutajate kohta.

Parigi, Schlitzer (1995), Baffigi *et al.* (2002, 2004), Coutiño (2005), Drechsel, Maurin (2008), Dolega (2010) prognoosivad SKP kasvu nii otse kui kaudselt üksikute

¹¹ Diron *et al.* (2006) sildmudelid seovad SKP kasvu tootmisega, eratarbimisega, ettevõtete usaldusega, tarbijausaldusega, finantssektoriga ja juhtivindikaatoritega.

komponentide kaudu. Barhoumi *et al.* (2011) prognoosivad SKP kasvu mõlemat agregeerimata meetodit kasutades. Erinevate lähenemiste kooskasutamine omab mitmeid eeliseid, võimaldades põhjalikumalt analüüsida majanduskasvu allikaid. Näiteks on võimalik analüüsida, kas tagasihoidlik majanduskasv tuleneb mingi kulutuste komponendi väikesest kasvunumbri või on põhjuseks struktuursed probleemid või teatud majandussektorit tabanud šokid. Samuti aitab mitme lähenemise kooskasutamine kontrollida tulemuste usaldusväärsust ning eriti prognooside lahknevuste korral avastada võimalikud ebakõlad. Arvestades SKP nõudlus- ja tootmispoolsete komponentide seoseid ning ühendusi (näiteks euroala puhul ühelt poolt eratööstuse ja teiselt poolt teenindussektori vahel), on võimalik analüüsida tulemuste õigsust ning erinevate prognooside korral avastada vasturääkivusi. (Hahn, Skudenly 2008: 8)

Võrreldes otsesest ja alt-üles lähenemist, näitavad nii Parigi, Schlitzeri (1995: 137), Baffigi *et al.* (2002: 24-25, 2004: 456-457) kui Dolega (2010: 25) tööd, et otsesed SKP kasvu prognoosid on täpsemad. Drechsel, Maurin (2008: 34-35) leiavad, et otsesed prognoosid on paremad järgmise kvartali majanduskasvu prognoosimiseks, kuid jooksva kvartali prognooside korral võib SKP komponentide eraldi prognoosimine olenevalt kasutatavast kaalumistehnikast paremaid tulemusi anda. Lähtudes kirjanduses leitud otsesest SKP kasvu prognooside suhtelisest headusest, prognoositakse ka käesolevas magistritöös SKP kasvu otse ehk agregeeritud kujul.

Üheks olulisemaks etapiks sildmudelite konstrueerimisel on majanduskasvu prognoosimiseks vajalike kuiste sisendmuutujate valimine. Võimalik on lähtuda nii kvalitatiivsetest kriteeriumidest (teooria, kättesaadavus, võimalikult pikk andmerida) kui kvantitatiivsetest kriteeriumidest. Viimasel juhul on tegemist automatiseeritud protseduuriga, kus sobiv võrrand leitakse valimisisese informatsiooni või valimivälise prognooside põhjal. Valimisisesel muutujate valikul moodustatakse üldjuhul selline muutujate lineaarne kombinatsioon, mis genereerib statistilisi kriteeriumeid rahuldava kvartaalse sildvõrrandi. Näiteks Baffigi *et al.* (2002: 19, 2004), Barhoumi *et al.* (2008b: 9), Dolega (2010: 12-13), Cobb *et al.* (2011: 3) kasutavad üldiselt-üksikule (*general-to-specific*) lähenemist – parima mudeli otsimine algab kõige laiemast mõistlikust spetsifikatsioonist ning samm-sammult toimub mudeli spetsifikatsiooni valideerimine

erinevate statistiliste testidega. Kontrollitakse autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsuse puudumist mudeli jääkliikmetes ning jääkliikmete vastavust normaaljaotusele, muutujate olulisust, parameetrite stabiilsust ja teisi mudeli valele spetsifikatsioonile viitavaid statistikuid. Vastupidist metoodikat kasutavad Rünstler, Sédillot (2003: 12), kes alustavad mudeli spetsifitseerimist ühest muutujast ning lähtuvad uue muutuja kaasamisel F-testi olulisusest. Sedillot *et al.* (2005: 178-179) moodustavad igaks perioodiks muutujate paremusjärjestuse vastavalt üksikute muutujate selgitusjõule¹² (*explanatory power*), mis leitakse majanduskasvu ja vastava muutuja vahelise kahemuutujalise regressioonivõrrandi põhjal. Seejärel moodustavad autorid suurima selgitusjõuga muutujatest kõikvõimalikud kombinatsioonid ning valivad Schwarzi informatsioonikriteeriumi põhjal igaks prognoosiperioodiks parima. Benkovskis (2008: 9), kelle esialgne muutujate kogum on tunduvalt väiksem, valib muutujaid võrranditesse samuti Schwarzi informatsioonikriteeriumi põhjal, nõudes kuistelt muutujatelt lisaks kordaja ees õiget märki. Cobb *et al.* (2011) leiavad lisaks automaatse üldiselt-üksikule muutujatevaliku meetodiga spetsifitseeritud sildvõrrandile ka eksperthinnanguga täiendatud võrrandid. Lisavõrrandi idee on tunnustada võimalust, et eksperthinnangud võivad anda uuritavaid indikaatoreid paremini iseloomustavaid võrrandeid. Kuigi taoline meetod muudab võrrandi koostamise protsessi subjektiivsemaks, võib see hõlbustada hilisemat tulemuste tõlgendamist. Eksperthinnangute põhjal konstrueeritud sildvõrrandeid saab kasutada ka puhtalt automaatse valikuprotsessi põhjal saadud tulemuste suhtelise headuse hindamiseks. (*Ibid.*: 3)

Valimisisene muutujate valik aitab kindlaks määrata sobivaima mudeli uuritava aegrea kirjeldamiseks, kuid ei ütle midagi mudeli prognoosivõime kohta. Seda peetakse valimisisese muutujatevaliku suurimaks miinuseks valimivälise muutujate valiku ees, kus selgitavate muutujate valikul lähtutakse nende prognoosivõimest, kasutades valikukriteeriumitena valimiväliseid prognoosivigu (keskmist prognoosiviga – *mean average forecast error* – MAFE, ruutkeskmist prognoosiviga – *root mean square error*

¹² Tõlge parineb Euroopa Komisjoni ametlikul tõlkel (<http://eur-lex.europa.eu/Notice.do?mode=dbl&lng1=en,et&lang=&lng2=bg,cs,da,de,el,en,es,et,fi,fr,hu,it,lt,lv,mt,nl,pl,pt,ro,sk,sl,sv,&val=555725:cs&page=&hwords=null>). Veel pakub Euroopa Komisjon sõnapaari *explanatory power* eestikeelseks vasteks „eristusväärtust“ (<http://eur-lex.europa.eu/Notice.do?mode=dbl&lng1=en,et&lang=&lng2=bg,cs,da,de,el,en,es,et,fi,fr,hu,it,lt,lv,nl,pl,pt,ro,sk,sl,sv,&val=413482:cs&page=&hwords=null>).

– RMSE). Valimivälilist muutujatevalikut on kasutanud näiteks Diron (2006) ja Benkovskis (2008).

Kvantitatiivsete kriteeriumite põhjal muutujate valiku peamiseks eeliseks võib pidada lihtsust ja stabiilsust (Sédillot, Pain 2005: 177-178). Samuti vähendab see autoripoolset subjektiivsust ning andmekaevet ja sellega kaasnevat võimalikku tulemuste kallutatust (Cobb *et al.* 2011: 1).

Olenemata esialgsest muutujatevaliku meetodist, on klassikalise sildmudeli konstrueerimiseks vajalik teada kõiki prognoositava kvartali kuiseid selgitavaid muutujaid. Selle nõude järgimisel ei pruugi sildmudeliga saadav prognoos aga statistikaameti poolt avaldatavat kiirprognoosi ajaliselt lüüa. Kuna Eesti Statistikaamet avaldab majanduskasvu kiirhinnangu 43 päeva pärast kvartali lõppu, siis kasutades sildmudelis näiteks enam-vähem samal ajal pärast kuu lõpp avaldatavaid ekspordi-impordi näitajaid, võib olenevalt kvartalist juhtuda, et esialgse sildmudelipõhise SKP kasvuprognoosi saab leida alles pärast Statistikaameti kiirhinnangu avaldamist.

Kuiste muutujate puudumisel, on nende prognoosimine kõige lihtsam ja üks enimkasutatavaid viise kuidas antud probleemi lahendada. Ekstrapoleerimist võimaldab kuiste muutujate autokorrelatsioon (inertsus) (Iacoviello 2001: 5). Nii on majanduskasvu prognoose võimalik leida ka siis, kui kuised indikaatorid on antud kvartali jaoks saadaval vaid osaliselt. Kuiste selgitavate muutujate prognoosimisel sõltuvad kvartaalse SKP kasvu prognoosid lisaks ka kuiste muutujate prognoosivigadest. Kuiste muutujate prognoosimiseks kasutatakse erinevaid mudeleid, enamlevinud on ühemõõtmelised autoregressiivsed mudelid (ARIMA), vektorautoregressiivsed (VAR) mudeleid ja Bayesi VAR mudelid. Rünstler, Sédillot (2003: 19-20) näitavad, et kuiste indikaatorite prognoosimiseks kasutatava meetodi valik (naiivne, autoregressiivne, VAR või BVAR), ei oma erilist mõju mudeli jooksva kvartali suhtelisele prognoosiheadusele – olenemata meetodist, on sildmudeli prognoosid võrdlusmudeli prognoosidest alati täpsemad. Seevastu järgmise kvartali prognooside puhul annavad sildmudelid naiivsetest mudelitest oluliselt paremaid tulemusi vaid siis, kui kuiste muutujate prognoosimiseks kasutati mitmemuutujalisi mudeleid.

Alternatiivseks lahenduseks kuiste indikaatorite prognoosimisele on Kitchen, Monaco (2003: 14-15) ja Drechsel, Maurin (2008: 9) poolt kasutatav meetod, kus majanduskasvu prognoositakse otse kuiste muutujate kaudu, neid kvartaalsele sagedusele agregeerimata. Iga muutujat seob majanduskasvuga 3 võrrandit. Esimene võrrand kasutab iga kvartali esimese kuu informatsiooni, teine võrrand kasutab esimese ning teise kuu informatsiooni ning kolmas võrrand kasutab majanduskasvu prognoosimiseks kogu kvartali informatsiooni. Kitchen, Monaco (2003) ja Drechsel, Maurin (2008) seega kuiseid muutujaid eraldi ei prognoosi, vaid üritavad modelleerida majanduskasvu ja kuiste muutujate vahelist seost, kui avaldatud on erinev arv kuiseid andmeid.

Sarnase lahenduse käivad välja ka Barhoumi *et al.* (2008b: 6-7): kuiste indikaatorite prognoosimise alternatiivina tuleks igas kuus valida parim olemasolev informatsioon ja hinnata selle põhjal regressioonimudeliga modelleeritav muutuja. Erinevalt Kitchen, Monaco (2003) ja Drechsel, Maurin (2008) meetodist ei näe see ette samade muutujate kasutamist kõigi kolme kvartaalse prognoosi leidmiseks, vaid igaks prognoosihetkeks sobivaimate muutujate kasutamist. Näiteks isegi kui leitakse, et majanduskasv korreleerub tugevamini mineviku majandustegevust iseloomustavate uuringuandmetega kui majandusaktiivsuse väljavaateid kirjeldavate uuringuandmetega, võib juhtuda, et vaadeldava kvartali alguses on väljavaadete andmed jooksva kvartali majanduskasvu prognoosimiseks kasulikumad kui informatsioon mineviku majandustegevuse kohta. Sellisel juhul on lahenduseks konstrueerida aegrida, mis koosneb iga kvartali alguses olemasolevate majandusaktiivsuse väljavaadete andmetest ning panna majanduskasv sellest regressioonivõrrandis sõltuma. Antud tüüpi modelleerimisstrateegia võib anda optimaalsema ja otsesema selgitava muutuja valiku, kuid toob kaasa ka kuust-kuusse muutuva võrrandi, mille käigus on vaja hinnata rohkearvulisi muutujaid, olles seega koormavaks nii mudeli konstrueerimisel kui ka prognoosimisel. Muutused võrrandites raskendavad ka prognoosides kuust-kuusse toimivate arengute jälgimist. (Barhoumi *et al.* 2008b: 6-7).

Sildmudeli konstrueerimisel, on oluline meeles pidada, et sildmudelid ei tegele käitumuslike seostega, kuna sildmudelite aluseks olev struktuur ei ole standardne makroökonoomiline mudel: spetsiifilise selgitava muutuja kaasamine ei põhine

põhjuslikul seosel, vaid lihtsal statistilisel faktil, et see sisaldab õigeaegselt ajakohastatud informatsiooni sõltuva rahvamajanduse arvepidamise komponendi kohta. (Baffigi *et al.* 2004: 448)

Ülaltoodu põhjal võib järeldada, et nii palju kui on autoreid, on ka erinevaid lähenemisi. Meetodite vahel valides tuleb arvestada nende peamiste kitsaskohtadega ning võimalusel katsetada mitut meetodit paralleelselt, et leida uuritava andmekomplekti jaoks pikemas perspektiivis sobivaim.

1.4.2. Sildmudeli suhtelise headuse hindamine

Selleks, et hinnata sildmudeli põhiste prognooside headust, on vajalik võrdlusmudeli olemasolu. Kuna majanduskasvu näitaja statistilised omadused on riigiti ning periooditi kohati väga erinevad, on majanduskasvu prognooside hindamine absoluutsete mõõdikute põhjal piiratud väärtusega. Keerulisemate prognoosimudelite võime lüüa ajas süstemaatiliselt võrdlusmudelit, näitab, et lisainformatsiooni kaasamisega on võimalik leida täpsemaid prognoose.

Lühiperioodi majanduskasvu prognooside headuse hindamiseks kasutatakse võrdlusmudelitena enamjaolt ühemõõtmelisi ning erandjuhtudel ka mitmemõõtmelisi mudeleid. Ühemõõtmelised, sh naiivsed mudelid on lihtsad statistilised mudelid, kus vaadeldava perioodi SKP kasv sõltub vaid eelmiste perioodide SKP kasvust – juhusliku ekslemise mudel, ARIMA, konstantse kasvu mudel (majanduskasvu võrdsustamine eelmis(t)e perioodi(de) keskmise kasvuga). Mitmemõõtmelised mudelid – vektor-autoregressiivsed mudelid (*vector autoregressive model* - VAR) ja vektor-autoregressiivsed veaparandusmudelid (*vector error correction model* – VECM, *vector equilibrium correction model* - VEqCM) – sisaldavad lisaks veel teisi huvipakkuvaid muutujaid, mille valik mõjutab otseselt saadavaid tulemusi.

ARIMA peamiseks eeliseks VAR ja VEqCM mudelite ees võib pidada väiksemat parameetrite ebakindlust (*parameter uncertainty*). Piiratud informatsioonihulga kasutamine võib aga tähendada suuremat prognoosiviga. (Baffigi *et al.* 2004: 449; Golinelli, Parigi 2004: 11) VAR ja VEqCM mudelite eeliseks on vastupidiselt mitmete muutujate kaasamisest tulenev informatsioonirohkus, mille hinnaks võib halvimal juhul

olla kõrge parameetrite ebakindlus. VEqCM mudel seab parameetritele küll piiranguid, vähendades nende ebakindlust, kuid seda võimaliku spetsifikatsioonivea tegemise hinnaga. (Baffigi *et al.* 2004: 449) „Lihtsad prognoosimeetodid nagu konstantse kasvu mudel on üllatavalt vähetundlikud struktuursete muutuste (*structural brakes*) suhtes, eriti kui need on toimunud lähiminevikus“ (Hendry, Clements 1998, viidatud Schorfheide 2000: 443 vahendusel).

Golinelli, Parigi (2004: 20-21) hindavad oma töös erinevate kuiste prognoosivõrrandite kasutamise mõju kvartaalsetele SKP kasvu prognoosidele ning jõuavad järeldusele, et muutujate hulga suurendamine kuistes prognoosivõrrandites – näiteks VAR mudeli kasutamine AR-i asemel – ei ole *per se* piisav, et parandada kvartaalse mudeli prognoosivõimet ning paljudel juhtudel viib hinnatavate parameetrite arvu suurendamine hoopis mudeli prognoosivõime halvenemiseni.

Vaatamata sellele, et naiivsete mudelite prognoosivõime võib intuiitiivselt halb tunduda ning et empiirilises kirjanduses saadud tulemused seda peaaeg üksmeelselt toetavad, on kirjandusest võimalik leida ka vastupidiseid tulemusi. Giannone *et al.* (2008: 671) prognoosivad faktormudeliga USA majanduskasvu ning saavad, et faktormudeliga ja Elukutseliste Prognoosijate Küsitlusega (*Survey of Professional Forecasters*) on jooksva kvartali majanduskasvu võimalik paremini prognoosida kui naiivse konstantse kasvu mudeliga. See-eest üks-periood-ette ja pikemate prognooside korral annab hoopis naiivne mudel paremaid prognoose. Mitchell (2009: 65-67) prognoosib Suurbritannia majanduskasvu vahemikus 2001 kv 2 - 2008 kv 4 mitme erineva faktor- ja sildmudeliga ning kvartaalse tööstustoodanguga indeksiga ja leiab, et vaid väheste mudelite jooksva kvartali prognoosid olid paremad AR(1) ja juhusliku ekslemise mudeli prognoosidest.

Empiirilises kirjanduses on seoses viimase kriisiga palju tähelepanu pööratud sildmudelite ja lihtsate autoregressiivsete mudelite prognoosiheaduse võrdlusele erinevates konjunktuuritsükli faasides. Näiteks Mazzi *et al.* (2009: 13) prognoosivad euroala kvartaalset majanduskasvu enne Eurostati kiirhinnanguid (mis avaldatakse 45 päeva pärast kvartali lõppu), kaasates prognoosi ka viimase majanduslanguse. Autorid näitavad, et kuigi 2007-2008 majanduskriis viis 0 ja 15 päeva pärast kvartali lõppu tehtud sildmudelipõhiste majandusprognooside dramaatilise halvenemiseni, toimus samaaegselt tulemuste selge paranemine võrreldes autoregressiivsete

võrdlusmudelitega. Cobb *et al.* (2011) prognoosivad Tšiili majanduskasvu vahemikus 2008 kv1 – 2009 kv4, hinnates mudeli koefitsiente kuni 2007. aastani ja jättes 2008. aasta finantskriisi välja. Nende töö näitab sildmudeliga tehtud prognooside paremust võrreldes kvartaalsete autoregressiivsete võrdlusmudelitega, toetades Mazzi *et al.* (2009) töö järeldusi: sildmudelid võivad eriti kasulikus osutada tormilistel aegadel kui asjassepuutuvate aegridade loomulik inertts võib katkeda. Kas sildmudelite eelis autoregressiivsete mudelite ees jääb püsima ka stabiilsetel aegadel, Mazzi *et al.* (2009) ja Cobb *et al.* (2011) oma töös ei uuri. Mazzi *et al.* (2009: 1) aga spekulatsioonid, et majanduslanguse lõpp tootab vähendada sild- ja faktormudelite kasulikkust ning autoregressiivsed mudelid muutuvad taas konkurentsivõimelisteks, kuigi võib-olla mitte parimateks prognoosimudeliteks. Sildmudelite suhteliseks eelise põhjuseks majanduslanguse perioodil võib pidada toetumist rohkemale informatsioonile kui SKP enda minevikuvaatlused ja sellest tulenevat võimet reageerida kiiremini majanduses toimuvatele muutustele. Stabiilsel perioodil ei ole aga prognoosimiseks vajamineva informatsiooni vajadus nii suur kui langusperioodil, mistõttu väheneb ka sildmudelite suhteline eelis.

Sildmudelite prognoositäpsuse võrdlus autoregressiivsete mudelitega, on ka üks käesoleva töö uurimisülesannetest. Majanduse taastumine võimaldab testida Mazzi *et al.* (2009) hüpoteesi, mille kohaselt sildmudelite suhteline headus majanduse taastumisega väheneb.

2. EESTI LÜHIPERIOODI MAJANDUSKASVU PROGNOOSIMINE

2.1. Sildmudeli konstrueerimine

2.1.1. Andmebaasi kirjeldus

Esimene samm sildmudeli konstrueerimisel, on kuiste muutujate valik, millega kirjeldada SKP dünaamikat. Käesolevas töös lähtutakse majanduskasvu selgitavate muutujate valimisel järgnevatest kriteeriumitest:

- Muutujad peavad saada olema vähemalt kuise sagedusega ning kvartali viimase kuu näitaja avaldamiskuupäev peab olema enne Statistikaameti poolt täiendatud andmete põhjal arvatud esialgse SKP avaldamiskuupäeva.
- Andmete võimalikult pikk ajalugu – töös nõutakse, et muutuja aegrea pikkus prognoosiperioodi alguses on vähemalt 20 kvartalit. Eesti sotsiaal- ja majandusstatistikale on iseloomulik aegridade lühidus: vaatamata sellele, et riigi taasiseseisvumisest on möödas pea 20 aastat, on suur osa aegridadest lühemad või muutuste tõttu andmekogumise meetodikas, periooditi võrreldamatud. Seega Eesti puhul limiteerib antud nõue mõningal määral võimalike selgitavate muutujate nimekirja: näiteks jäävad välja ekspordi- ja impordi kuised aegread. Nimelt muutus väliskaubandusstatistika kogumise süsteem 2004. aastal kui Eesti liitus Euroopa Liiduga. Seetõttu ei ole liitumiseelne ja –järgne väliskaubandusstatistika üheselt võrreldav nii andmete kvaliteedi kui ka meetodiliste erinevuste tõttu.
- Muutujatel peab olema seos SKP kasvuga. Nagu eelnevalt mainitud, ei tähenda see struktuurse ehk põhjusliku seose olemasolu vajalikkust, kuid muutujad peavad olema kas SKP kasvu lähendid või peab nende ja SKP kasvu vahel eksisteerima kaudne makromajanduslik seos. SKP kasvu võimalikke indikaatoreid võib klassifitseerida seoses SKP ja viimase komponentidega (nii nõudlus-, pakkumis- kui ka tootmisvõrrandite puhul) või makromajandusliku efekti kaudu, mida muutujad

SKP-le avaldada võivad (finantsmuutujate puhul). Muutujate valikul on ühest küljest tuginetud sildmudeleid käsitlevale empiirilisele kirjandusele ning teisest küljest püütud arvestada Eesti spetsiifilisust.

Et võrrelda erinevate muutujagruppide prognoosivõimet, jagatakse muutujad kindlateks- (*hard indicators*), pehmeteks- (*soft indicators*) ja finantsindikaatoriteks (*financial indicators*) ning prognoositakse majanduskasvu eraldi iga muutujagrupiga. Muutujagruppide eraldi käsitlemine kindlustab ka selle, et esialgsel sildvõrrandite moodustamisel finants- ja pehmed muutujad võrranditest välja ei jää, mis võib valimisese muutujatevaliku puhul, kus andmeavaldamise viitaegasid ei arvestata, juhtuda (vt ptk. 1.3., lõik „valik erinevat tüüpi majandusandmete vahel“).

Välismaailma võimalike mõjude arvestamiseks on lisaks kindlatele kaubandusindikaatoritele kaasatud ka mõned välismajandust iseloomustavad pehmed ning finantsindikaatorid. Kõik väljavalitud muutujad, nende pikkused, avaldamise viitajad ning kasutatud teisendamiseviis on toodud lisas 1.

Aegridade statsionaarsuse saavutamiseks kuised indikaatorid logaritmitakse ning diferentsitakse (leitakse erinevus võrreldes eelmise kuuga), va intressimäärad ja kindlustunde indikaatorid. Küsitlusandmetel põhinevad kindlustunde indikaatorid on definitsiooni kohaselt statsionaarsed – need näitavad muutust ning nende väärtus jääb kindlasse vahemikku. Logaritmimeisega viiakse erinevate mõõtühikutega indikaatorid samasse skaalasse; esimest järku diferentsid logaritmitud indikaatoritest annavad kuise kasvumäära. Samuti võib logaritmimeine ühtlustada muutujate dispersiooni ning muuta nende jaotust sarnasemaks normaaljaotusele. Kindlustunde indikaatorite ning intressimäärade puhul kasutatakse nii tasemenäitajaid kui esimest järku diferentse.

Majanduskasvu näitajana kasutatakse sesoonselt kohandatud kvartaalset SKP muutust võrreldes eelmise kvartaliga (%) (lüh. kvartaalne muutus)¹³. Viimast eelistatakse SKP aheldatud väärtuse muutusele võrreldes eelmise aasta sama perioodiga (lüh. aastane muutus), kuna kvartaalsed muutused tuvastavad kiiremini majanduse pöördpunkte ning

¹³ 3. aprillil 2012 avaldas Statistikaamet 1995–1999 aasta SKP aegrea, mis on revideeritud tegevusalade ümberklassifitseerimisega EMTAK 2008 järgi. Töö koostamise ajal kasutas autor tol hetkel veel revideerimata perioodi 1995-1999 andmeid ning revideeritud perioodi 2000-2011 andmeid. Põhjalikumalt toimunud revisjonidest: <http://www.stat.ee/dokumendid/63243>

annavad seega lühiajalise majandustegevuse hindamiseks rohkem informatsiooni kui aastased muutused (Cheem: 2003: 2). Aastased muutused peegeldavad viimase nelja kvartali libisevat keskmist ja seega pigem viimase aasta kui -kvartali majandusseisundit. (Grasmann, Keereman 2001: 2). Lisaks on Eesti kvartaalsed majanduskasvud vähem volatiilsemad kui aastased ning seega paremini prognoositavad.

Kõik andmed on andmebaasidest saadud vahemikus 01.01.2012-14.01.2012, va EL-i uuringuandmed, mis on veebruari alguse seisuga ning 2011. aasta 4. kvartali SKP kasv, mis avaldati märtsi alguses. Finantsandmed on sesoonselt tasandamata. Pehmed andmed, majanduskasv ja tööstustoodangu indeks on vastavalt Euroopa Komisjoni ning Statistikaameti poolt sesoonselt tasandatud. Teiste reaalmajanduse indikaatorite tasandamiseks kasutab autor pikemate aegridade puhul TRAMO/SEATS meetodit ning lühemate aegridade puhul Census X-12 meetodit. Mõlemal juhul tasandati kuised aegread tervikuna (kasutades kõiki vaatlusi) enne järgneva analüüsi algust¹⁴.

Kuigi nõue kiirelt avaldatavate andmete, pikkade aegridade ja seoste järele vähendab sobivate indikaatorite arvu, on oluline arvestada, et erinevad indikaatorid on omavahel tugevalt korreleeritud, mis vähendab oluliste selgitavate muutujate väljajätmisest tulenevat kadu (Golinelli, Parigi 2004: 7). Näiteks ekspordi, impordi ning kaubandusbilansi käesoleval hetkel kasutatava metoodika alusel arvutatud aegread algavad 2004. aastast kui Eesti liitus Euroopa Liiduga. 14 vaatluse põhjal on aga prognoositäpsust hinnata riskantne, mistõttu jäävad mainitud kolm muutujat valimist välja. Nende muutujate asemel kirjeldavad Eesti kaubandust pikemate aegridadega raudteeveosed, kaupade lastimine ja lossimine sadamates ning tööstustoodangu ekspordindeks.

Piiratud arv indikaatoreid võimaldab ka paremat ülevaadet andmetest, takistab mudeli ülespetsifitseerimist ning lihtsustab selle töösse rakendumisel pidevat uuendamist (Zheng, Rossiter 2006: 4).

¹⁴ Autor prognoosis kindla sildvõrrandiga SKP kasvu ka iga kuu lõpus andmeid siludes, kuid tulemused sellest oluliselt ei muutunud.

2.1.2. Sildvõrrandite jaoks sobivate kuiste indikaatorite valik

Järgmiseks sammuks pärast punktis 2.1.1 kirjeldatud andmebaasi koostamist, on statistiliste testide põhjal nende muutujate väljavalimine, mis prognoosivad majanduskasvu kõige paremini.

Majanduskasvu ja kuiste muutujate vahelise seose analüüsimiseks agregeeritakse kuised muutujad kvartaalsele sagedusele. Töös kasutatud agregeerimisskeem põhineb kuiste indikaatorite põhjal kvartaalse keskmise leidmisel, mis on kirjanduses enamlevinud variant (näiteks Coutiño 2005: 329, 334; Hülsewig *et al.* 2007: 14; Golinelli, Parigi 2004: 8; Golinelli, Parigi 2007: 13; Barhoumi *et al.* 2008b: 10).

$$(3) \quad \hat{X}_t^Q = \frac{1}{3}(X_{3t-2}^m + X_{3t-1}^m + X_{3t}^m),$$

kus X_t^m – kuine muutuja (tasemenäitaja, logaritmitud diferents, diferents),

\hat{X}_t^Q – kvartaalne agregaat; $t = 1, 2, 3, 4$ – kvartali järjekorranumber.

Siinkohal on oluline märkida, et tegemist ei puugi olla optimaalse agregeerimisviisiga, mistõttu võib rakendatav protseduur kaasa tuua informatsioonikao (Drechsel, Scheufele 2011b: 11).

Seejärel hinnatakse iga kvartaalsele sagedusele agregeeritud muutuja X jaoks ajavahemikus 1995 kv2¹⁵ – 2007 kv1¹⁶ järgmised jaotatud viitaegadega ühe selgitava muutujaga regressioonivõrrandid:

$$(4) \quad y_t = c_k + B_j^k(L)X_{j,t} + \varepsilon_{k,t},$$

kus $B_j^k(L) = 1 + \beta_{j,1}L + \beta_{j,2}L^2 + \dots + \beta_{j,k}L^k$,

y_t – kvartaalne SKP kasv,

$X_{j,t}$ – kvartaalsele sagedusele agregeeritud kuine muutuja (erinevate näitajate korral, kas tasemenäitaja, logaritmitud diferents või diferents),

$B_j^k(L)$ – kvartaalsele sagedusele agregeeritud kuise muutuja viitaja polünoom, viitaegade arvuga $k = 0, 1, 2, 3, 4$.

¹⁵ Või selgitava muutuja aegrea alguskuupäev, juhul kui selle aegrida algab hiljem.

¹⁶ Hindamisperioodi lõpuks valiti viimane kvartal enne USA-s alguse saanud kinnisvara- ja sellele järgnenud ülemaailmset finantskriisi, eesmärgiga hinnata sildmudelite valimisvälist prognoositäpsust majanduskriisi- ning hilisemal taastumisperioodil.

Pärast kvartaalsete võrrandite koostamist hinnatakse nende valimisisest sobivust (*in-sample-fit*) kohandatud ruutkeskmise vea põhjal (RMSE adj), eesmärgiga välja selgitada muutujad, mis oleksid sobivaimad majanduskasvu prognoosijad alates 2007 kv2:

$$(5) \quad \text{RMSE adj} = \sqrt{\frac{1}{n-p} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} ,$$

kus n – valimi pikkus,

p – hinnatavate parameetrite arv.

Iga muutuja jaoks leitakse võrrandi (4) parim ehk vähima kohandatud ruutkeskmise veaga spetsifikatsioon. Kohandatud ruutkeskmise viga sobib „tavalisest“ ruutkeskmisest veast paremini erineva parameetrite arvuga võrrandite võrdlemiseks, karistades suurema arvu parameetrite eest. Sarnase ruutkeskmise vea korral väiksema arvu parameetritega võrrandi eelistamine, võib tähendada hilisemat paremat prognoosikvaliteeti.

Kohandatud ruutkeskmise vea leidmise järel järjestatakse väljavalitud parimad võrrandid alates vähimast kohandatud RMSE-st pehmete-, kindlate-, ja finantsmuutujate arvestuses. Igast kategooriast valitakse 10 vähima kohandatud RMSE-ga võrrandit, mille muutujate põhjal spetsifitseeritakse järgmises alapeatükis 6 erinevat SKP kasvu modelleerivat võrrandit.

Valimisisest muutujate valikut kasutatakse põhjusel, et valimivälise prognoosi leidmiseks ei ole paljude kindlate muutujate aegread piisavalt pikad. Minimaalseks arvestatavaks valimiväliseks prognoosiks, mille põhjal muutujate sobivust hinnata, võib pidada kaheksa kvartalit, mis tähendab, et esialgne võrrand tuleks moodustada 1995 kv1 – 2005 kv1 vaatluste põhjal, et jätta 2005 kv1 – 2007 kv1 valimivälise prognooside leidmiseks. See tähendab aga, et 2002. aastast algava Eesti teenindussektori kindlustunde indikaatori, 2001. aastast algavate jaekaubanduse mahuindeksi ning töötuse näitajate ja majanduskasvu vaheliste seoste hindamiseks, enne valimivälise prognooside tegemist, jääb vaid 3-4 aastat, mida võib pidada ebapiisavaks. Teiseks võimaluseks oleks prognoosiperioodi, mille alguseks on planeeritud 2007 kv2, edasi lükata. Sel juhul jääks aga ära sildvõrrandite prognooside võrdlemine kriisi- ja järgnenud taastumisperioodil, mis on töö üks eesmärkidest.

Töös kasutatava selgitavate muutujate valikumeetodi eeliseks on selle lihtsus ning jäljendatavus. Esialgne muutujate valik ei pruugi aga kõikide prognoosihetkede jaoks optimaalne olla, mistõttu võivad tulemused olla ebatäpsemad kui enne igat järgmist prognoosi muutujaid uuesti valides (igakuist võrrandite ümberspetsifitseerimist on kasutanud näiteks Sédillot *et al.* 2003; Sédillot *et al.* 2005; Golinelli, Parigi 2007; Hahn, Skudelny 2008). Igakuine võrrandite ümberspetsifitseerimine on aga arvutuslikult väga mahukas, mistõttu käesolevas töös seda ei tehta.

Selgitavatest muutujatest osutusid valituks järgmised pehmed muutujad: Eesti ja Euroopa Liidu teenindussektori kindlustunde indikaator, EL-i majanduse kindlustunde indikaator, Eesti ja EL-i tööstussektori kindlustunde indikaator ning Eesti jaemüügi kindlustunde indikaator.

Reaalset majandustegevust mõõtvatest muutujatest olid väikseima ruutkeskmise veaga järgmised muutujad: jaemüügi mahuindeks, jaemüük kokku, esmaselt registreeritud uued sõidua autod, registreeritud töötute arv kuulõpu seisuga, tööstustoodangu ekspordiindeks, tööstustoodangu uute tellimuste indeks – kulutarbekaupade, vahetoodete ning kestustarbekaupade tootmine, tööstustoodangu müügiindeks ning mahuindeks.

Finantsindikaatoritest osutusid valituks Tallinna börsiindeks, USA börsiindeks S&P 500, äriühingutele ning kodumajapidamistele antud laenude intressimäärad, kodumajapidamistele antud laenude käive ning jääk ja laenujääk kokku.

Kõik väljavalitud 30 muutujat (10 igast muutujakategooriast), mille põhjal hakatakse järgmises alapeatükis sildvõrrandeid koostama, nende avaldamise viitajad ja parima spetsifikatsiooni kohandatud ruutkeskmise viga on toodud lisa 3.

2.1.3. Kvartaalse majanduskasvu prognoosivõrrandid

Pärast sobivate muutujate leidmist on järgmiseks sammuks nende liitmine ühte võrrandisse, mis annaks täpsemaid prognoose kui lihtsad ühe selgitava muutujaga võrrandid.

Selleks kasutatakse järgnevat põhimõtet. Alapeatükis 2.1.2 leitud väikseima ruutkeskmise veaga võrrandi muutujale hakatakse ükshaaval muutuja enda viitaegu ning seejärel paremuselt järgnevate võrrandite muutujaid juurde sobitama. Uue muutuja kaasamine toimub juhul kui võrrandi perioodi 1995 kv1 – 2007 kv1 ruutkeskmise viga alaneb kas 5% või rohkem, võrreldes eelneva spetsifikatsiooniga. Kui lähtuda muutuja kaasamisel lihtsalt RMSE vähenemisest, suureneb muutujate arv võrrandis väga kiirelt, mis toob kaasa ülespetsifitseerimisohu. Juhul kui ülespetsifitseerimise vältimiseks kaasata võrrandisse ainult esimesed ruutkeskmist viga vähendavad muutujad, võivad esialgse paremusjärjestuse alusel tagapool olevad, aga olemasolevasse võrrandisse eespoololevatest paremini sobivad muutujad, võrrandist välja jääda.

Uue muutuja lülitamisel mudelisse testitakse järgnevalt ka selle viitaegade sobivust ning seejärel hakatakse järgmist muutujat sobitama taas paremusjärjestuse algusest. Näiteks, esimene kindlasse sildvõrrandisse arvatud muutuja on jaemüügi mahuindeks, sest võrreldes teiste muutujatega on selle valimisisene ruutkeskmise viga väiksem. Järgmisena katsetatakse antud ühemuutujalise sildvõrrandi ruutkeskmise vea vähendamist, lisades võrrandisse jaemüügi enda esimest järku viitaja. Kuna see sildvõrrandi viga ei vähenda, proovitakse järgmisena paremusjärjestuselt teise muutuja ehk tööstustoodangu ekspordiindeksi liitmist sildvõrrandisse jne kuni tööstustoodangu mahuindeksini, mis vähendab siiani ühemuutujalise sildvõrrandi ruutkeskmist viga rohkem kui 5%. Pärast tööstustoodangu mahuindeksi viitaegade sobivuse testimist, hakatakse muutujate sobivust testima taas paremusjärjestuse algusest ehk tööstustoodangu ekspordiindeksist. Toodud protsess kordub kuni muutujate testimisega jõutakse paremusjärjestuse lõppu või kui muutujate arvu suurendamine sildvõrrandis ei ole enam mõistlik.

Juhul kui erinevad muutujad annavad samasuguseid kvartaalseid prognoose, eelistatakse neid muutujaid, mille avaldamise viitaeg on lühem ning mille kuiseid aegridu on autoregressiivsete mudelitega võimalik paremini kirjeldada ja seega eelduste kohaselt ka prognoosida¹⁷.

¹⁷ Kuiste muutujate prognoosimisest lähemalt peatükis 2.2.1.

Maksimaalne lubatud selgitavate muutujate arv ühes võrrandis ei ole *per se* määratud – lähtutakse mõistlikkuse põhimõttest.

Eeltoodud meetodikaga leitakse iga muutujategrupi põhjal parim spetsifikatsioon ehk kokku 3 sildvõrrandit: finantsvõrrand, kindlate muutujate sildvõrrand ja pehmete muutujate sildvõrrand.

Kõigi kolme spetsifitseeritud võrrandi jaoks moodustatakse ka vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegade võrrand (*rational distributed lag model*), kus võrrandi paremale poole lisatakse esimest ja teist järku SKP kasvu viitajad. Ratsionaalselt jaotatud viitaegade võrrandi moodustamise eesmärgiks on analüüsida, kas majanduskasvu viitaegade arvamine selgitavate muutujate hulka, parandab prognoositulemusi.

Seega on kokku kuus Eesti majanduskasvu prognoosivat sildvõrrandit. 2 pehmete muutujate võrrandit, 2 finantsmuutujate võrrandit ning 2 kindlate muutujate võrrandit. Joonistel 1-3 on toodud sildvõrrandite muutujad ning majanduskasv vahemikus 1995 kv2 – 2011 kv4. Muutujate ning majanduskasvu dünaamika paremaks jälgimiseks ning võrdlemiseks andmed standardiseeriti: muutujate keskvärtus on 0 ning standardhälve 1.

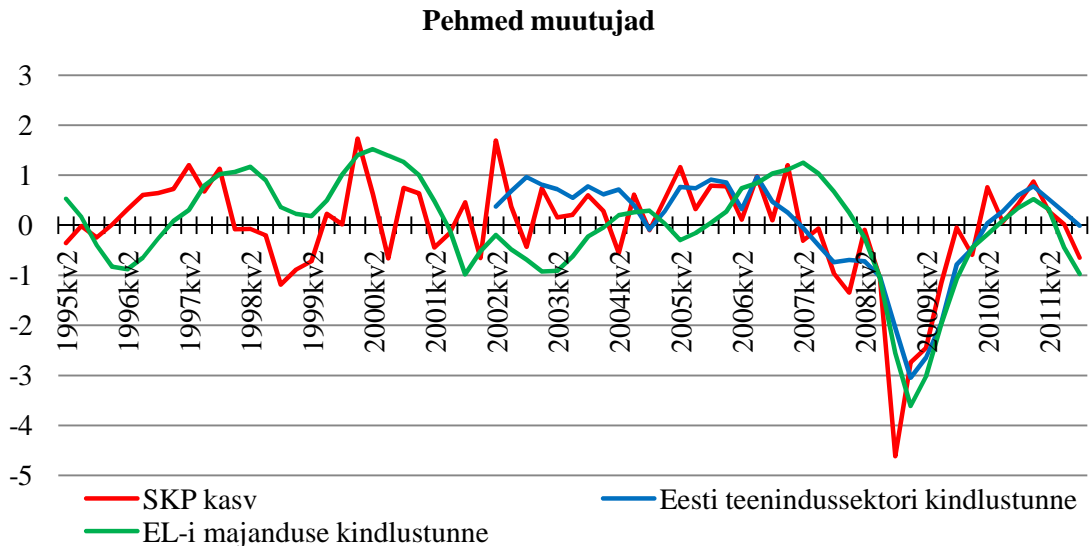
Pehmete indikaatorite võrrandis on selgitavateks muutujateks Eesti teenindussektori kindlustunde indikaatori (E teen) ning EL-i majanduse kindlustunde indikaator (EL kindl):

$$(6) \quad \text{SKP kasv} = c + a_1 * (\text{E teen}) + a_2 * (\text{E teen})(-1) + a_3 * (\text{EL kindl})$$

$$(7) \quad \text{SKP kasv} = c + a_1 * \text{SKP kasv}(-1) + a_2 * \text{SKP kasv}(-2) + a_3 * (\text{E teen}) + a_4 * (\text{E teen})(-1) + a_5 * (\text{EL kindl})$$

Jooniselt 1 on näha, et kindlustunde indikaatorid näitavad pikemaajalist majanduses valitsevat meelsust, reageerimata lühiajalistele muutustele. Kindlustundeindikaatorid on oma olemuselt tulevikuvaatavad, mistõttu kasutatakse neid praktikas majanduskasvu prognoosimisel juhtivindikaatoritena. Huvitav on see, et kui Eesti teenindussektori kindlustunde hakkas majandusolukorra halvenemisest märku andma juba 2006. aasta 2. kvartalis, siis EL-i kindlustundeindikaator pööras langusesse alles aasta hiljem, pärast majanduskasvu negatiivseks muutumist. Majanduslanguse põhja tabamisega 2008. aasta

4. kvartalis eksivad aga mõlemad kindlustundeindikaatorid ühe kvartali. Nii viimane näide kui EL-i kindlustundeindikaatori hiline reaktsioon ilmestavad majandusagentide ootuste inertsust.



Joonis 1. Pehme sildvõrrandi muutujate dünaamika vahemikus 1995 kv2 – 2011 kv4 (Eesti Statistikaameti ja Euroopa Komisjoni andmete põhjal, autori koostatud).

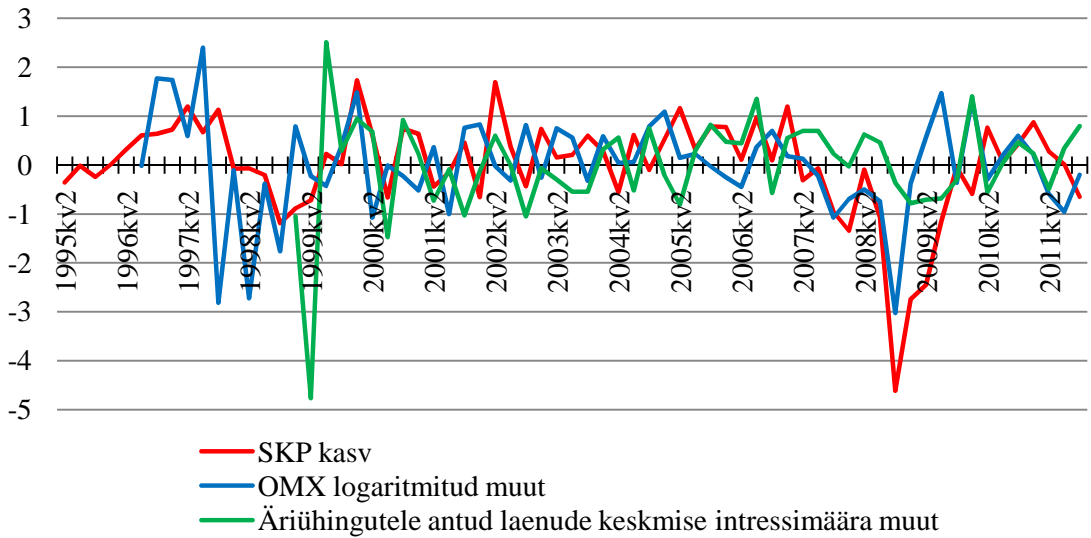
Finantsindikaatorite võrrandis on selgitavateks muutujateks Tallinna börsiindeksi OMX logaritmitud muut ($d(\ln(\text{OMX}))$) ning äriühingutele antud laenude keskmise intressimäära muut ($d(\text{äri } i)$):

$$(8) \quad \text{SKP kasv} = c + a_1 * d(\ln(\text{OMX})) + a_2 * d(\ln(\text{OMX}))(-1) + a_3 * d(\ln(\text{OMX}))(-2) + a_4 * d(\text{Äri } i)$$

$$(9) \quad \text{SKP kasv} = c + a_1 * \text{SKP kasv}(-1) + a_2 * \text{SKP kasv}(-2) + a_3 * d(\ln(\text{OMX})) + a_4 * d(\ln(\text{OMX}))(-1) + a_5 * d(\ln(\text{OMX}))(-2) + a_6 * d(\text{äri } i)$$

Joonise 2 põhjal eelnevad Tallinna börsiindeksi tõusud ja langused majanduse tõusudele ja langustele; intressimäär ja SKP liiguvad kuni kriisini ajas pigem koos ning seejärel järgnevad intressimäära muutused majanduskasvule.

Finantsmuutujad



Joonis 2. Finantsildivõrrandi muutujate dünaamika vahemikus 1995 kv2 – 2011 kv4 (Eesti Statistikaameti, Eurostati ja Eesti Panga andmete põhjal, autori koostatud).

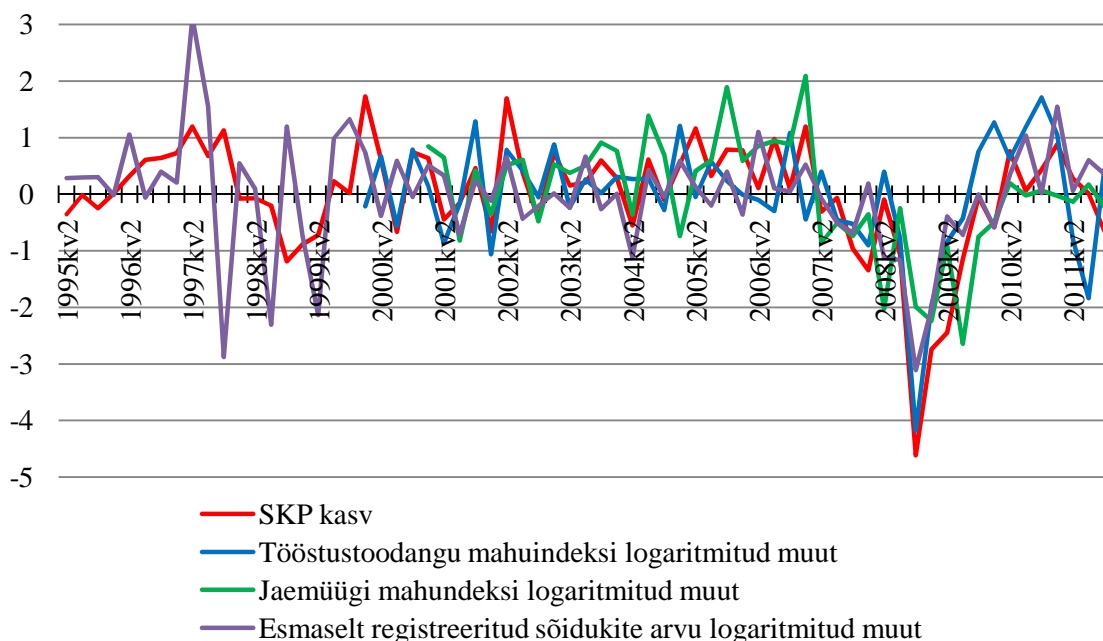
Reaalmajandusindikaatorite võrrandis on selgitavateks muutujateks jaemüügi mahuindeksi logaritmitud muut ($d(\ln(\text{jaem}))$), tööstustoodangu mahuindeksi logaritmitud muut ($d(\ln(\text{tööstust}))$) ning esmaselt registreeritud sõidukite logaritmitud muut ($d(\ln(\text{auto}))$):

$$(10) \quad \text{SKP kasv} = c + a_1 * d(\ln(\text{jaem})) + a_2 * d(\ln(\text{tööstust})) + a_3 * d(\ln(\text{auto})) + a_4 * d(\ln(\text{auto}))(-1)$$

$$(11) \quad \text{SKP kasv} = c + a_1 * \text{SKP kasv}(-1) + a_2 * \text{SKP kasv}(-2) + a_3 * d(\ln(\text{jaem})) + a_4 * d(\ln(\text{tööstust})) + a_5 * d(\ln(\text{auto})) + a_6 * d(\ln(\text{auto}))(-1)$$

Joonise 3 põhjal liiguvad kindlad muutujad kuni 2004. aasta lõpuni SKP-ga ühes rütmis, sealt edasi kuni majanduslanguse alguseni ei ole aga konkreetset eelnevuse-järgnevuse seost majanduskasvu ning agregeeritud kuiste muutujad vahel võimalik välja tuua. Uuesti ühildab kindlate muutujate ja SKP liikumise majanduslangus; kriisist väljumisel tekivad muutujate koosliikumisse taas erinevused sisse.

Kindlad muutujad



Joonis 3. Kindla sildvõrrandi muutujate dünaamika vahemikus 1995 kv2 – 2011 kv4 (Eesti Statistikaameti andmete põhjal, autori koostatud).

Lisas 3 on toodud mõned näited erinevate autorite poolt agregeeritud sildvõrrandites kasutatud seletavatest muutujatest. Muutjad on jagatud sarnaselt töös kasutatud muutujagruppidele pehmeteks-, finants- ja kindlateks andmeteks. Kindlate andmete tulbas on selguse huvides tärniga tähistatud juhtivindikaatorid, mis koosnevad tegelikult nii kindlatest-, pehmetest- kui finantsindikaatoritest. Lisast 3 on näha, et olenemata uuringust, on kõikide riikide puhul eranditult esindatud tööstustoodangu indeks. Enimkasutatud kindlad seletavad muutujad on veel ehitussektori ja jaekaubanduse indeksid. Pehmetest indikaatoritest võib enimkasutatuteks pidada tootmise väljavaateid ning tarbijate kindlustunnet iseloomustavaid usaldusindekse. Finantsindikaatorite esindatus on tunduvalt hõredam. Toodud näidetest võib esile tuua laenuintressimäära ning vahetuskursi.

Tabelis 1 on toodud väljavalitud muutujate ning SKP kasvu vahelised korrelatsioonid ning lisas 4 võrrandite jääkliikmete Jarque-Bera normaaljaotuse-, Breusch-Pagan-Godfrey heteroskedastiivsuse- ning Breusch-Godfrey autokorrelatsioonitestid. Tabelist 1 on näha, et kuni 2007. aasta alguseni puudub pehmete muutujate ning SKP kasvu

vahel korrelatsioon ning OMX börsiindeksi ja esmaselt registreeritud sõidukite korrelatsioonikordajaid võib pidada ka võrdlemisi madalateks. Kui kaasata valimisse ka prognoosiperiood, tugevneb kindlustunde indikaatorite korrelatsioon majanduskasvuga märkimisväärselt. Üldjoontes suurenevad vaatluste arvu suurenedes kõikide selgitavate muutujate ning majanduskasvu vahelised korrelatsioonid, erandiks on intressimäära muut, mille korrelatsioon majanduskasvuga alates 2007. aastast väheneb.

Tabel 1. Väljavalitud muutujate ning SKP kasvu vahelised korrelatsioonid

Sildvõrrandite selgitavad muutujad	Periood	Korrelatsioon majanduskasvuga
Eesti teenindussektori kindlustunne	2002 kv2-2007 kv1 (20 vaatlust)	0.01
	2002 kv2-2011 kv4 (39 vaatlust)	0.82
EL-i majanduse kindlustunne	1995 kv2-2007 kv1 (48 vaatlust)	0.08
	1995 kv2-2011 kv4 (67 vaatlust)	0.57
OMX logaritmitud muut	1996 kv3-2007 kv1 (43 vaatlust)	0.13
	1996 kv3-2011 kv4 (62 vaatlust)	0.30
Äriühingutele antud laenude keskmise intressimäära muut	1999 kv1-2007 kv1 (33 vaatlust)	0.48
	1999 kv1-2011 kv4 (52 vaatlust)	0.27
Tööstustoodangu mahuindeksi logaritmitud muut	2000 kv1-2007 kv1 (29 vaatlust)	0.33
	2000 kv1-2011 kv4 (48 vaatlust)	0.68
Jaemüügi mahuindeksi logaritmitud muut	2001 kv1-2007 kv1 (25 vaatlust)	0.52
	2001 kv1-2011 kv4 (44 vaatlust)	0.69
Esmaselt registreeritud sõidukite arvu logaritmitud muut	1995 kv2-2007 kv1 (48 vaatlust)	0.21
	1995 kv2-2011 kv4 (67 vaatlust)	0.50

Allikas: (Eesti Pank, Euroopa Komisjon, Eurostat, Eesti Statistikaamet); autori arvutused.

Lisast 4 on näha, et vaid üksikud võrrandid rahuldavad korruga kõiki jääkliikmetele seatud nõudeid – vastavust normaaljaotusele, homoskedastiivsust ja autokorrelatsiooni puudumist. Sildvõrrandite spetsifitseerimisperioodil (1995 kv2 – 2007 kv1) on kõik testid olulisusnivool 0.01 korras, olulisusnivool 0.05 on autokorrelatsioon jaotatud viitaegadega finants- ja kindlates sildvõrrandites. Ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrandite spetsifikatsioonitestide tulemused on aga korras. Vealiikmete autokorrelatsiooni tõttu on jaotatud viitaegade prognoositud punkthinnangud küll nihketa, kuid ei ole parimad. Autokorrelatsiooni põhjuseks võivad olla spetsifikatsioonivead, mis tulenevad näiteks liiga väikesest arvust selgitavatest muutujatest. Selgitavate muutujate arvu suurendamine kätkeb endas aga samuti ohtu

prognoosikvaliteedile, sest hinnatavate parameetrite arv suureneb ning lisaks tuleb arvestada uue muutuja kuiste prognoosivigade mõjuga prognoositavale suurusele.

Vaadeldes kogu perioodi (1995 kv2 – 2011 kv4), näitavad mitmed testid spetsifikatsiooniprobleeme. Autor proovis autokorrelatsiooni arvesse võtta ja seeläbi prognoose parandada eelmise perioodi prognoosiviga modelleeriva MA(1) liikme sissetoomisega. Selle tulemusena prognoositäpsus aga vähenes, mistõttu MA(1) liiget lõppvõrrandisse ei kaasatud. Kuna võrrandite spetsifitseerimisperioodil on kõik testid olulisusnivool 0.01 korras ning spetsifikatsiooniprobleemid kerkivad esile edasise prognoosimise käigus (seda näitavad perioodi 1995 kv2 – 2011 kv4 spetsifikatsioonitestide tulemused), mida võrrandite koostamise hetkel pole võimalik ette teada, võrrandeid ümber ei spetsifitseerita. Küll aga näitavad tulemused vajadust võrrandite spetsifikatsioon mingi aja tagant üle vaadata. See on üks võimalikke töö edasiarendamise kohti.

2.2. Eesti majanduskasvu prognoosimine vahemikus 2007 kv2 – 2011 kv4

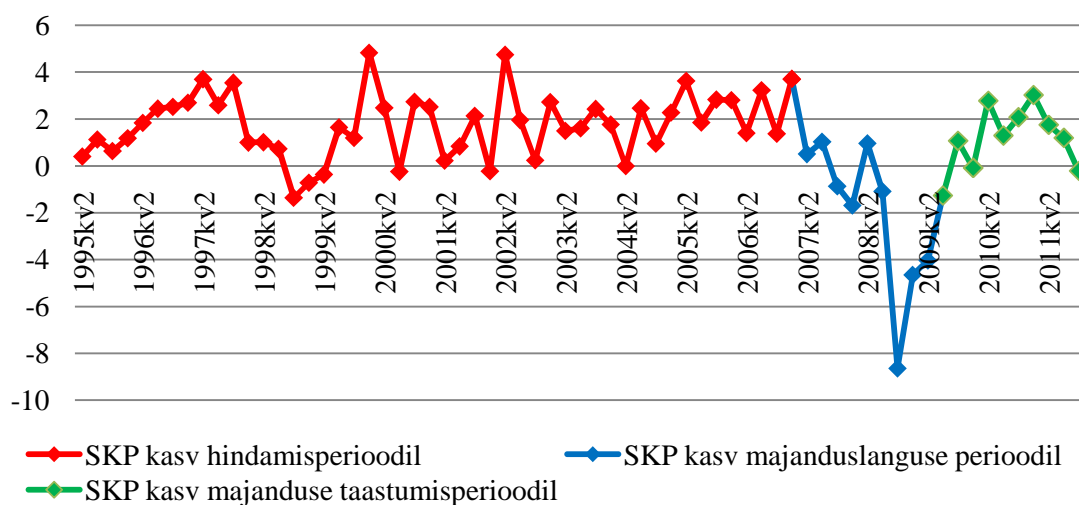
2.2.1. Prognoosiprotsessi kirjeldus

Käesolevas peatükis matkitakse võimalikult lähedalt reaalses toimunud perioodi 2007 kv2 – 2011 kv4 kvartaalsete majanduskasvude prognoosimist.

Valimiväline prognoosiperiood jaotatakse kaheks, et analüüsida sildvõrrandite prognoosiheadust erinevates konjunktuuritsükli faasides (vt joonis 5):

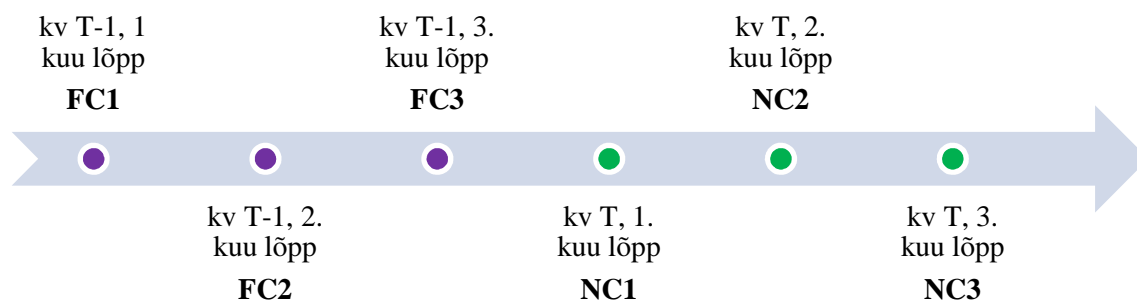
- majanduslanguse periood: 2007 kv2 – 2009 kv2;
- majanduse taastumise periood: 2009 kv3 – 2011 kv4

Eesti SKP kasv (%) vahemikus 1995 kv2 – 2011 kv4



Joonis 5. Eesti SKP kasv vahemikus 1995 kv2 – 2011 kv4 (%) (Eesti Statistikaameti andmete põhjal, autori koostatud).

Iga kvartali T majanduskasvu prognoositakse kuuel järjestikusel kuul. Prognoosimisega alustatakse eelmise kvartali esimese kuu lõpus (vt. joonis 4: kv T-1, 1. kuu lõpp) ning viimane prognoos leitakse jooksva kvartali viimase kuu lõpus (vt. joonis 4: kv T, 3. kuu lõpp). Eelmises kvartalis ehk kvartalis T-1 leitud prognoose tähistatakse järgnevatel peatükkides lühendiga FC (tuleneb sõnast *forecast*) ning jooksvas kvartalis ehk kvartalis T leitud prognoose lühendiga NC (tuleneb sõnast *nowcast*).



Joonis 4. Kvartali T majanduskasvu prognoosimine kvartalite T-1 ja T iga kuu lõpus (autori koostatud).

Kõik prognoosid leitakse kuue erineva eelmises peatükis spetsifitseeritud sildvõrrandiga. Enne igit prognoosi hinnatakse sildvõrrandid uuesti, et kaasata valimisse viimasena avaldatud andmetest tulenev informatsioon. Seega toimub prognoosimine ajas suureneva valimi põhjal.

Eelmises alapeatükis spetsifitseeriti sildvõrrandid eeldusel, et uuritava kvartali majanduskasvu hindamiseks on teada kvartali kõigi kolme kuu muutujaid. Praktikas on prognoosivõrrandeid vaja kasutada aga enamjaolt ajahetkedel, kus uuritava kvartali kuised andmed on saadaval vaid osaliselt. Sildvõrrandite rakendamiseks reaajas prognoositakse käesolevas magistritöös uuritava kvartali puuduvad kuised andmed autoregressiivsete võrranditega. Sellest tulenevalt sõltub majanduskasvu prognooside kvaliteet lisaks kvartaalse võrrandi spetsifikatsioonile ka kuiste muutujate prognoosidest.

Kuiste muutujate prognoosimiseks sobiva autoregressiivse mudeli leidmiseks hinnati perioodi 1995 k1¹⁸ – 2007 k3¹⁹ põhjal muutujate 1-4. järku autoregressiivsed võrrandid (12) ning leiti nende võrrandite valimisesed parameetrite arvuga kohandatud ruutkeskmised vead:

$$(12) \quad x_t = c + A^p(L)X_t + \varepsilon_t ,$$

kus $A^p(L) = 1 + a_1L + \dots + a_pL^p$, $p = 1,2,3,4$.

Kuiste muutujate prognoosimiseks valiti autoregressiivne võrrand, mille valimisesene ruutkeskmise viga oli väikseim. Valitud AR võrrandite spetsifikatsioonid ning nende valimisesed ruutkeskmised vead vahemikus 1995 k1 – 2007 k3 on toodud lisas 2.

Lisas 5 on toodud kvartali T kõigi kuue majanduskasvu prognoosi tegemise hetkel olemasolevad ning prognoosimist vajavad kuised andmed (tähistatud halli taustaga). Kvartali puuduvate kuiste muutujate järk-järgulise prognoosimise näitlikustamiseks kirjeldatakse järgnevalt jaanuaris toimuvat 2. kvartali majanduskasvu prognoosimist finantssildvõrrandiga. Esimene 2. kvartali prognoos leitakse jaanuari lõpus (lisas 5: T-1, 1. kuu lõpp). See tähendab, et kuna intressimäärade avaldamise viitaeg on 30 päeva, tuleb jaanuari lõpus prognoosida kuue kuu (sh jaanuari enda) intressimäära muudud (lisas 5 tähistatud halliga taustaga) ning tulenevalt börsiindeksi OMX andmete olemasolust reaajas, viie kuu OMX indeksi kasvud (tähistatud halli taustaga). Puuduvate andmete prognoosimise järel leitakse kvartaalsed agregaadid: jaanuari,

¹⁸ Või sõltumatu muutuja aegrea alguskuupäev, juhul aegrida algab hiljem kui 1995 m1.

¹⁹ Siin ja edaspidi on kuud tähistatud lühidalt kui k.

veebruari ja märtsi prognoositud intressimäära muudud annavad 1. kvartali keskmise intressimäära muudu ning aprilli, mai ja juuni prognoosid 2. kvartali keskmise intressimäära muudu. Sama agregeerimine toimub OMX indeksi kasvu puhul: avaldatud jaanuari ning prognoositud veebruari ja märtsi OMX indeksi kasv annavad 1. kvartali keskmise ning aprilli, mai ja juuni prognoosid annavad 2. kvartali keskmise OMX indeksi kasvu. Saadud keskmised kvartaalsed vaatlused liidetakse seejärel muutujate olemasolevate aegridadega ning finantssildvõrrand hinnatakse uuesti, et võtta arvesse viimaseid vaatlusi. Seejärel leitakse jaanuari lõpu seisuga 2. kvartali esimese majanduskasvu prognoos (FC1). Sama põhimõttega prognoositakse 2. kvartali majanduskasvu veebruari lõpus, märtsi lõpus jne iga kuu lõpus kuni juuni lõpuni, mil leitakse viimane 2. kvartali majanduskasvu prognoos (NC3). Eeltoodud viisil toimub kõikide sildvõrrandite kuiste muutujate prognoosimine, agregeerimine, igakuine kvartaalsete võrrandite uuesti hindamine ning seejärel majanduskasvu prognoosimine.

Liikudes kvartali T-1 esimese kuu lõpust kvartali T kolmanda kuu lõppu, suureneb samm-sammult avaldatud kuiste andmete osakaal ning väheneb kuiste prognooside osakaal, mistõttu peaksid ka kvartaalsed prognoosid täpsemaks minema.

2.2.2. Üksikute sildvõrrandite prognoosid

Kasutades peatükis 2.2.1 toodud algoritmi, prognoositakse järgnevalt peatükis 2.1.3 koostatud sildvõrranditega perioodi 2007 kv2 – 2011 kv4 kvartaalset majanduskasvu. Tabelis 2 on toodud kvartalites T-1 (FC) ja T (NC) leitud prognooside ruutkeskmised vead (RMSE). Lisas 6 on toodud kvartalite kõigi kuue prognoosi ruutkeskmised vead.

Võrreldes taastumis- ja langusperioodi majanduskasvu prognoose, on tulemused ootuspärased – olenemata võrrandist on langusperioodi prognooside ruutkeskmised vead keskmiselt rohkem kui kaks korda suuremad kui taastumisperioodi prognooside ruutkeskmised vead.

Samuti on näha, et kõikide võrrandite puhul on majanduslanguse perioodil jooksva kvartali T prognoosid täpsemad kui eelmises kvartalis T-1 tehtud prognoosid, mis on ka kooskõlas teooriaga – mida suurem on kuiste avaldatud andmete osakaal ning väiksem prognooside osakaal, seda täpsemad on ka prognoosid. Lisast 6 on näha, et pehmete

võrrandite prognoosiviga langeb võrreldes eelneva prognoosiga enim jooksva kvartali 1. kuu lõpus ehk siis kui prognoositava kvartali esimese kuu selgitava muutuja andmed on avaldatud. Sama muster peab paika ka kindlate sildvõrrandite puhul – majanduskasvu prognoosi täpsus suureneb enim kui prognoositava kvartali esimese kuu selgitava muutuja andmed on avaldatud ehk reaalamajanduse võrrandite puhul kvartali T teise kuu lõpus. Finantssildvõrrandite puhul ei ole võimalik välja tuua ühtegi kuud, kus prognoositäpsus võrreldes eelmise kuuga oluliselt rohkem paraneb. Põhjus võib tuleneda finantsmuutujate erinevatest avaldamise viitaegadest.

Tabel 2. Sildvõrranditega leitud majanduskasvu prognooside ruutkeskmised prognoosivead vahemikus 2007 kv2 – 2011 kv4 (protsendipunktides – pp)

Sildvõrrandite selgitavad muutujad	Ruutkeskmine prognoosiviga – RMSE			
	Prognoositav periood	Keskmine FC	Keskmine NC	Keskmine kokku
Pehmed sildvõrrandid				
E teen (0,1) EL kindl (0)	2007 kv2 – 2009 kv2	3.30	2.72	3.01
	2009 kv3 – 2011 kv4	1.90	0.77	1.34
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2007 kv2 – 2009 kv2	3.21	2.08	2.65
	2009 kv3 – 2011 kv4	1.48	0.82	1.15
Finantssildvõrrandid				
d(ln(OMX)) (0,1,2) d(äri i) (0)	2007 kv2 – 2009 kv2	3.72	3.13	3.42
	2009 kv3 – 2011 kv4	1.56	2.05	1.80
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2007 kv2 – 2009 kv2	3.75	3.20	3.48
	2009 kv3 – 2011 kv4	1.52	1.74	1.63
Kindlad sildvõrrandid				
d(ln(jaem)) (0) d(ln(tööstust)) (0) d(ln(auto)) (0,1)	2007 kv2 – 2009 kv2	4.46	3.01	3.74
	2009 kv3 – 2011 kv4	1.15	1.40	1.27
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2007 kv2 – 2009 kv2	4.70	3.69	4.20
	2009 kv3 – 2011 kv4	1.59	1.82	1.70

Tähistused: Selgitava muutuja järel sulgudes on toodud tema viitaegade arv; FC – *forecast* ehk kvartalis T-1 leitud prognoosid; NC – *nowcast* ehk kvartalis T leitud prognoosid.

Allikas: (Eesti Statistikaamet, Eesti Pank, Eurostat, Euroopa Keskpang); autori arvutused.

Majanduse taastumise perioodil on tulemused langusperioodile vastupidised – kindlate ja finantssildvõrranditega kvartalis T tehtud prognoosid on ebatäpsemad kui kvartalis T-1 tehtud prognoosid. Kindla sildvõrrandi puhul on põhjuseks jooksvas kvartalis T-1 tehtud kasvuprognooside vastupidine liikumine SKP kasvule (vt lisa 7). SKP ja kindlate

seletavate muutujate koosliikumise katkemine kriisist väljumisel on selgelt näha ka joonisel 3, viidates vajadusele võrrandid ümberspetsifitseerida ning leida majanduskasvu dünaamika prognoosimiseks sobivamad muutujad. Finantssildvõrrandi jooksva kvartali suuremad prognoosivead võrreldes eelneva kvartaliga on põhjustatud eelkõige 2009 kv3 – 2010 kv1 majanduskasvu tugevas ülehindamises, mis tulenes suure tõenäosusega börsiindeksi kiirest taastumisest pärast kriisi (vt joonis 2 ja lisa 8). Järgnevates kvartalites ühtib finantssildvõrrandi ja SKP dünaamika taas ning prognoosivead vähenevad oluliselt. Pehme sildvõrrandite kvartali T-1 prognoosid on ka taastumisperioodil ebatäpsemad kui kvartali T prognoosid. Vaadeldes tervet prognoosiperioodi ühtsena (2007 kv2 – 2011 kv4), on kõikide võrrandite jooksvas kvartalis tehtud prognoosid eelmises kvartalis tehtud prognoosidest täpsemad.

Majanduslanguse perioodil (2007 kv2 – 2009 kv2) prognoosivad SKP kasvu kõige täpsemini pehmete andmete võrrandid ja seda nii jaotatud viitaegadega kui ratsionaalselt jaotatud viitaegadega mudelite võrdluses. See on ka ootuspärane, sest pehmed muutujad avaldatakse referentskuu viimasel päeval ehk nende avaldamise viitaeg on võrreldes teiste võrrandite muutujatega oluliselt lühem ning sellest tulenevalt on ka prognoositud andmeid ja prognoosimisest tulenevaid vigu, vähem. Majanduslanguse perioodil avaldub info kiiruse ja õigsuse vajadus just kõige ilmekamalt ning pehmete andmete sildvõrrandid, mille muutujad avaldatakse koheselt referentskuu lõpus, on sel perioodil prognooside tegemiseks sobivaimad.

Kõige ebatäpsemaid prognoose annavad langusperioodil kindlad sildvõrrandid. Mõlema võrrandiga kvartalis T-1 leitud prognooside RMSE on üle 4. Suure prognoosivea põhjuseks võib pidada kindlate muutujate pikemat avaldamise viitaega võrreldes pehmete muutujatega ja finantsvõrrandi Tallinna börsiindeksiga. Sellest tulenevalt sisaldavad kindlate muutujate kvartaalsed agregaadid võrreldes pehmete- ja finantsmuutujate agregaatidega igal prognoosihetkel rohkem kuiste muutujate prognoositud väärtusi ja vähem juba avaldatud väärtusi. Prognoosiviga võib tõsta ka kindlate sildvõrrandite suurem selgitavate näitajate arv võrreldes pehmete- ja finantsvõrranditega – kindlas sildvõrrandis on 3 ning pehmes- ja finantssildvõrrandis 2 näitajat – mistõttu tuleb igakuiselt rohkem näitajaid prognoosida. See aga võimendab

suure tõenäosusega juba pikematest avaldamise viitaegadest tulenevat prognoosiviga veelgi.

Majanduse taastumisperioodil jääb võrrandite keskmine prognoosiviga nii kvartalites T-1 kui T alla 2 (va jaotatud viitaegadega finantsvõrrandi kvartali T prognoos). Parima võrrandi osas ei ole aga tulemused nii ühesed kui langusperioodil. Kui jooksvas kvartalis T annavad mõlemad pehmed sildvõrrandid vaieldamatult kõige täpsemaid prognoose, siis kvartalis T-1 on jaotatud viitaegadega pehme sildvõrrandi prognoosid vastupidiselt kõige ebatäpsemad. Kõikide kuuel järjestikusel kuul tehtud prognooside arvestuses, annavad taastumisperioodil ebatäpsemaid kasvuprognoose finantsvõrrandid ja kindel ratsionaalselt jaotatud viitaegadega sildvõrrand, kindla jaotatud viitaegade sildvõrrandi keskmine prognoositäpsus on pehmete sildvõrranditega samaväärne.

Võrreldes omavahel jaotatud ning ratsionaalselt jaotatud viitaegadega sildvõrrandite prognoose, võib järeldada, et majanduskasvu enda viitaegade lisamine võrrandi paremale poole, võrrandite prognoositäpsust alati ei paranda. Kui pehme sildvõrrandi puhul parandavad majanduskasvu viitajad prognoositulemusi nii taastumis- kui langusperioodil, siis kindlatele sildvõrranditele majanduskasvu viitaegade lisamine toob kaasa hoopis prognoosivea suurenemise. Finantsvõrrandis parandab SKP viitaegade lisamine ainult taastumisperioodi prognooside täpsust.

Tulenevalt võrrandite spetsifikatsioonitestide kehvadest tulemustest, võib võrrandite hindamisperioodi muutmise tulemusi kardinaalselt muuta. Selleks, et anda esmane hinnang võrrandite stabiilsusele, hinnati kõik sildvõrrandid uuesti perioodi 2003 kv3 – 2007 kv1 põhjal. Hindamisperioodi alguskuupäev võeti pehmete sildvõrrandite esialgse hindamisperioodi alguskuupäeva järgi, lühendades seda aasta võrra. Tulemused on toodud tabelis 3, kus on näha, et ühegi pikema hindamisperioodiga esialgse sildvõrrandi ja vastava lühema hindamisperioodiga kontrollvõrrandi prognooside ruutkeskmised vead ei erine keskmiselt rohkem kui 0.3 protsendipunkti. Seega võib öelda, et hindamisperioodi lühendamise tulemusena sildvõrrandite prognoosid oluliselt ei muutunud.

Tabel 3. Sildvõrrandite stabiilsuse kontrollimine. Sildvõrranditega leitud majanduskasvu prognooside ruutkeskmised prognoosivead vahemikus 2007 kv2 – 2011 kv4 (protsendipunktides – pp)

Sildvõrrandite selgitavad muutujad	Ruutkeskmise prognoosiviga - RMSE		
	Prognoositav periood	Esialgse võrrandi keskmine RMSE	Kontrollvõrrandi keskmine RMSE
Pehmed sildvõrrandid			
E teen (0,1) EL kindl (0)	2007kv2-2009kv2	3.01	3.05
	2009kv3-2011kv4	1.34	1.26
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2007kv2-2009kv2	2.65	2.74
	2009kv3-2011kv4	1.15	1.13
Finantssildvõrrandid			
d(ln(OMX)) (0,1,2) d(äri i) (0)	2007kv2-2009kv2	3.42	3.29
	2009kv3-2011kv4	1.80	1.94
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2007kv2-2009kv2	3.48	3.20
	2009kv3-2011kv4	1.63	1.65
Kindlad sildvõrrandid			
d(ln(jaem)) (0) d(ln(tööstust)) (0) d(ln(auto)) (0,1)	2007kv2-2009kv2	3.74	3.68
	2009kv3-2011kv4	1.27	1.27
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2007kv2-2009kv2	4.20	3.96
	2009kv3-2011kv4	1.70	1.75

Tähistused: Selgitava muutuja järel sulgudes on toodud tema viitaegade arv.

Allikas: (Eesti Pank, Euroopa Komisjon, Eurostat, Eesti Statistikaamet); autori arvutused.

Kõige usaldusväärsema SKP kasvuprognoosi peaksid sildvõrrandid andma kvartali T viimasel kuul, kus prognoositud kuiste andmete osakaal on võrreldes eelnevate kuudega kõige väiksem ning juba avaldatud andmete osakaal kõige suurem (vt. lisa 5). Sellest lähtuvalt võib kvartali T viimasel kuul tehtud prognooside täpsust, mida järgnevalt analüüsitakse, pidada eelnevatest olulisemaks.

Tabelist 4 on näha, et langusperioodi kvartalilõpu prognooside ruutkeskmise prognoosiviga jääb 2 ja 3 vahele. Täpseima prognoosi saab pehme ratsionaalselt jaotatud viitaegade sildvõrrandiga ning reaalmajanduse jaotatud viitaegadega sildvõrrandiga prognoosides. Majanduse taastumise perioodil annavad kvartali T viimasel kuul konkurentsitult täpsemaid prognoose pehmed sildvõrrandid – majanduskasvu prognoosivead jäävad alla 1 pp, ehk on teiste võrrandite prognoosidest

2-3 korda väiksemad. Finantsvõrranditega saadud prognoosid on mõlemal perioodil üheselt kõige kehvemad.

Tabel 4. Kvartali T viimasel kuul leitud majanduskasvu prognoosid (%)

Periood	SKP kasv	E teen (0,1) EL kindl (0)		Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand		d(ln(OMX)) (0,1,2) d(äri i) (0)		Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand		d(ln(jaem)) (0) d(ln(tööstust)) (0) d(ln(auto)) (0,1)		Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	
Kvartali T viimasel ehk 3. kuul leitud SKP kasvu prognoosid													
2007kv2	0.50	2.27		1.65		2.23		1.91		1.19		0.42	
2007kv3	1.02	1.34	++	1.14	++	1.80	++	2.15	++	0.87	++	1.31	++
2007kv4	-0.87	0.81	--	1.26	+-	1.05	+-	1.21	+-	0.78	--	0.99	--
2008kv1	-1.69	0.10	+-	0.75	+-	0.01	+-	0.37	+-	2.05	+-	3.05	+-
2008kv2	0.96	-1.03	++	-0.18	++	-0.18	++	0.11	++	1.52	++	2.90	++
2008kv3	-1.09	-1.29	--	-1.91	--	0.31	--	0.18	--	-0.17	--	-0.50	--
2008kv4	-8.64	-3.71	--	-5.45	--	-1.61	--	-1.43	--	-4.44	--	-4.02	--
2009kv1	-4.66	-9.91	+-	-8.13	++	-4.02	++	-2.76	++	-4.92	++	-2.50	++
2009kv2	-4.04	-4.51	++	-2.31	++	-0.45	++	0.02	++	-2.68	++	-1.78	++
2009kv3	-1.27	-2.23	++	-2.29	++	3.54	++	3.28	++	-0.41	++	0.18	++
2009kv4	1.06	1.00	++	0.85	++	3.33	++	1.48	++	0.84	++	0.54	++
2010kv1	-0.09	0.57	--	0.03	--	4.22	+-	3.07	+-	2.37	+-	2.27	+-
2010kv2	2.77	1.69	++	1.61	++	1.53	++	1.51	++	1.40	++	1.65	++
2010kv3	1.29	1.86	--	1.50	--	1.91	--	1.16	--	2.92	+-	2.36	--
2010kv4	2.07	2.56	++	2.51	++	1.92	++	2.64	++	3.66	++	4.80	++
2011kv1	3.02	2.68	++	3.37	++	2.18	++	2.23	++	1.53	+-	1.09	+-
2011kv2	1.75	1.56	--	1.39	--	1.22	--	1.37	--	1.10	--	1.25	--
2011kv4	1.19	0.74	--	0.12	--	-0.35	--	0.19	--	2.22	+-	2.42	+-
2011kv4	-0.22	0.06	--	-0.37	--	-0.78	--	-0.20	--	1.59	+-	1.89	+-
Ruutkeskmine prognoosiviga - RMSE													
07kv2-09kv2		2.69		2.08		2.91		3.09		2.05		2.61	
09kv3-11kv4		0.59		0.64		2.29		1.86		1.45		1.67	
SKP kasvu suuna õigsus													
++		47%		53%		53%		53%		47%		47%	
--		41%		35%		29%		29%		24%		29%	
+-		6%		0%		0%		0%		6%		6%	
+-		6%		12%		18%		18%		24%		18%	

Allikas: (Eesti Pank, Euroopa Komisjon, Eurostat, Eesti Statistikaamet); autori koostatud.

Lisaks ruutkeskmisele veale on prognooside headuse hindamisel oluline, et need ei produtseeriks üksikuid ebamõistlikke väärtusi. Lubatava kõrvalekalde täpne määratlemine on väga subjektiivne. Tabelis 4 on suurimad prognoosivead tähistatud järgnevalt: kollase värviga on tähistatud prognoosid, mille absoluutne viga on 3-4 protsendipunkti ning punasega prognoosid, mille absoluutne viga on suurem kui 4 protsendipunkti. Kõik võrrandid annavad viimasel prognoosikuul vähemalt paar mitterahuldavat prognoosi. Majanduskriisi perioodil on suuri eksimusi rohkem kui taastumisperioodil. Sarnaselt ruutkeskmisel veal põhinevatele tulemustele, võib ka lubatavate eksimuste põhjal pidada pehmete võrrandite kvartalilõpuprognoose kõige paremateks. Vaatamata suurematele eksimustele majanduslanguse perioodil, on taastumisperioodi suurim prognoosiviga 1.16 protsendipunkti (2.77-1.61), mille annab ratsionaalselt jaotatud viitaegade võrrand 2010. aasta 2. kvartalis. Seda võib pidada aga suhteliselt heaks tulemuseks.

Lisaks punkthinnangutele, on SKP kasvu prognooside hindamisel oluline võrrandite võime ära tabada muutusi SKP kasvusuunas. Vastavad tulemused on toodud „+“ ja „-“ märkidega punktprognoosi kõrvalveerus. Tähistused: Esimene märk („+“ või „-“) näitab, kas vaadeldava kvartali SKP kasv oli suurem (+) või väiksem (-), võrreldes eelmise kvartali SKP kasvuga; teine märk näitab, kas SKP kasvu prognoos oli suurem (+) või väiksem (-) võrreldes eelmise perioodi tegeliku SKP kasvuga. Näiteks kui SKP kasvas 2007. aasta 2. kvartalis 0.5% ning järgnevas, 3. kvartalis kiirenes kasv 1.02%-le, siis märgitakse kasvusuunaks „+“; pehme sildvõrrand prognoosib 2007. aasta 3. kvartali kasvuks 1.34%, mis on samuti suurem kui 0.5% ehk ka teine märk on „+“. Kõrvutiolevad samad märgid näitavad, et mudel prognoosis kasvusuunda õigesti. Tabeli allosas on toodud protsentuaalselt kui palju ühtib prognoositud SKP kasvusuund tegelikkusega.

Majanduslanguse perioodil ei suuda ükski võrrand jooksva kvartali 3. kuu lõpus kõigi kaheksa kvartali kasvusuunda õigesti prognoosida. Peamiseks probleemiks on just kasvu aeglustumiste äratamine – prognoos viitab kasvu kiirenemisele võrreldes eelmise kvartaliga, tegelik kasvunumber tuleb aga eelmisest kvartalist hoopis väiksem.

Taastumisperioodil on tulemused ootuspäraselt paremad – pehmetel muutujatel põhinevad võrrandid tabavad märki kõikides kvartalites ning finantsvõrrandid eksivad

vaid ühes kvartalis. See-eest reaalselt majandustegevust kirjeldavad sildvõrrandid eksivad SKP kasvusuuna tabamisega pea pooltel kordadel, mis tuleneb SKP kasvu ja kindla sildvõrrandi prognooside kriisijärgses vastupidises dünaamikas (vt. joonis 3 ja lisa 7).

Eelneva analüüsi põhjal võib järeldada, et kuigi pehmete sildvõrrandite prognoose võib kokkuvõttes pidada teistest täpsemateks, leidub teatuid perioode, kus kindlate- ja finantssildvõrrandite prognoosid on pehmetest täpsemad. Siit tulenevalt on oluline leida vastus küsimusele, kas kõigi kolme võrrandi prognooside kombineerimisel on võimalik saada paremaid tulemusi kui üksikute võrranditega.

2.2.3. Üksikute sildvõrrandite prognooside agregeerimine

Parima sildvõrrandi määratlemise eelduseks on üks muutujatekomplekt, mis kõikides ajahetkedes prognoosib majanduskasvu teistest paremini. Sellise võrrandi leidmine on aga üsna ebatõenäoline, sest majanduse struktuurimuutused, arvestusmetoodika muutused või üksikud anomaaliad andmetes, võivad ajalooliselt hea prognoosivõrrandi kiirelt kasutuks muuta. Lisaks välistele teguritele võivad ebatäpsed prognoosid tuleneda ka mudeli valest spetsifikatsioonist.

Sellistes olukordades, kus üksikute mudelite prognoosid on väga erinevad, võib lahenduseks osutada prognooside agregeerimine. Näiteks kui üksikutes prognoosides toimuvad keskväärtuse nihked, võib prognooside keskmistamine tasakaalustada üksikute prognooside kõikumisi ning seega pakkuda kindlust eksogeensete deterministlike struktuurinihete eest. (Hendry, Clements 2002: 24)

Ka Stock, Watson (2003: 24) näitavad seitsme OECD riigi majanduskasvu prognooside põhjal erinevate prognooside kombineerimise edukust lihtsate meetoditega nagu võrdselt kaalutud prognooside summa. Samuti selgub autorite tööst, et prognooside kombinatsioonid on üldjoontes täpsemad kui dünaamiliste faktormudelite prognoosid. Golinelli, Parigi (2007: 18-20) prognoosivad erinevate meetoditega Itaalia majanduskasvu ning leiavad samuti, et prognooside aritmeetilised keskmised on täpsemad kui üksikute võrrandite prognoosid. Kirjanduses on prognooside ühendamist

aritmeetilise keskmise leidmise teel kasutanud veel näiteks Diron (2006) ja Coutiño (2005).

Aritmeetiline keskmine ei arvesta aga võrrandite ajaloolist võimet SKP kasvu kirjeldamisel, eelnevate perioodide prognoose või mõnda muud informatsiooniallikat, mis võib anda lisainformatsiooni prognooside optimaalseks ühendamiseks. Pesaran, Timmermann (2004: 13) pakuvad erinevaid võimalusi prognooside kaalumiseks ruutkeskmise vea põhjal: ruutkeskmise vea leidmine samm-sammult suureneva ajaloo ehk nn „pikeneva andmerea“ (*expanding window*) põhjal, libiseva andmerea (*rolling window*) põhjal, murdepunktijärgse andmerea põhjal või diskonteeritud vähimruutude meetodil, kus aegrea esimeste prognooside kaal on väiksem kui hilisemate prognooside kaal. Kitchen, Monaco (2003: 15) kasutavad USA Treasury (US Real Time Forecasting System – RTFS) kasvuprognooside agregeerimisel kaaludena üksikute võrrandite ajaloolist R^2 . Drechsel, Maurin (2008: 7, 9, 34) hindavad majanduskasvu prognoosimiseks 163 ühe sõltumatu muutujaga võrrandit, lisaks leiavad autorid veel eraldi võrrandid kõikide SKP kulutuste komponentide jaoks: 149 ühe sõltumatu muutujaga võrrandit investeringute prognoosimiseks, 103 eratarbimise, 93 ekspordi, 114 impordi ning 113 varude prognoosimiseks. Seejärel liidavad autorid üksikud prognoosid, kasutades kaaludena lisaks aritmeetilisele keskmisele ka Akaike informatsioonikriteeriumit, võrrandite jääkliikmete variatsiooni-kovariatsiooni maatriksit ning Bayesi kaale²⁰. SKP komponentide liitmisel kasutatakse lisaks veel üksikute komponentide mineviku osatähtsust SKP-st. Tulemustest ühtki teistest selgelt paremat agregeerimismeetodit ei selgu.

Toetudes ülaltoodule, tuleb agregeerimismetoodika valimisel vastata kahele peamisele küsimusele:

- Kas ja millist ajaloolist informatsiooni ühendprognoosi leidmiseks kasutada? Empiiriline kirjandus pakub rohkeid näiteid: alates aritmeetilisest keskmisest, mis ajaloolist informatsiooni ei kasuta, kuni ajaloolise ruutkeskmise vea, R^2 , ning jääkliikmete variatsiooni-kovariatsioonimaatriksini, mille eesmärgiks on minevikuinformatsiooni arvestamisega vähendada prognoosivigu. Kui lihtsa

²⁰ Bayes'i kaalumistehnikatest täpsemalt Min, Zellner (1993).

aritmeetilise keskmise leidmine välja arvata, tuleb lisaks kaalumismeetodile otsustada ka perioodi pikkuse üle, mille põhjal punktprognoside kaalud määrata. Pikema perioodi põhjal kaalude leidmise kasuks räägib suurem informatsioonihulk. Lühema perioodi eeliseks on kaalude kiire kohandumine muutuvate majandustingimustega ning sellest tulenevalt ka prognoositulemustega, mis võib eriti vajalikuks osutada konjunktuuritsükli eri faasides, kui võrrandite prognoosiheadus oluliselt varieerub.

- Kas leida kaalutud prognoos või igaks ajahetkeks parim prognoos olemasolevate hulgast? Eelmises punktis toodud kaalumismeetodite kasutamise alternatiiviks on määrata reegel, mis valib erinevate võrranditega saadud prognoosidest minevikuinformatsiooni põhjal ühe parima prognoosi. See on üsna riskantne meetod, mille kasutamine võib anda häid tulemusi eelkõige pikaajalises perspektiivis, kui näiteks erinevates konjunktuuritsükli faasides on selgelt välja kujunenud teistest paremaid prognoose andvad mudelid.

Võttes aluseks eeltoodud küsimused, leitakse perioodi t koondprognoos $\hat{y}_{koond,t}$ eraldi kolme ($n=3$) jaotatud viitaegadega võrrandi prognooside põhjal ning kolme ($n=3$) ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrandi prognooside põhjal, kasutades järgmisi meetodeid:

1. Üksikute võrrandite prognooside aritmeetilise keskmise leidmisel:

$$(13) \quad \hat{y}_{koond,t} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \hat{y}_{j,t},$$

kus \hat{y}_j = üksikprognoos. Järgnevates tabelites lühiduse eesmärgil tähistatud kui prognooside aritmeetiline keskmine.

2. Üksikute võrrandite prognooside kaalumisel nende ajaloolise ruutkeskmise prognoosivea pöördväärtusega:

$$(14) \quad \hat{y}_{koond,t} = \frac{(RMSE_{j,t-1})^{-1}}{\sum_{j=1}^n (RMSE_{j,t-1})^{-1}} \hat{y}_{j,t},$$

kus $RMSE_{j,t-1} = \sqrt{\frac{1}{t-1} \sum_{i=1}^{t-1} (y_i - \hat{y}_i)^2}$ ja $t-1$ on valimi pikkus. Tabelites tähistatud: prognooside kaalumise ajaloolise $1/RMSE$ -ga.

3. Üksikute võrrandite prognooside kaalumisel nende viimase kahe kvartali ruutkeskmise prognoosivea pöördväärtusega:

$$(15) \quad \hat{y}_{koond,t} = \frac{(RMSE_{j,t-1})^{-1}}{\sum_{j=1}^n (RMSE_{j,t-1})^{-1}} \hat{y}_{j,t},$$

kus $RMSE_{j,t-1} = \sqrt{\frac{1}{2} \sum_{i=t-2}^{t-1} (y_i - \hat{y}_i)^2}$. Tabelites tähistatud: prognooside kaalumise viimase 2kv 1/RMSE-ga.

Erandina kaalumisele valitakse kvartali t koondprognoosiks kahel juhul ka parim üksikprognoos:

4. Parim üksikprognoos = vähima ajaloolise RMSE-ga üksikprognoos:

$$(16) \quad \hat{y}_{koond,t} = \min\{\hat{y}_{j,t}(RMSE_{j,t-1})\},$$

kus $RMSE_{j,t-1} = \sqrt{\frac{1}{t-1} \sum_{i=1}^{t-1} (y_i - \hat{y}_i)^2}$. Tabelites tähistatud: vähima ajaloolise RMSE-ga prognoos.

5. Parim üksikprognoos = viimase kahe kvartali vähima RMSE-ga üksikprognoos:

$$(17) \quad \hat{y}_{koond,t} = \min\{\hat{y}_{j,t}(RMSE_{j,t-1})\},$$

kus $RMSE_{j,t-1} = \sqrt{\frac{1}{2} \sum_{i=t-2}^{t-1} (y_i - \hat{y}_i)^2}$. Tabelites tähistatud: vähima viimase 2kv RMSE-ga prognoos.

Võrreldes agregeerimismeetoditega 1-5 saadud koondprognoose (vt. tabel 5²¹, joonised 6 ja 7) üksikute võrrandite prognoosidega, torkab esimesena silma, et koondprognooside ruutkeskmine viga ei ulatu ei majanduslanguse- ega taastumisperioodil üle 4 (maksimaalne prognoosiviga on 3.75), vastupidiselt üksikutele võrranditele, kus maksimaalne RMSE on 4.7. Kaalumise teel leitud koondprognoosid on nii langus- kui taastumisperioodil üksikute sildvõrrandite prognoosidest keskmiselt täpsemad; erandiks on ratsionaalselt jaotatud viitaegadega pehme sildvõrrandi prognoosid, mis on majanduslanguse perioodil ka kõikidest koondprognoosidest täpsemad (vt lisa 9). Jaotatud viitaegadega sildmudelite kaalutud koondprognoosid on üksikutest prognoosidest täpsemad ka SKP dünaamika jäljendamisel (vt. lisad 10 ja 11).

Võrreldes omavahel koondprognooside ruutkeskmisi vigu, võib järeldada, et kõige täpsemad koondprognoose annab üksikute prognooside kaalumise nende eelmiste perioodide ruutkeskmise veaga. Üksikute prognooside väljavalimine annab, olenevalt

²¹ Lisas 9 on toodud kvartalite kõigi kuue koondprognoosi ruutkeskmised vead.

perioodist ning kasutatavast ajaloolisest informatsioonist, kord kõige täpsemaid ja kord kõige ebatäpsemaid prognoose. Stabiilselt heade prognooside saamiseks tuleks seega eelistada üksikute võrrandite prognooside kaalumist üksikprognooside väljavalimisele. Positiivseks võib pidada, et lihtsa aritmeetilise keskmise põhjal leitud koondprognoosid ei erine märkimisväärselt ruutkeskmise veaga kaalutud prognoosidest, kinnitades mitmete autorite uurimistulemusi, mille kohaselt võib lihtsa aritmeetilise keskmisega saada häid prognoose.

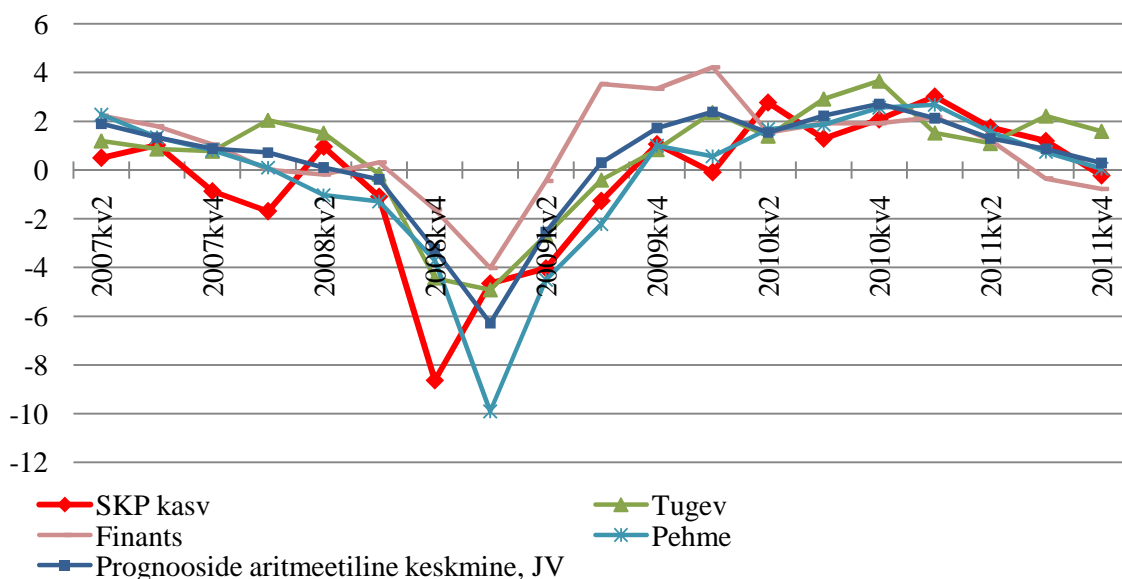
Tabel 5. Sildvõrrandite agregeeritud prognooside ruutkeskmised vead (pp)

Agregeerimismeetod	Prognoositav periood	Keskmine FC	Keskmine NC	Keskmine kokku
Prognooside aritmeetiline keskmine, JV	2007kv2-2009kv2	3.54	2.62	3.08
	2009kv3-2011kv4	0.90	1.03	0.97
Prognooside aritmeetiline keskmine, RJV	2007kv2-2009kv2	3.62	2.72	3.17
	2009kv3-2011kv4	1.02	1.00	1.01
Vähima ajaloolise RMSE-ga prognoos, JV	2007kv2-2009kv2	3.75	2.78	3.26
	2009kv3-2011kv4	2.03	1.06	1.55
Vähima ajaloolise RMSE-ga prognoos, RJV	2007kv2-2009kv2	3.60	2.53	3.06
	2009kv3-2011kv4	1.48	0.82	1.15
Vähima viimase 2kv RMSE-ga prognoos, JV	2007kv2-2009kv2	3.17	2.69	2.93
	2009kv3-2011kv4	1.96	0.99	1.47
Vähima viimase 2kv RMSE-ga prognoos, RJV	2007kv2-2009kv2	3.60	3.12	3.36
	2009kv3-2011kv4	1.53	0.94	1.24
Prognooside kaalumise ajaloolise 1/RMSE-ga, JV	2007kv2-2009kv2	3.51	2.61	3.06
	2009kv3-2011kv4	0.93	0.98	0.96
Prognooside kaalumise ajaloolise 1/RMSE-ga, RJV	2007kv2-2009kv2	3.58	2.61	3.10
	2009kv3-2011kv4	0.99	0.83	0.91
Prognooside kaalumise viimase 2kv 1/RMSE-ga, JV	2007kv2-2009kv2	3.32	2.56	2.94
	2009kv3-2011kv4	1.04	0.91	0.98
Prognooside kaalumise viimase 2kv 1/RMSE-ga, RJV	2007kv2-2009kv2	3.46	2.49	2.98
	2009kv3-2011kv4	1.10	0.86	0.98

Tähistused: RJV – ratsionaalselt jaotatud viitaegade sildvõrrandid; JV – jaotatud viitaegade sildvõrrandid.

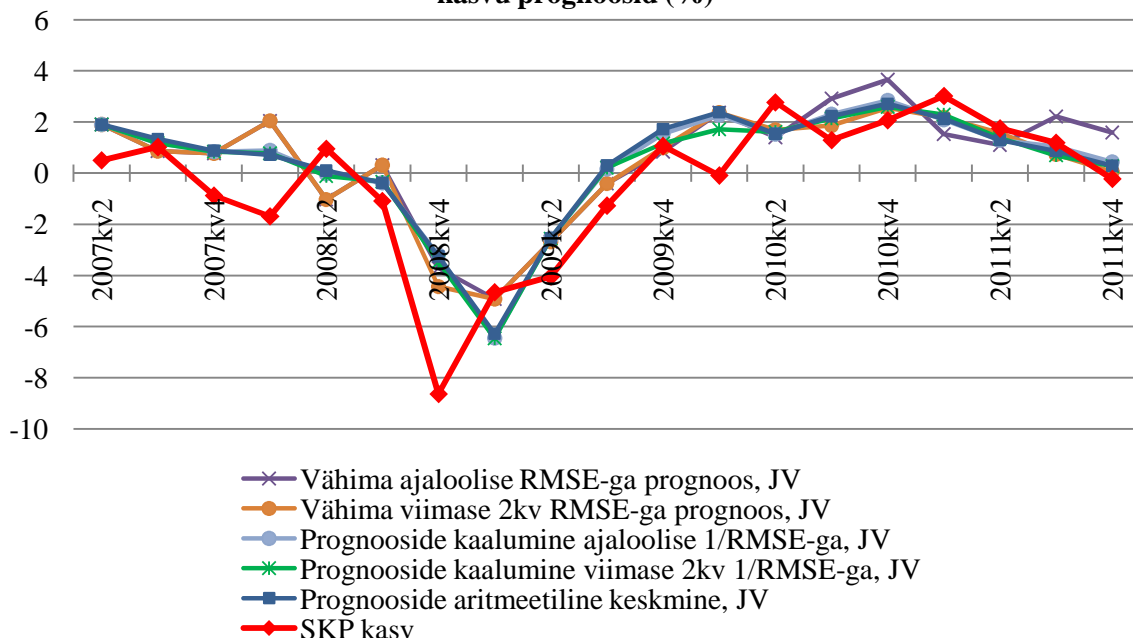
Allikas: (Eesti Pank, Euroopa Komisjon, Eurostat, Eesti Statistikaamet); autori koostatud.

Jaotatud viitaegadega sildvõrrandite kvartali T 3. kuu SKP kasvu prognoosid ning nende prognooside aritmeetiline keskmine (%)



Joonis 6. Jaotatud viitaegadega üksikute sildvõrrandite kvartali T 3. kuu prognoosid ja nende prognooside aritmeetiline keskmine (Eesti Panga, Euroopa Komisjoni, Eurostati ja Eesti Statistikaameti andmete põhjal, autori koostatud).

Jaotatud viitaegadega sildvõrrandite agregeeritud kvartali T 3. kuu SKP kasvu prognoosid (%)



Joonis 7. Jaotatud viitaegadega sildvõrrandite agregeeritud kvartali T 3. kuu prognoosid (Eesti Panga, Euroopa Komisjoni, Eurostati ja Eesti Statistikaameti andmete põhjal, autori koostatud).

Kuigi käesolevas töös annavad kaalutud prognoosid täpsemaid tulemusi kui parimate üksikute prognooside valimine, ei ole tulemused üldistatavad – hindamis- ja prognoosiperioodi muutmise või võrrandite spetsifikatsiooni muutmise tagajärjel võib agregeerimismeetodite paremusjärjestus muutuda. Seega on oluline jälgida samaaegselt erinevate tehnikatega saadud koondprognoose, et leida väljavalitud võrrandikomplekti jaoks usaldusväärseim meetod.

2.2.4. Võrdlusmudeli prognoosid

Sildmudelite suhtelise headuse hindamiseks – kas keerulisemate mudelite koostamine on põhjendatud – tuleb sildmudelite prognoose võrrelda lihtsamate mudelite prognoosidega. Eelduste kohaselt peaksid sildmudelid andma suuremale informatsioonihulgale tuginedes täpsemaid prognoose kui võrdlusmudelid.

Käesolevas töös kasutatakse sildmudeli võrdlusmudelitena esimest- (18) ja teist järku (19) autoregressiivset mudelit ning juhusliku ekslemise mudelit (20):

$$(18) \quad y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + u_t$$

$$(19) \quad y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + u_t$$

$$(20) \quad y_t = y_{t-1} + u_t$$

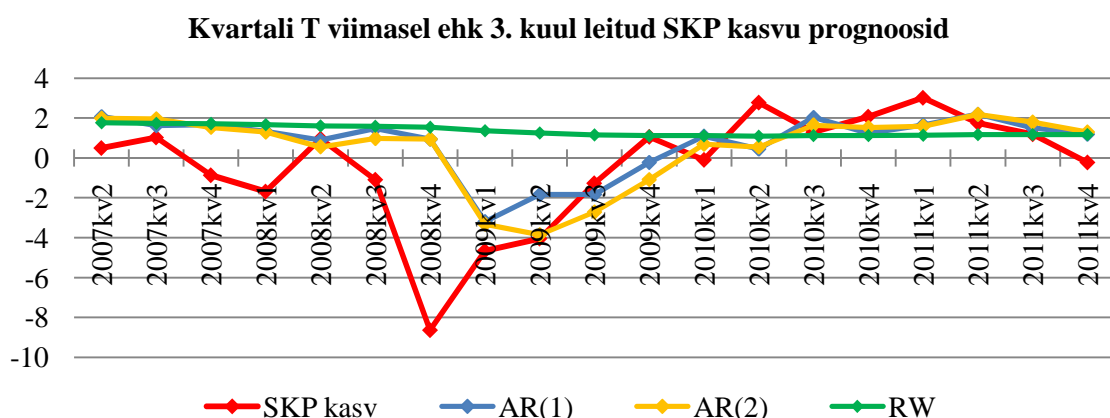
Sarnaselt sildmudelile prognoositakse kvartali T majanduskasvu kuus korda: 3 korda kvartalis T-1 ning 3 korda kvartalis T. Prognoosimine toimub pseudoreaalajas vahemikus 2007kv2 – 2011kv4. Kvartali 1. ja 2. kuu lõpus tehakse prognoosid tuginedes samadele andmetele ning alles iga kvartali 3. kuu lõpus on võimalik prognoosimudelisse kaasata uus andmerida ehk eelmise kvartali SKP kasvunumber. Sellest tulenevalt on ka kvartali T-1 3. kuu lõpus tehtud prognoosid samad, mis kvartali T 1. ja 2. kuu lõpus tehtud prognoosid.

Tabelist 6 on näha, et sarnaselt sildvõrranditele annavad hilisemad ehk jooksvas kvartalis T tehtud prognoosid täpsemaid tulemusi kui eelnevas kvartalis T-1 tehtud prognoosid ning kvartalite 3. kuu alguses avaldatav eelmise kvartali SKP kasv parandab majanduskasvu prognooside täpsust. Majanduslangusperioodil on täpsem AR(2) mudel ning taastumisperioodil AR(1).

Tabel 6. Võrdlusmodeliga kvartalites T-1 (FC1, FC2, FC3) ja T (NC1, NC2, NC3) leitud majanduskasvu prognooside ruutkeskmised vead (pp)

Prognoositav periood	Ruutkeskmine viga – RMSE								
	FC1	FC2	FC3	NC1	NC2	NC3	Keskmine FC	Keskmine NC	Keskmine kokku
AR(1)									
2007kv2-2009kv2	4.76	4.76	4.47	4.47	4.47	3.71	4.67	4.22	4.44
2009kv3-2011kv4	1.22	1.22	1.15	1.15	1.15	1.19	1.19	1.16	1.18
AR(2)									
2007kv2-2009kv2	4.64	4.64	4.16	4.16	4.16	3.59	4.48	3.97	4.23
2009kv3-2011kv4	1.62	1.62	1.47	1.47	1.47	1.33	1.57	1.42	1.50
RW									
2007kv2-2009kv2	4.76	4.76	4.72	4.72	4.72	4.66	4.75	4.70	4.72
2009kv3-2011kv4	1.35	1.35	1.32	1.32	1.32	1.30	1.34	1.31	1.33

Allikas: (Eesti Statistikaamet); autori arvutused.



Joonis 8. Võrdlusmodeliga kvartali T viimasel kuul leitud SKP kasvu prognoosid (%) (Eesti Statistikaameti andmete põhjal, autori koostatud).

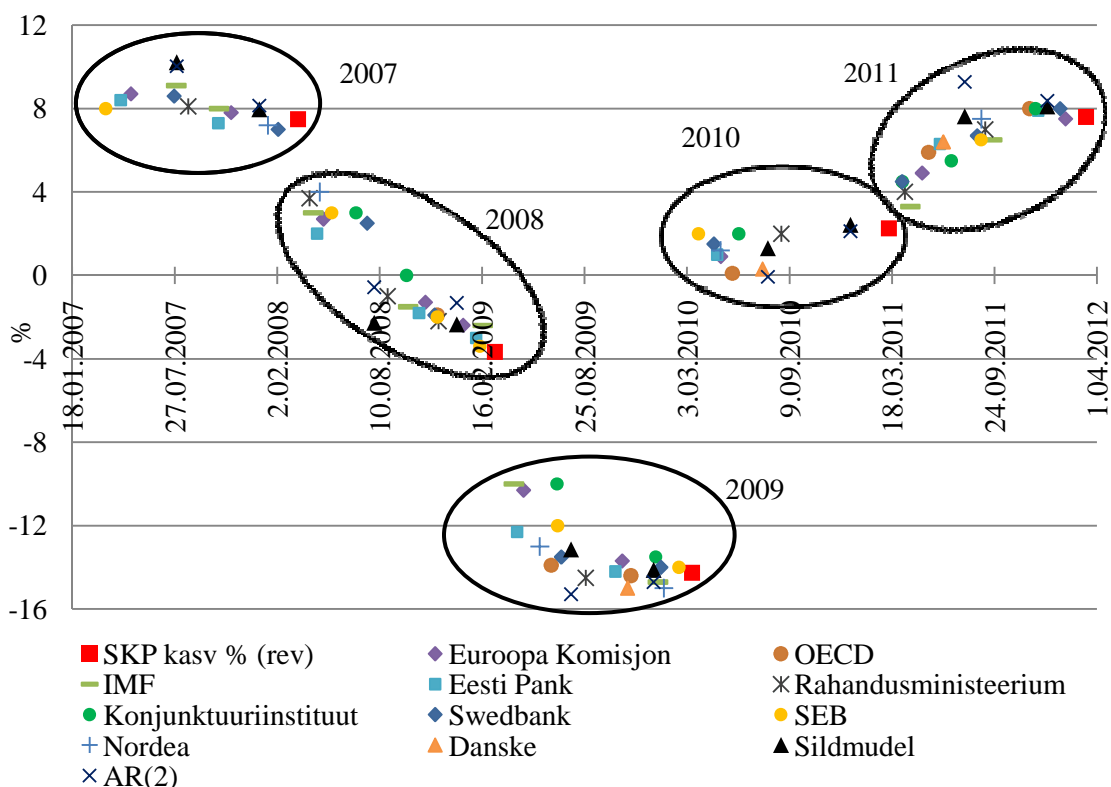
Kõrvutades võrdlus- ja sildmudeleid, on pilt majanduslanguse perioodil prognoosimise osas selge: nii üksikute sildvõrrandite- kui koondprognoosid on võrdlusmodelite prognoosidest paremad. Jooniselt 8 on selgelt näha, et kõik võrdlusmodelid jäävad majanduslanguse näitamiseks 2 kvartalit hiljaks. Taastumisperioodil on võrdlusmodelite prognoosid kaalutud koondprognoosidest ebatäpsemad, kuid üksikute võrrandite prognoosidega võrdväärselt täpsed või täpsemad. Saadud tulemused ühtivad varasemate uurimustega, mille kohaselt annavad keerukamad mudelid majanduse kriisiaastatel paremaid prognoose kui autoregressiivsed mudelid. See-eest taastumisperioodil nende suhteline eelis autoregressiivsete mudelite ees väheneb.

2.2.5. Sildvõrrandite prognooside võrdlemine erinevate institutsioonide prognoosidega

Lisaks sildvõrrandite prognooside võrdlemisele autoregressiivsete mudelite prognoosidega peatükis 2.2.4., huvitab autorit ka sildmudelite prognooside täpsus võrreldes erinevate institutsioonide poolt reaalajas tehtud prognoosidega. Nagu sissejuhatuses mainitud, ei avalda Eesti- ja välismaised institutsioonid aga järjepidevalt Eesti SKP kvartaalseid kasvunumbreid. Sellest tulenevalt on võimalik võrrelda ainult aastaseid kasvuprognoose, mis nõuab sildvõrrandite kvartaalsete kasvuprognooside põhjal aastaste kasvuprognooside leidmist.

Kuna sildvõrrandid on mõeldud kuni paari kvartali pikkusteks prognoosideks, ei ole nelja kvartali pikkuse prognoosi leidmine otstarbekas. Järgides peatükis 2.2.1 toodud prognoosiskeemi, prognoosib autor aastate 2007-2011 majanduskasvu kaks korda aastas – juulis ning detsembris. Juuli prognoosid vastavad pikimatele peatükis 2.2.2 leitud prognoosidele ehk kvartali T-1 esimese kuu lõpus (FC1) leitud prognoosidele. Detsembri prognoosid vastavad lühimatele peatükis 2.2.2 leitud prognoosidele ehk kvartali T viimase kuu lõpus (NC3) leitud prognoosidele. Seega on juuli prognoos kõige varasem võimalik ning detsembri prognoos kõige hilisem võimalik sildvõrranditega leitav prognoos. Kuna juulis on teada vaid 1. kvartali majanduskasv, tuleb kolme järgmise kvartali majanduskasv prognoosida; detsembris on vaja prognoosida vaid 4. kvartali kasvunumber. Prognoosimise järel leitakse juba olemasoleva(te) ning prognoositud kvartaalse(te) kasvu(de) põhjal aastane SKP kasv. Alljärgnevalt on graafiliselt kujutatud erinevate institutsioonide aastate 2007-2011 majanduskasvu prognoosid, kus y-telg näitab kasvuprognoosi suurust (%) ning x-telg prognooside avaldamise aega. Ühe aasta kohta käivad prognoosid on ümbritsetud musta joonega. Iga aasta viimane väärtus on Statistikaameti poolt avaldatud kasvunumber ning selle avaldamise kuupäevaks on kõikidel aastatel pandud 11. märts. Sildmudeli prognoosi all on järgnevalt mõeldud jaotatud viitaegadega sildvõrrandite prognooside aritmeetilist keskmist.

Aastate 2007-2011 SKP kasvu prognoosid



Joonis 7. Erinevate institutsioonide, sildmudeli ning AR(2) mudeli aastate 2007-2011 majanduskasvu prognoosid (%). SKP kasv põhineb Statistikaameti poolt revideeritud andmetel seisuga 03.04.2012 (Eesti Statistikaameti ja Eesti Rahandusministeeriumi andmete põhjal, autori koostatud).

Jooniselt on selgelt näha, et mida lähemale ametlike andmete avaldamise kuupäevale, seda täpsemaks lähevad üldjuhul ka prognoosid. See on igati loogiline, sest aastat iseloomustavate andmete hulk kasvab. Enim probleeme on valmistanud 2008. aasta majanduskasvu prognoosimine – arvult suurima ja vähima prognoosi erinevus on 7.4 protsendipunkti.

Prognooside omavahelisel võrdlemisel tuleb arvestada, et toodud prognoosid on tehtud erinevatel aegadel ja seega erineva informatsiooni alusel, mis tingib ka erinevused prognoosi eeldustes ja tulemustes. Eelkõige tuleb meeles pidada, et erinevalt teiste institutsioonide prognoosidest, põhineb koostatud sildmudel revideeritud, mitte esialgsetel andmetel, mistõttu tuleb tulemustesse suhtuda teatava ettevaatlikkusega.

Prognooside omavaheliseks paremaks võrdlemiseks leitakse ajafaktoriga korrigeeritud suhteline prognoosiviga P_{viga} :

$$(21) \quad P_{viga} = \left| \frac{\varepsilon_i / \sqrt{t_i}}{\max\{e_i / \sqrt{t_i}\}} \right|, \text{ kus}$$

ε_i – prognoosi i viga,

t_i – prognoosi i leidmise ja tegeliku SKP kasvunumbri avaldamise ajaline vahe,

$\max\{e_i / \sqrt{t_i}\}$ – suurim ajafaktoriga korrigeeritud prognoosiviga.

Seega jääb suhteline prognoosiviga vahemikku $0 \leq |P_{viga}| \leq 1$. Statistikaameti poolt avaldatud SKP kasvu prognoosiviga on 0 ning suurim ajafaktoriga korrigeeritud prognoosiviga omandab väärtuse 1. Juhul kui mõne institutsiooni poolt on ühe aasta SKP kasvu prognoositud mitu korda, leitakse nende prognooside ajafaktoriga korrigeeritud suhteliste vigade keskmine.

Tulemused on toodud tabelis 7. Täpseimate prognooside avaldajaks võib pidada SEB pank – aastate 2007-2011 keskmine ajafaktoriga korrigeeritud suhteline prognoosiviga on 0.28. Sildmudeli prognoosid on võrreldes teiste prognoosidega, sh AR(2) võrdlusmudeliga üsna head – keskmine ajafaktoriga korrigeeritud suhteline prognoosiviga on 0.3.

Tabel 7. Erinevate institutsioonide, sildmudeli ja AR(2) võrdlusmudeli aastaste majanduskasvu prognooside suhtelised prognoosivead

Institutsioon	2007	2008	2009	2010	2011	Keskmine
Euroopa Komisjon	0.26	0.57	0.51	0.50	0.37	0.44
OECD	-	0.40	0.07	0.81	0.29	0.39
IMF	0.41	0.63	0.54	-	0.68	0.56
Eesti Pank	0.18	0.46	0.21	0.45	0.23	0.31
Konjunktuuriinstituut	-	0.83	0.67	0.10	0.48	0.52
Swedbank	0.43	0.67	0.15	0.27	0.40	0.38
SEB	0.15	0.47	0.37	0.09	0.34	0.28
Danske	-	-	0.25	0.82	0.32	0.46
Nordea	0.22	1.00	0.33	0.39	0.04	0.39
Sildmudel	0.65	0.30	0.17	0.27	0.12	0.30
AR(2)	0.68	0.57	0.23	0.55	0.41	0.49

Allikas: (Eesti Statistikaamet, Eesti Rahandusministeerium); autori arvutused.

Kokkuvõtvalt – kuigi sildvõrrandite kvartaalseid prognoose ei ole võimalik teiste institutsioonide kvartaalsete prognoosidega võrrelda, võib sildvõrrandite abil leitud aastaseid prognoose pidada konkurentsivõimelisteks ning sildvõrrandeid sobivateks Eesti lühiperioodi majanduskasvu prognoosimudeliteks.

KOKKUVÕTE

Kvartaalne sisemajanduse koguprodukt ning selle dünaamika on poliitikakujundajate jaoks oluline informatsiooniallikas, näidates terviklikku pilti viimastest muutustest kohalikus majandusaktiivsuses. Avalik sektor arvestab majanduskasvu väljavaadetega nii monetaar- kui fiskaalpoliitika teostamisel. Erasektor kasutab majanduskasvu prognoose enim strateegiliste investeerimisotsuste vastuvõtmisel ja eelarve koostamisel.

Ajakohase informatsiooni omamine majanduse käekäigu kohta on seega nii era- kui avaliku sektori otsustusprotsessides kriitilise tähtsusega, olles sisendiks pikemaajalistele prognoosidele. Ametlikud majanduskasvu numbrid avaldatakse Statistikaameti poolt aga märkimisväärse hilinemisega – kiirhinnang 43 päeva pärast arvestusperioodi lõppu ning täiendatud andmete põhjal arvutatud SKP 70 päeva pärast arvestusperioodi lõppu. Ajakohase ja laiahaardelise tervikpildi puudumine majanduse jooksvast olukorrast võib aga viia valede otsusteni.

Õnneks ei ole SKP ainus majandusaktiivsuse infokandja. Tööstustoodangu, kaubanduse, majanduse kindlustunde, laenugevuse jpt andmed kannavad endas küll vaid osalist informatsiooni kodumaise majandustegevuse kohta, kuid omavad majanduskasvu näitaja ees olulist eelist – esiteks avaldatakse neid ja veel paljusid andmeid tihedamalt kui kvartaalse sagedusega ning teiseks on nende avaldamise viitajad SKP omast palju lühemad.

Siit tulenevalt on eriti just viimasel aastakümnel väljaarendatud mitmeid lühiperioodi prognoosimudeleid, mille eesmärk on ühendada paljudes üksikutes tiheda sagedusega avaldatavates muutujates sisalduv informatsioon üheks terviklikuks majanduskasvu hinnanguks. Lühiperioodi prognoosimeetodite tekkele viisid nii ökonomeetria tehniline areng kui turu nõudlus. Lühiperioodi prognoosimudelite pioneeriks võib pidada Lawrence Klein'i *Wharton Econometrics*'i kvartaalset mudelit ja selle edasiarendusi. Empiirilises kirjanduses on enimuuritud lühiperioodi prognoosimudeliteks faktor- mudelid ja lineaarsed regressioonimudelid; viimaste hulka kuulub ka nn sildmudel,

millega prognoositakse kvartaalset SKP kasvu, kasutades selleks kvartaalsele sagedusele agregeeritud kuiseid andmeid.

Kaasaja andmerohkusega kaasneb palju võimalusi, kuidas andmetest maksimaalne informatsioon kätte saada, ja sellega seoses tuleb langetada mitmeid valikuid, mis määravad lõpp-prognoosi headuse. Uurijal tuleb otsustada, kas ja kuidas piirata tema käsutuses olevat andmehulka ning sellest lähtuvalt valida sobiv prognoosimudel. Samuti on vaja otsustada, mis tüüpi andmeid prognoosimiseks kasutada – kindlaid-, pehmeid- või finantsandmeid – võttes arvesse nende erinevaid avaldamiskuupäevi ja eeldatavat prognoosivõimet. Mudeli koostamisel tuleb valida, kas lähtuda reaalses olemas olnud andmekomplektidest või viimati avaldatud andmetest, arvestades, et kuigi esimene on teostatavuselt tunduvalt keerukam, võib teise kasutamine kaasa tuua mudeli prognoosivõime ülehindamise.

Sildmudeligas saab majanduskasvu prognoosida otse ühe võrrandiga (agregeeritud lähenemine) või kaudselt (agregeerimata lähenemine). Viimasel juhul prognoositakse kõigepealt SKP komponendid ning saadud komponentide liitmisel leitakse SKP kasvuprognoos. Kuigi mõlema meetodi kooskasutamine omab mitmeid eeliseid, on empiirilises kirjanduses paremaid tulemusi andnud pigem agregeeritud lähenemine, mistõttu prognoositi ka käesolevas töös Eesti majanduskasvu agregeeritud kujul. Sildmudeli koostamisel on üheks kõige olulisemaks etapiks majanduskasvu prognoosimiseks vajalike kuiste sisendmuutujate valik. Empiirikas on kasutusel nii kvalitatiivsed- (teooria, kättesaadavus) kui kvantitatiivsed muutujate valiku kriteeriumid (valimisisene- ja valimiväline muutujatevalik). Enne kvartaalse majanduskasvu prognoosimist tuleb ka otsustada, kas ja milliste võrranditega prognoosida puuduvate kuiste seletavate muutujate andmeid.

Võttes arvesse eelnevaid valikuid, koostati töö empiirilises osas sildvõrrandid ning prognoositi nendega pseudoreaalses Eesti kvartaalset majanduskasvu. Kokku moodustati kuus erinevat sildvõrrandit – kolm jaotatud viitaegadega sildvõrrandit ning kolm vastavat ratsionaalselt jaotatud viitaegadega sildvõrrandit – mis ühendavad endas kolme erinevat andmerühma: pehmed sildvõrrandid koosnevad uuringuandmetest, finantsvõrrandid finantsandmetest ning kindlad sildvõrrandid koosnevad reaalses majandustegevust iseloomustavatest andmetest.

Sildvõrranditesse lülitatavate muutujate valik toimus perioodi 1995 kv2 – 2007 kv1 põhjal. Kõigepealt kitsendati muutujate ja SKP vahelise regressioonivõrrandi ruutkeskmise vea põhjal valimit 10 muutujani igast andmerühmast. Seejärel hakati muutujaid ükshaaval võrrandisse sobitama, kriteeriumiks oli võrrandi ruutkeskmise vea vähenemine 5% või rohkem, võrreldes eelneva spetsifikatsiooniga.

Eeltoodud protseduuri põhjal koostatud pehmete sildvõrrandite selgitavad muutujad on Eesti teenindussektori usaldusindikaator ning EL majanduse kindlustunde indikaator. Finantsvõrrandite selgitavad muutujad on Tallinna börsiindeksi OMX logaritmitud muut ning äriühingutele antud laenude keskmise intressimäära muut. Kindlate sildvõrrandite selgitavad muutujad on jaemüügi mahuindeksi logaritmitud muut, tööstustoodangu mahuindeksi logaritmitud muut ning esmaselt registreeritud sõidukite logaritmitud muut. Kõigi kolme spetsifitseeritud võrrandi jaoks moodustati ka vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegade võrrand, kus võrrandi paremale poole lisati esimest ja teist järku SKP kasvu viitajad. Ratsionaalselt jaotatud viitaegade võrrandi moodustamise eesmärgiks oli analüüsida, kas majanduskasvu viitaegade arvamine selgitavate muutujate hulka parandab prognoositulemusi.

Pärast sildvõrrandite hindamist perioodi 1995 kv2 – 2007 kv1 põhjal, alustati sildvõrranditega perioodi 2007 kv2 – 2011 kv4 majanduskasvu prognoosimist. Prognooside leidmisel arvestati konkreetse mineviku prognoosiolukorraga ehk kasutati neid kuiseid ja majanduskasvu andmeid, mis prognoosihetkel olemas olid ja autoregressiivsete mudelitega prognoositi veel avaldamata vajaminevad kuised andmed.

Majanduslanguse perioodil ning hilisema taastumisperioodi prognooside võrdlemiseks jagati prognoosiperiood kaheks: vastavalt 2007 kv2 – 2009 kv2 ning 2009 kv3 – 2011 kv4. Tulemustest selgus, et olenemata võrrandist, on langusperioodi prognooside ruutkeskmised vead taastumisperioodi vigadest rohkem kui kaks kord suuremad. Langusperioodil on kõikide võrranditega kvartalis T-1 leitud prognoosid kvartalis T leitud prognoosidest ebatäpsemad, mis on kooskõlas ka teooriaga – mida suurem on kuiste avaldatud andmete osakaal ning väiksem prognooside osakaal, seda täpsemad on ka kvartaalsed prognoosid. Taastumisperioodil ei ole finants- ja kindlate võrranditega kvartalis T leitud prognoosid kvartalis T-1 leitud prognoosidest täpsemad, viidates vajadusele kriisijärgsel perioodil võrrandite spetsifikatsioonid üle vaadata.

Võrreldes jaotatud- ning ratsionaalselt jaotatud viitaegadega sildvõrrandite prognoose, parandab majanduskasvu viitaegade lisamine võrrandi paremale poolele vaid pehmete sildvõrrandite prognoose. Üksikutest sildvõrranditest annavad keskmiselt kõige täpsemaid prognoose pehmed sildvõrrandid.

Võrrandite võimalikud spetsifikatsioonivead, majanduses toimuvad struktuuri- ning järsud kursimuutused võivad kaasa tuua suuri erinevusi üksikute võrrandite prognoosides. Mainitud olukordades võib prognooside agregeerimine anda täpsemaid tulemusi kui üksikud prognoosivõrrandid. Vaatamata meetodite mitmekesisusele, on kirjanduses palju positiivset vastukaja leidnud lihtne üksikprognooside aritmeetilise keskmise leidmine. Autor kasutas lisaks viimasele meetodile veel üksikute prognooside kaalumist nende eelmiste perioodide ruutkeskmise prognoosivea pöördväärtusega ning alternatiivina parimate üksikute prognooside väljavalimist. Parimaid tulemusi andis üksikute prognooside kaalumise nende ruutkeskmise vea pöördväärtusega, kuid erinevust aritmeetilise keskmisega võib pidada väikseks. Võrreldes koond- ning üksikuid prognoose, on kaalutud koondprognoosid üksikutest prognoosidest nii langus- kui taastumisperioodil keskmiselt paremad. Erandiks on ratsionaalselt jaotatud viitaegadega pehme sildvõrrandi langusperioodi prognoosid, mis on kõikidest kaalutud prognoosidest täpsemad.

Sildmudeli suhtelise headuse hindamiseks võrdles autor sildmudelite majanduskasvu prognoose lihtsamate autoregressiivsete mudelite prognoosidega. Majanduslangusperioodil on nii üksikute sildvõrrandite prognoosid kui koondprognoosid võrdlusmudelite prognoosidest paremad. Taastumisperioodil on võrdlusmudelite prognoosid kaalutud koondprognoosidest ebatäpsemad, kuid üksikute võrrandite prognoosidega võrdväärselt täpsed või täpsemad. Saadud tulemused ühtivad varasemate uurimustega, mille kohaselt annavad keerukamad mudelid majanduse kriisiaastatel paremaid prognoose kui autoregressiivsed mudelid. See-eest taastumisperioodil nende suhteline eelis autoregressiivsete mudelite ees väheneb.

Sildvõrrandi headuse hindamiseks võrdles autor jaotatud viitaegadega sildvõrrandite prognooside aritmeetilist keskmist ka erinevate institutsioonide poolt reaajas tehtud prognoosidega. Kuna Eesti- ja välismaised institutsioonid järjepidevalt Eesti SKP kvartaalseid kasvuprognoose ei avalda, võrdles autor aastaseid kasvuprognoose

ajafaktoriga kohandatud suhtelise prognoosivea alusel. Saadud tulemuste põhjal võib prognooside aritmeetilist keskmist pidada teiste institutsioonide prognoosidega konkurentsivõimeliseks.

Sildmudeli temaatika pakub Eesti näitel rohkelt edasiarendusvõimalusi. Üks oluline edasiarenduskoht on kindlasti sildvõrrandisse kaasatavate muutujate valikumeetod. Järgnevate kvartalite majanduskasvu prognoosimiseks tuleks sildvõrrandid uuesti spetsifitseerida, alustades prognoosimisega näiteks alates 2010. aastast. Aegridade pikenemine võimaldab muutujate valikut ka valimiväliste prognooside põhjal. Valimisisese ja –välise muutujatevaliku põhjal koostatud sildvõrrandite prognooside võrdlemine võib aidata kindlaks määrata sobivaima meetodi. Paralleelselt oleks huvitav konstrueerida ka majandusekspertide poolt väljavalitud muutujatega sildmudel, et hinnata automaatsete meetodite suhtelist headust.

VIIDATUD ALLIKAD

1. **Baffigi, A., Golinelli, R., Parigi, G.** Bridge models to forecast the euro area GDP. – *International Journal of Forecasting*, 2004, No. 20, pp. 447– 460.
2. **Baffigi, A., Golinelli, R., Parigi, G.** Real-Time GDP Forecasting in the Euro Area. First draft: March 6-th, 2002, 42 p.
3. **Bañbura, M., Rünstler, G.** A look into the factor model black box: publication lags and the role of hard and soft data in forecasting GDP – European Central Bank, Working Paper Series, 2007, No 751, 34 p.
4. **Barhoumi, K., Benk, S., Cristadoro, R., Den Reijer, Ard., Jakaitiene, A., Jelonek, P., Rua, A., Rünstler, G., Ruth, K., Van Nieuwenhuyze, C.** Short-term forecasting of GDP using large monthly datasets: a pseudo real-time forecast evaluation exercise. – European Central Bank Occasional Paper Series, 2008a, No. 84, 23p.
5. **Barhoumi, K., Brunhes-Lesage, V., Darné, O., Ferrara, L., Pluyaud, B., Rouvreau, B.** Monthly forecasting of French GDP: A revised version of the OPTIM model – Banque de France, Working paper series, 2008b, No. 222, 46 p.
6. **Barhoumi, K., Darné, O., Ferrara, L., Pluyaud, B.** Monthly GDP forecasting using bridge models: application for the French economy. – *Bulletin of Economic Research*, May 2011, 18 p.
7. **Benkovskis, K.** Short-Term Forecasts of Latvia's Real Gross Domestic Product Growth Using Monthly Indicators. – Latvijas Banka, Working Paper Series, 2008, No. 5, 28 p.
8. **Black, F.** Noise – *The Journal of Finance*, Papers and Proceedings of the Forty-Fourth Annual Meeting of the America Finance Association, New York, New York, December 28-30, 1985 (Jul., 1986), Vol. 41, No. 3, pp. 529-543.

9. **Çeliku, E., Kristo, E., Boka, M.** Modelling the quarterly GDP: role of economic and surveys indicators. Bank of Albania, 2009, 56 p. [www.bankofalbania.org/previewdoc.php?crd=5776&ln=2&uni=]. 11.12.2011.
10. **Cheem, N. P.** Quarterly Growth Rates. - Statistics Singapore Newsletter, March 2003, pp. 7-10.
11. **Cicconi, C., Simonelli, S.** Are Survey Data Useful to Anticipate Italian GDP Growth Rates? 2010, 5 p. [https://www.ciret.org/conferences/newyork_2010/papers/upload/p_119-493684.pdf]. 24.10.2011.
12. **Cobb, M., Echavarría, G., Filippi, P. García, M., Godoy, C., González, W., Medel, C., Urrutia, M.** Short-term GDP Forecasting Using Bridge Models: a Case For Chile – Central Bank of Chile, Working Papers Series, 2011 No. 626, 16 p.
13. **Cole, R.** Data Errors and Forecasting Accuracy. – Economic Forecasts and Expectations: Analysis of Forecasting Behavior and Performance, Chapter 2. Editor Jacob A. Mincer, 1969, pp. 47-82. [<http://www.nber.org/chapters/c1215.pdf>]. 14.02.2012.
14. **Coutiño, A.** Methodology For The High-Frequency Forecasting Model For Mexico. Center for Economic Forecasting of México (CKF), 2003, 13 p. [http://projects.chass.utoronto.ca/link/mexicocqm/mexicocqm_method.pdf]. 12.12.2011.
15. **Coutiño, A.** On the use of high-frequency economic information to anticipate the current quarter GDP: A study case for Mexico. – Journal of Policy Modeling, 2005, No. 27, pp. 327–344.
16. **Croushore, D., Stark, T.** A Real-Time Data Set For Macroeconomists: Does Data Vintage Matter For Forecasting? – Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper Series, 2000, No. 00-6. 24 p.
17. **Denton, F. T., Kuiper, J.** The Effect of Measurement Errors on Parameter Estimates and Forecasts: A Case Study Based on the Canadian Preliminary National Accounts. – The Review of Economics and Statistics, 1965, Vol. 47, No. 2, pp. 198-206.

18. **Diebold, F. X., Rudebusch G. D.** Forecasting Output with the Composite Leading Index: a Real Time Analysis. – Journal of the American Statistical Association, 1991, Vol. 86, pp. 603-10.
19. **Diron, M.** Short-Term Forecasts of Euro Area Real-Time Performance: an Assessment of Real-Time Performance Based on Vintage Data GDP Growth. – European Central Bank, Working Paper Series, 2006, No. 622, 38 p.
20. **Dolega, M.** Nowcasting Canadian GDP: A Regional Aggregation Model. Bank of Canada CEA, Regional Analysis. Preliminary draft, 2010, 39 p. [https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=CEA2010&paper_id=837]. 01.02.2012.
21. **Drechsel, K., Maurin, L.** Flow of Conjectural Information and Forecast of Euro Area Economic Activity. – European Central Bank, Working Paper Series, 2008, No. 925, 53 p.
22. **Drechsel, K., Scheufele, R.** A comparison of bottom-up approaches and direct forecasts of German GDP in a data-rich environment. Preliminary draft, March 2011a, 31 p. [http://www.smye2011.org/fileadmin/fe_user/drechsel/con_paper625.pdf]. 11.11.2011.
23. **Drechsel, K., Scheufele, R.** A comparison of bottom-up approaches and direct forecasts of German GDP in a data-rich environment. Halle Institute for Economic Research (IWH), Germany, International Symposium on Forecasting, 2011b, 21 p. [<http://www.forecasters.org/submissions/DrechselKatjaISF2011.pdf>]. 20.12.2011.
24. Eesti Pank. Finantssektori statistika. [<http://statistika.eestipank.ee/?lng=et#treeMenu/FINANTSSEKTOR>]. 02.01.2012.
25. Eesti Rahandusministeerium. Majandusprognoosid. [<http://www.fin.ee/majandusprognoosid>]. 05.04.2012.
26. Eesti Statistikaamet. Statistika Andmebaas [<http://pub.stat.ee/px-web.2001/dialog/statfile2.asp>]. 01.01.2011.
27. **Eklund, J., Kapetanios, G.** A Review of Forecasting Techniques for Large Data Sets – Department of Economics, Queen Mary University of London, Working Paper Series, 2008, No 625, 16 p.
28. Euroopa Keskpanga andmebaas. Finantsturgude andmed. [<http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=10000016>]. 02.01.2012.

29. Euroopa Komisjoni andmebaas. Tarbijate ja ettevõtete uuringud. [http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/time_series/index_en.htm]. 03.01.2012.
30. Eurostat News Release: Euro Indicators, 23/2011, 15 February 2011. [<http://estaticos.elmundo.es/documentos/2011/02/15/euro.pdf>]. 07.05.2011.
31. Eurostati andmebaas. Vahetuskursid ja aktsiaindeksid. [<http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/setupModifyTableLayout.do>]. 02.01.2012.
32. **Ferrara, L., Guégan, D., Rakotomaroahy, P.** GDP nowcasting with ragged-edge data: A semi-parametric modelling. – Journal of Forecasting, 2010, Volume 29, Issue 1-2, pp 186-199.
33. **Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L.** The Generalized Dynamic Factor Model: One-sided estimation and forecasting. – Journal of the American Statistical Association, 2005, Vol. 100, No. 471, pp. 830-840.
34. **Forni, M., Lippi, M.** The generalized dynamic factor model: Representation theory – Economic Theory, 2001, Volume 17, No. 6, pp. 1113 -1141.
35. **Giannone, D., Henry, J., Lalik, M., Modugno M.** An area-wide real-time database for the euro area – European Central Bank, Working paper series, 2010, No 1145, 119 p.
36. **Giannone, D., Reichlin, L., Small, D.** Nowcasting GDP and inflation: the real-time informational content of macroeconomic data releases. – Working Paper Series, 2006, No. 633, 48 p.
37. **Giannone, D., Reichlin, L., Small, D.** Nowcasting: The real-time informational content of macroeconomic data. Journal of Monetary Economics, 2008, Volume 55, No. 4, 2008, pp. 665– 676.
38. **Golinelli, R., Parigi, G.** Real-Time Squared: a Real-Time Data Set for Real-Time GDP Forecasting, 2007, 35p. [Real-Time Squared: a Real-Time Data Set for Real-Time GDP Forecasting]. 05.10.2011.
39. **Golinelli, R., Parigi, G.** Using Monthly Indicators to *Bridge*-Forecast Quarterly GDP for the G7 Countries. 2004, 27 p. [http://www2.dse.unibo.it/golinelli/research/GoPa_G7_EN_4.pdf]. 05.10.2011.

40. **Grasmann, P., Keereman, F.** An indicator-based short-term forecast for quarterly GDP in the euro area. Economic Paper Number 154, 2001. 30 p. [http://europa.eu.int/economy_finance]. 08.11.2011.
41. **Hahn, E., Skudelny, F.** Early estimates of Euro Area real GDP growth: a bottom up approach from the production side. – European Central Bank, Working Paper Series, 2008, No 975, 63 p.
42. **Hansson, J., Jansson, P., Löf, M.** Business Survey Data: Do They Help in Forecasting the Macro Economy? – Sveriges Riksbank, Working Paper Series, 2003, No. 151, 44 p.
43. **Hendry, D.F., Clements, M.P.** Forecasting Economic Time Series. Cambridge: Cambridge University Press, 1998, 371 p. Viidatud Schorfheide, F. Book Review: Forecasting Economic Time Series. – *Econometric Theory*, 2000, Issue 16, Volume 3, pp. 441–450.
44. **Hendry, D.F., Clements, M.P.** Pooling of Forecasts – *Econometrics Journal*, 2002, Volume 5, pp. 1–26.
45. **Hülsewig, O., Mayr, J., Sorbe, S.** Assessing the Forecast Properties of the CESifo World Economic Climate Indicator: Evidence for the Euro Area – Institute for Economic Research at the University of Munich, Working Paper Series, 2007, No. 46, 21 p.
46. **Iacoviello, M.** Short-Term Forecasting: Projecting Italian GDP, One Quarter to Two Years Ahead. – IMF, European I Department, Working Paper, 2001, No. 109. 22 p.
47. **Ingenito, R. and B. Trehan.** Using Monthly Data to Predict Quarterly Output. – Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review*, 1996, pp. 3-11.
48. **Kitchen, J. Monaco, R.** Real-Time Forecasting in Practice: The U.S. Treasury Staff's Real-Time GDP Forecast – *Business Economics*, 2003, pp.10-19.
49. **Klein, L.R., Sojo, E.** Combinations of high and low frequency data in macro econometric models. University of Pennsylvania, 1989, 13 p. [http://www.tradersshop.com/prod/2011106900000/CQM_Theory_Revision.pdf]. 23.11.2011.

50. Kuubulletään September 2010. Euroopa Keskpank, 210 lk. [http://www.eestipank.info/print/et/dokumentid/publikatsioonid/EKP/bylletaan/_2010/_9_2010.pdf]. 04.02.2012.
51. **Lindén, S.** Assessment of GDP forecast uncertainty – Directorate-General for Economic and Financial Affairs, European Commission, Economic Papers, 2003, No. 184, 32 p.
52. **Lombardi, M. J., Maier, P.** Forecasting Economic Growth In The Euro Area During The Great Moderation And The Great Recession – European Central Bank, Working Paper Series, 2011, No. 1379, 48p.
53. **Maier, P.** Mixed Frequency Forecasts for Chinese GDP – Bank of Canada, Working Paper Series, 2011-11, 29 p.
54. **Mazzi, G. L., Mitchell, J., Montana, G., Mouratidis, K., Weale, M.** The Euro-area recession and nowcasting GDP growth using statistical models. International Seminar on Early Warning and Business Cycle Indicators, 14 to 16 December 2009, Scheveningen, The Netherlands. 22 p.
55. **Mazzi, G. L., Montana, G.** A system of rapid estimates to improve real time monitoring of the economic situation: the case of euro area. International Seminar on Timeliness, Methodology and Comparability of Rapid Estimates of Economic Trends, Ottawa, Canada, 27-29 May 2009, 10 p.
56. **Min, C., Zellner, A.** Bayesian and non-Bayesian methods for combining models and forecasts with applications to forecasting international growth rates. – Journal of Econometrics. 1993, Volume 56, Issues 1–2, pp. 89–118.
57. **Mitchell, J.** Where are we now? The UK recession and nowcasting GDP growth using statistical models. – National Institute Economic Review, 2009, No. 209, pp. 60–69.
58. **Pappalardo, C., Rapacciuolo, C., Ruocco, A.** Business Cycle Indicators in VARs: A Quarterly Forecasting Model of Italian Economy, 2008, 37 p.
59. **Parigi, G., Schlitzer, G.** Quarterly Forecasts of the Italian Business Cycle by Means of Monthly Economic Indicators – Journal of Forecasting, 1995, Vol. 14, pp. 117-141.

60. **Pesaran, H. Timmermann, A.** Real Time Econometrics, 2004, 20 p. [http://rady.ucsd.edu/faculty/directory/timmermann/docs/econometrics.pdf]. 25.03.2012.
61. **Rünstler, G., Sédillot, F.** Short-term estimates of euro area real gdp by means of monthly data – European Central Bank, Working Paper Series, 2003, No. 276, 33p.
62. **Schulz, C.** Forecasting Economic Activity for Estonia: The Application of Dynamic Principal Components – Eesti Pank, Working Paper Series, 2008, No. 2, 36 p.
63. **Schulz, C.** Forecasting Economic Growth for Estonia: Application of Common Factor Methodologies Analysis – Eesti Pank, Working Paper Series, 2007, No. 9, 45 p.
64. **Schumacher, C.** Forecasting German GDP using alternative factor models based on large datasets – Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series 1: Economic Studies, 2005, No. 24, 46 p.
65. **Sédillot, F., Pain, N.** Indicator Models of Real GDP Growth in Selected OECD Countries – OECD Economics Department Working Papers, 2003, No. 364, 49 p.
66. **Sédillot, F., Pain, N.** Indicator Models of Real Gdp Growth in the Major Oecd Economies – OECD Economic Studies, 2005, No. 40, pp. 167-217.
67. Short-term forecasting methods as instruments of business cycle analysis – Deutsche Bundesbank, Monthly Report, 2009, pp. 31–44.
68. **Stock J.H., Watson M.W.** Combination forecasts of output growth in a seven-country data set, 2003, 45 p. [http://www.princeton.edu/~mwatson/papers/apf_4.pdf]. 11.01.2012.
69. **Stock J.H., Watson M.W.** Forecasting with many predictors. 2004, 54 p. [http://www.eabcn.org/research/documents/watson.pdf].
70. **Stock J.H., Watson M.W.** Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. – Journal of Business and Economic Statistics, 2002, No 20, pp. 147-162.
71. Ülevaade sisemajanduse koguprodukti (SKP) revideerimispõhimõtetest. Eesti Statistikaamet, 2010, 3 lk. [http://www.stat.ee/dokumendid/37444]. 09.10.2011.
72. **Zheng, I. Y., Rossiter, J.** Using Monthly Indicators to Predict Quarterly GDP – Bank of Canada, Working Paper, 2006, No. 26 33 p.

LISA 1. Prognoosimiseks kasutatavad selgitavad muutujad

Selgitavad muutujad	Kuine teisendus	Avaldamise viitaeg	Andmerea algus
Pehmed muutujad			
Eesti ehitussektori kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Eesti tarbijate kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Eesti majandusalusaldusindeks	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Eesti tööstussektori kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Eesti jaekaubanduse kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Eesti teenindussektori kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	2002 kv2
EL-i ehitussektori kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
EL-i tarbijate kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
EL-i majandusalusaldusindeks	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
EL-i tööstussektori kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
EL-i jaekaubanduse kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
EL-i teenindussektori kindlustunde indikaator	x; d(x)	+0 päeva	1996 kv4
Finantsmuutujad			
3.3.1 Laenujääk kliendigrupi, residentsuse, valuuta ja tähtaja lõikes (miljon eurot) - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.3.11 Tähtajaks tasumata laenude jääk - Osatähtsus laenuportfelist - Kodumajapidamised - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.3.11 Tähtajaks tasumata laenude jääk - Osatähtsus laenuportfelist - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.3.11 Tähtajaks tasumata laenude jääk - Osatähtsus laenuportfelist - Muud laenud - Äriühingud	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.3.11 Tähtajaks tasumata laenude jääk (miljon eurot) - Kodumajapidamised - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.3.11 Tähtajaks tasumata laenude jääk (miljon eurot) - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.3.11 Tähtajaks tasumata laenude jääk (miljon eurot) - Muud laenud - Äriühingud	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1

3.3.2 Laenukäive kliendigrupi, residentsuse, valuuta ja tähtaja lõikes (miljon eurot) - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.3.3 Kodumajapidamistele antud laenude jääk ja arv laenuliigi, valuuta ja tagatise lõikes (miljon eurot) - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.3.4 Kodumajapidamistele antud laenude käive laenuliigi, valuuta ja tagatise lõikes (miljon eurot) - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.5.3 Hoiusejääk hoiuseliigi ja kliendigrupi lõikes (miljon eurot) - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.5.4 Hoiusekäive hoiuseliigi ja kliendigrupi lõikes (miljon eurot) - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1997 kv1
3.7.1 Laenuintressimäärad valuuta, kliendigrupi ja tähtaja lõikes - EUR - Kodumajapidamised - keskmine	x; d(x)	+25 päeva	1999 kv1
3.7.1 Laenuintressimäärad valuuta, kliendigrupi ja tähtaja lõikes - EUR - Äriühingud - keskmine	x; d(x)	+25 päeva	1999 kv1
3.7.3 Kodumajapidamistele antud laenude intressimäärad laenuliigi ja valuuta lõikes - Eluasemelaenu - EUR – keskmine	x; d(x)	+25 päeva	1999 kv1
3.7.3 Kodumajapidamistele antud laenude intressimäärad laenuliigi ja valuuta lõikes - Tarbimislaenu - EUR	x; d(x)	+25 päeva	1999 kv2
Vahetuskurss EUR – naelsterling	d(ln(x))	+0 päeva	1995 kv1
Vahetuskurss EUR – vene rubla	d(ln(x))	+0 päeva	1999 kv1
Vahetuskurss EUR – Rootsi kroon	d(ln(x))	+0 päeva	1995 kv1
Vahetuskurss EUR – USA dollar	d(ln(x))	+0 päeva	1995 kv1
IA02: Tarbijahinnaindeks, 1997 = 100	d(ln(x))	+ 7 päeva	1998 kv1
IA023: Tarbijahindade harmoneeritud indeks, 2005 = 100	d(ln(x))	+ 7 päeva	1996 kv1
IA041: Tööstustoodangu tootjahinnaindeks, 1995 = 100	d(ln(x))	+20 päeva	1997 kv1
IA06: Eksportihinnaindeks, detsember 1993 = 100	d(ln(x))	+20 päeva	1995 kv1
IA08: Impordihinnaindeks, detsember 1997 = 100	d(ln(x))	+20 päeva	1998 kv1
Aktsiaindeks: Dow Jones Euro Stoxx 50 Price Index (EUR), kuu keskmine	d(ln(x))	+0 päeva	1995 kv1
Aktsiaindeks: Dow Jones Euro Stoxx Price Index (EUR), kuu keskmine	d(ln(x))	+0 päeva	1995 kv1
Euroala pankadevahelise üleöoturu keskmine aastaintressimäär – EONIA, kuu keskmine	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Euro üleeuroopaline pankadevaheline intressimäär – 1 kuu Euribor, kuu keskmine	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Euro üleeuroopaline pankadevaheline intressimäär – 1 aasta Euribor, kuu keskmine	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Euro üleeuroopaline pankadevaheline intressimäär – 3 kuu Euribor, kuu keskmine	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Euro üleeuroopaline pankadevaheline intressimäär – 6 kuu Euribor, kuu keskmine	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1

Jaapani jeeni 3 kuu Londoni pankadevahelise turu intressimäär (<i>Japanese Yen 3-month BBA Libor</i>), kuu keskmine	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
USA dollari 3 kuu Londoni pankadevahelise turu intressimäär (<i>US Dollar 3-month BBA Libor</i>), kuu keskmine	x; d(x)	+0 päeva	1995 kv1
Aktsiaindeks: Standard & Poors 500 Composite Index (USA dollarites), kuu keskmine	d(ln(x))	+0 päeva	1995 kv1
Aktsiaindeks: Tallinna börsi indeks OMX, EUR, kuu keskmine, 2005=100	d(ln(x))	+0 päeva	1996 kv3
Kindlad muutujad			
KM0033: Jaemüügi mahuindeks, 2005 = 100	d(ln(x))	+30 päeva	2001 kv1
TS1422: Kaubavedu raudteel - Veosed, tuhat tonni	d(ln(x))	+30 päeva	1995 kv1
TS1422: Kaubavedu raudteel - veosekäive, tuhat tonni-km	d(ln(x))	+30 päeva	1995 kv1
TS322: Esmaselt registreeritud sõidukid - Sõiduautod - Registreeritud sõidukid	d(ln(x))	+15 päeva	1995 kv1
TS322: Esmaselt registreeritud sõidukid - Sõiduautod - Registreeritud uued sõidukid	d(ln(x))	+15 päeva	1996 kv1
TS185: Kaupade lastimine eesti sadamates	d(ln(x))	+20 päeva	1995 kv1
TS185: Kaupade lossimine eesti sadamates	d(ln(x))	+20 päeva	1995 kv1
TU121: Majutatud - Majutatud kokku	d(ln(x))	+ 40 päeva	1996 kv1
TU121: Majutatud - Majutatud Eesti elanikud	d(ln(x))	+ 40 päeva	1996 kv1
TU121: Majutatud - Majutatud välisküllastajad	d(ln(x))	+ 40 päeva	1996 kv1
TO0054: Tööstustoodangu mahuindeks, 2005=100 (sesoonselt ja tööpäevade arvuga korrigeeritud) -Tegevusalad kokku	d(ln(x))	+30 päeva	2000 kv1
TO0083: Tööstustoodangu müügiindeks, 2005 = 100 - Tegevusalad kokk	d(ln(x))	+37 päeva	2000 kv1
TO0087: Tööstustoodangu ekspordiindeks, 2005 = 100 - Tegevusalad kokku	d(ln(x))	+37 päeva	2000 kv1
TO061: Tööstustoodangu uute tellimuste indeks, 2005 = 100 - Töötlev tööstus, tellimuste järgi tootvad harud	d(ln(x))	+37 päeva	2000 kv1
TO061: Tööstustoodangu uute tellimuste indeks, 2005 = 100 - Vahetoodete tootmine	d(ln(x))	+37 päeva	2000 kv1
TO061: Tööstustoodangu uute tellimuste indeks, 2005 = 100 - Kapitalikaupade tootmine	d(ln(x))	+37 päeva	2000 kv1
TO061: Tööstustoodangu uute tellimuste indeks, 2005 = 100 - Kestustarbekaupade tootmine	d(ln(x))	+37 päeva	2000 kv1
TO061: Tööstustoodangu uute tellimuste indeks, 2005 = 100 - Kulutarbekaupade tootmine	d(ln(x))	+37 päeva	2000 kv1
KM0201: Kaupade jaemüük - Tegevusalad kokku	d(ln(x))	+30 päeva	2001 kv1
Registreeritud töötute arv kuu lõpu seisuga	d(ln(x))	+10 päeva	2001 kv1

Registreeritud töötute osakaal tööjõust kuu lõpu seisuga	d(ln(x))	+10 päeva	2001 kv1
Kuu jooksul arvel olnud registreeritud töötute arv	d(ln(x))	+10 päeva	1995 kv1

Tähistused: Indikaatorite ees on allika poolt kasutatav klassifikatsiooni tähis.

Allikas: Eesti Statistikaamet, Eesti Pank, Euroopa Komisjon, Eurostat, Euroopa Keskpank.

LISA 2. Perioodi 1995 kv1 – 2007 kv1 põhjal leitud 10 väikseima ruutkeskmise veaga ühe selgitava muutujaga kvartaalse majanduskasvu võrrandid

Selgitavad muutujad	Kuine teisendus	Avaldamise viitaeg	Ühe selgitava muutujaga kvartaalse võrrandi parima spetsifikatsiooni adj RMSE vahemikus 1995kv2-2007kv1	Vastava kuise muutuja prognoosimiseks valitud AR mudel	Vastava kuise muutuja prognoosimiseks valitud AR mudeli kohandatud ruutkeskmise viga vahemikus 1995m1 – 2007m3
Pehmed indikaatorid					
Eesti teenindussektori kindlustunde indikaator	x	+0 päeva	0.957	AR(3)	4.596
Eesti teenindussektori kindlustunde indikaator	d(x)	+0 päeva	0.994	AR(4)	4.24
EL-i majandusosalduks	x	+0 päeva	1.099	AR(4)	1.232
EL-i tööstussektori usaldusindeks	x	+0 päeva	1.141	AR(4)	1.169
EL-i majandusosalduks	d(x)	+0 päeva	1.186	AR(4)	1.273
EL-i tööstussektori usaldusindeks	d(x)	+0 päeva	1.209	AR(4)	1.228
EL-i teenindussektori usaldusindeks	x	+0 päeva	1.244	AR(4)	2.373
EL-i teenindussektori usaldusindeks	d(x)	+0 päeva	1.267	AR(4)	2.389
Eesti jaekaubandussektori usaldusindeks	x	+0 päeva	1.275	AR(4)	4.781
Eesti tööstussektori usaldusindeks	d(x)	+0 päeva	1.279	AR(3)	4.042

Finantsindikaatorid					
Aktsiaindeks: Tallinna börsi indeks OMX, EUR, kuu keskmine, 2005=100	d(ln(x))	+0 päeva	1.093	AR(1)	0.092
3.7.3 Kodumajapidamistele antud laenude intressimäärad laenu liigi ja valuuta lõikes - Tarbimislaenud - EUR	x	+25 päeva	1.153	AR(4)	0.008
3.7.3 Kodumajapidamistele antud laenude intressimäärad laenu liigi ja valuuta lõikes - Eluasemelaenud - EUR – keskmine	d(x)	+25 päeva	1.212	AR(4)	0.002
3.7.1 Laenuintressimäärad valuuta, kliendigrupi ja tähtaja lõikes - EUR - Äriühingud – keskmine	d(x)	+25 päeva	1.220	AR(4)	0.005
3.7.1 Laenuintressimäärad valuuta, kliendigrupi ja tähtaja lõikes - EUR - Kodumajapidamised - keskmine	x	+25 päeva	1.226	AR(4)	0.002
3.3.4 Kodumajapidamistele antud laenude käive laenu liigi, valuuta ja tagatise lõikes (miljon eurot) - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1.227	AR(4)	0.337
3.7.1 Laenuintressimäärad valuuta, kliendigrupi ja tähtaja lõikes - EUR - Kodumajapidamised - keskmine	d(x)	+25 päeva	1.227	AR(4)	0.002
3.3.3 Kodumajapidamistele antud laenude jääk ja arv laenu liigi, valuuta ja tagatise lõikes (miljon eurot) - kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1.267	AR(4)	0.017
3.3.1 Laenujääk kliendigrupi, residentsuse, valuuta ja tähtaja lõikes (miljon eurot) – kokku	d(ln(x))	+25 päeva	1.277	AR(4)	0.020
Aktsiaindeks: Standard & Poors 500 Composite Index (USA dollarites), kuu keskmine	d(ln(x))	+0 päeva	1.278	AR(1)	0.033
Realmajanduse-/kindlad indikaatorid					
KM0033: Jaemüügi mahuindeks, 2005 = 100	d(ln(x))	+30 päeva	0.987	AR(2)	0.019
Registreeritud töötute arv kuu lõpu seisuga	d(ln(x))	+10 päeva	1.112	AR(3)	0.031

TO0087: Tööstustoodangu ekspordii indeks, 2005 = 100 - Tegevusalad kokku	d(ln(x))	+37 päeva	1.118	AR(4)	0.033
TO061: Tööstustoodangu uute tellimuste indeks, 2005 = 100 - Kulutarbekaupade tootmine	d(ln(x))	+37 päeva	1.125	AR(3)	0.077
TO061: Tööstustoodangu uute tellimuste indeks, 2005 = 100 - Vahetoodete tootmine	d(ln(x))	+37 päeva	1.164	AR(2)	0.056
TO0083: Tööstustoodangu müügiindeks, 2005 = 100 - Tegevusalad kokku	d(ln(x))	+37 päeva	1.167	AR(4)	0.030
TO0054: Tööstustoodangu mahuindeks, 2005=100 (sesoonselt ja tööpäevade arvuga korrigeeritud) -Tegevusalad kokku	d(ln(x))	+30 päeva	1.176	AR(4)	0.023
TO061: Tööstustoodangu uute tellimuste indeks, 2005 = 100 - Kestustarbekaupade tootmine	d(ln(x))	+37 päeva	1.177	AR(4)	0.210
TS322: Esmaselt registreeritud sõidukid - Sõidua autod - Registreeritud uued sõidukid	d(ln(x))	+15 päeva	1.196	AR(1)	0.085
KM0201: Kaupade jaemüük - Tegevusalad kokku	d(ln(x))	+30 päeva	1.202	AR(2)	0.020

Tähistused: Indikaatorite ees on allika poolt kasutatav klassifikatsiooni tähis.

Allikas: (Eesti Statistikaamet, Eesti Pank, Euroopa Komisjon, Eurostat, Euroopa Keskpank); autori arvutused.

LISA 3. Näited erinevate autorite poolt agregeeritud sildvõrrandites kasutatud seletavatest muutujatest

Riik	Autor	Pehmed muutujad	Finantsmuutujad	Kindlad muutujad
USA	Sédillot, Pain 2005	Ostujuhtide indeks (PMI - <i>purchasing managers index</i>),	-	Tööstustoodang, tarbimismaht, uued ehitised (<i>new construction put in place</i>), ekspordimaht, varude tase (<i>total level of stocks</i>)
Euroala	Sédillot, Pain 2005	Uute tellimuste ja varude tase (<i>level of order books and level of stocks</i>)	-	Tööstustoodang, ehitussektori toodang, jaemüügimaht
	Baffigi <i>et al.</i> 2004	Belgia majandusosalduksindeks,	Reaalne efektiivne tootmishindadel põhinev vahetuskurss	Tööstustoodangu indeks, EL-i SKP
	Diron 2006	Teenindussektori-, tööstussektor-, tarbijate kindlustunde indikaator	Efektiivne Euro vahetuskurss, 10. aastaste valitsuse võlakirjade ja 3. kuu EURIBOR-i <i>spread</i> , harmoniseeritud THI-ga deflateeritud aktsiaturgude hinnaindeks	Tööstustoodangu indeks, ehitussektori toodangu indeks, jaemüük, uued registreeritud autod, EL SKP, OECD juhtivindeks*, EuroCoin indeks*
Saksamaa	Sédillot, Pain 2005	IFO jooksvat- ja tuleviku majandusolukorda hindav indeks	-	Tööstustoodang, ehitussektori toodang, jaemüügimaht, uued tellimused
	Baffigi <i>et al.</i> (2004)	Tarbijate kindlustunde indikaator	-	Registreeritud autod, Saksamaa SKP, ehitustoodangu indeks, tööstustoodangu indeks, jaemüügi indeks

Prantsusmaa	Sédillot, Pain 2005	Jooksva- ja tuleviku tootmistegevuse ootused (<i>production tendency and future production tendency</i>)	-	Tööstustoodang, tööstustoodangu tarbimine
	Baffigi <i>et al.</i> 2004	Tootmistegevuse ootused	-	Prantsusmaa SKP, tööstustoodangu indeks, OECD tööstustoodangu juhtivindeks*, kodumajapidamiste tööstustoodangu tarbimine
Itaalia	Sédillot, Pain 2005	Uute tellimuste hinnangud (<i>Order book position, order book assessment</i>)	pankade reaalne laenuintressimäär	Tööstustoodang, Saksamaa tööstustoodang, uute autode registreerimine,
	Baffigi <i>et al.</i> 2004	Tarbijate kindlustunde indikaator	Nominaalne laenuintressimäär-tarbijate oodatav inflatsioonimäär	Itaalia majanduse juhtivindikaator*, eksport, import, Itaalia SKP, Tööstustoodangu indeks, hõive
UK	Sédillot, Pain 2005	Tuleviku tootmistegevuse konjunktuuribaromeeter	-	Tööstustoodang, jaemüügi maht
Jaapan	Sédillot, Pain 2005	Jooksva ja oodatava müügi, varude ning rahavoogude indeksid (<i>cash flow diffusion indices</i>)	-	Tertsiaarsektori aktiivsus, tööstussektori varud/kaubasaadetised, vabad töökohtad/tööotsijad, tarbijakulutuste uuring
Läti	Benkovskis 2008	Tööstussektori kindlustunde indikaator	M3, M3/Läti SKP	Tööstustoodangu indeks, kaupade eksport ja import, jaemüügi käibeindeks püsivhindades, nominaalne kaubanduse lisandväärtus/nominaalne Läti SKP, Läti SKP

Allikas: (Baffigi *et al.* 2004; Sédillot, Pain 2005; Diron 2006; Benkovskis 2008); autori koostatud.

LISA 4. Kvartaalsete sildvõrrandite vealiikmete Jarque-Bera normaaljaotuse, Breusch-Godfrey autokorrelatsiooni ja Breusch-Pagan-Godfrey heteroskedastiivsuse testide tulemused

Sildvõrrandite selgitavad muutujad	Periood	H0: Vealiikmed on normaaljaotusega		H0: Vealiikmed ei ole korreleeritud		H0: Vealiikmed on homoskedastiivsed	
		Teststatistik	p	Teststatistik	p	Teststatistik	p
Pehmed sildvõrrandid							
E teen (0,1) EL kindl (0)	2002 kv3-2007 kv1	1.88	0.39	2.20	0.33	0.47	0.93
	2002 kv3-2011 kv4	13.87	0.00	9.34	0.01	18.02	0.00
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2002 kv3-2007 kv1	4.50	0.11	1.80	0.41	1.28	0.94
	2002 kv3-2011 kv4	4.38	0.11	1.26	0.53	5.28	0.38
Finantssildvõrrandid							
d(ln(OMX)) (0,1,2) d(Äri i) (0)	1999 kv1-2007 kv1	0.24	0.89	7.65	0.02	5.61	0.23
	1999 kv1-2011 kv4	14.96	0.00	3.99	0.14	5.20	0.27
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	1999 kv1-2007 kv1	0.49	0.78	2.98	0.23	6.16	0.41
	1999 kv1-2011 kv4	13.99	0.00	7.00	0.03	10.29	0.11
Kindlad sildvõrrandid							
d(ln(jaem)) (0) d(ln(tööstust)) (0) d(ln(auto)) (0,1)	2001 kv1-2007 kv1	0.12	0.94	6.71	0.03	2.66	0.62
	2001 kv1-2011 kv3	0.84	0.66	12.13	0.00	1.61	0.81
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2001 kv1-2007 kv1	0.19	0.91	0.25	0.88	1.59	0.95
	2001 kv1-2011 kv4	2.00	0.37	6.43	0.04	3.08	0.80

Tähistused: E teen – Eesti teenindussektori kindlustunde indikaator, EL kindl – EL-i majanduse kindlustunde indikaatori, OMX – Tallinna börsiindeks, äri i – äriühingutele antud laenude keskmine intressimäär, jaem – jaemüügi mahuindeks, tööstust – tööstustoodangu mahuindeks, auto – esmaselt registreeritud sõidukid.

Allikas: (Eesti Statistikaamet, Eesti Pank, Eurostat, Euroopa Komisjon); autori arvutused.

LISA 5. Kuiste muutujate prognoositabel

PROGNOOSITAV KVARTAL ON T								
Prognoosi teostamise aeg	Viimane avaldatud SKP	Avaldatud ja prognoosimist vajavad kuised muutujad						
		Pehme sildv.		Finants sildv.		Kindel sildv.		
		E teen	EL kindl	OMX	Äri i	Jaem	Tööstust	Auto
T-1, 1. kuu lõpp FC1	T-3	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k
		T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k
		T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k
		T, 1. k	T, 1. K	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k
		T, 2. k	T, 2. K	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k
		T, 3. k	T, 3. K	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k
T-1, 2. kuu lõpp FC2	T-3	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k
		T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k
		T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k
		T, 1. k	T, 1. K	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k
		T, 2. k	T, 2. K	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k
		T, 3. k	T, 3. K	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k
T-1, 3. kuu lõpp FC3	T-2	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k
		T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k
		T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k
		T, 1. k	T, 1. K	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k
		T, 2. k	T, 2. K	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k
		T, 3. k	T, 3. K	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k
T, 1. kuu lõpp NC1	T-2	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k
		T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k
		T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k
		T, 1. k	T, 1. K	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k
		T, 2. k	T, 2. K	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k
		T, 3. k	T, 3. K	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k
T, 2. kuu lõpp NC2	T-2	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k
		T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k
		T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k
		T, 1. k	T, 1. K	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k
		T, 2. k	T, 2. K	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k
		T, 3. k	T, 3. K	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k
T, 3. kuu lõpp NC3	T-1	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k	T-1, 1. k
		T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k	T-1, 2. k
		T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k	T-1, 3. k
		T, 1. k	T, 1. K	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k	T, 1. k
		T, 2. k	T, 2. K	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k	T, 2. k
		T, 3. k	T, 3. K	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k	T, 3. k

Tähistused: T – prognoositav kvartal, k – kuu, FC – eelmises kvartalis T-1 tehtud prognoosid (FC – *forecast*), NC – jooksvas kvartalis T tehtud prognoosid (NC – *nowcast*). Valge (värvimata) taustaga andmed on avaldatud, halli taustaga kuiseid andmeid tuleb prognoosida.

E teen – Eesti teenindussektori kindlustunde indikaator, EL kindl – EL-i majanduse kindlustunde indikaatori, OMX – Tallinna börsiindeks, äri i – äriühingutele antud laenude keskmine intressimäär, jaem – jaemüügi mahuindeks, tööstust – tööstustoodangu mahuindeks, auto – esmaselt registreeritud sõidukid.

Allikas: (Eesti Statistikaamet, Eesti Pank, Eurostat, Euroopa Komisjon); autori koostatud.

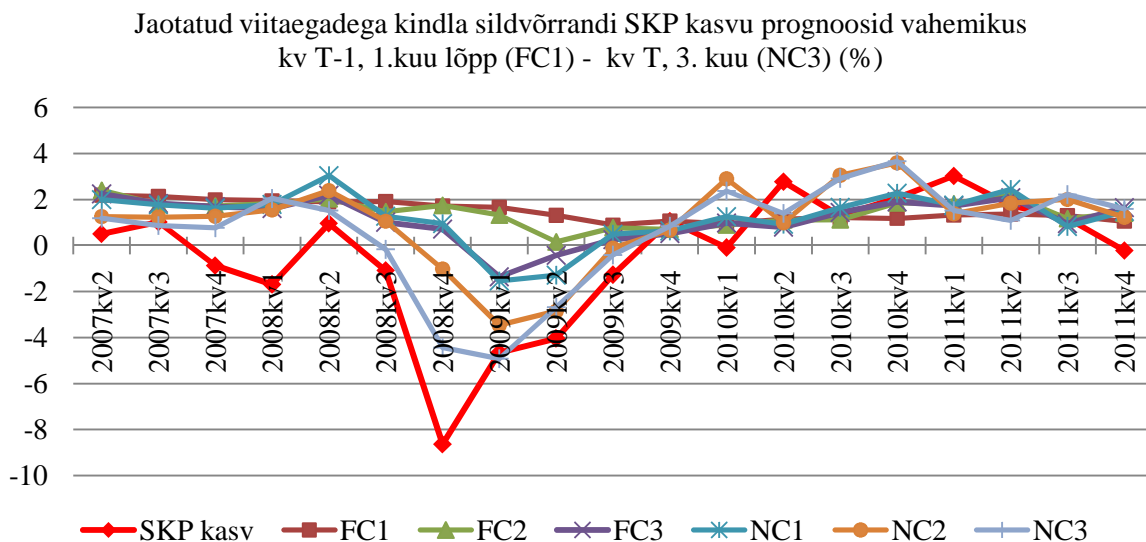
LISA 6. Pehme-, finants-, ja reaalmajandussildvõrranditega kvartalites T-1 (FC1, FC2, FC3) ja T (NC1, NC2, NC3) leitud SKP kasvu prognooside ruutkeskmised vead (pp)

Sildvõrrandite selgitavad muutujad	Periood	FC1	FC2	FC3	NC1	NC2	NC3	Keskmine FC	Keskmine NC	Keskmine kokku
Pehmed sildvõrrandid										
E teen (0,1) EL kindl (0)	2007 kv2-2009 kv2	3.17	3.09	3.62	3.03	2.44	2.69	3.30	2.72	3.01
	2009 kv3-2011 kv4	2.96	1.65	1.10	1.00	0.73	0.59	1.90	0.77	1.34
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2007 kv2-2009 kv2	3.31	3.22	3.10	2.25	1.92	2.08	3.21	2.08	2.65
	2009 kv3-2011 kv4	2.23	1.12	1.09	1.05	0.76	0.64	1.48	0.82	1.15
Finantssildvõrrandid										
d(ln(OMX)) (0,1,2) d(äri i) (0)	2007 kv2-2009 kv2	3.95	3.74	3.46	3.25	3.23	2.91	3.72	3.13	3.42
	2009 kv3-2011 kv4	1.50	1.50	1.69	1.67	2.18	2.29	1.56	2.05	1.80
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2007 kv2-2009 kv2	3.99	3.76	3.49	3.27	3.25	3.09	3.75	3.20	3.48
	2009 kv3-2011 kv4	1.57	1.56	1.44	1.42	1.94	1.86	1.52	1.74	1.63
Kindlad sildvõrrandid										
d(ln(jaem)) (0) d(ln(tööstust)) (0) d(ln(auto)) (0,1)	2007 kv2-2009 kv2	4.84	4.62	3.92	3.95	3.04	2.05	4.46	3.01	3.74
	2009 kv3-2011 kv4	1.18	1.12	1.14	1.17	1.57	1.45	1.15	1.40	1.27
Vastav ratsionaalselt jaotatud viitaegadega võrrand	2007 kv2-2009 kv2	4.90	4.89	4.31	4.79	3.68	2.61	4.70	3.69	4.20
	2009 kv3-2011 kv4	1.33	1.76	1.67	1.72	2.06	1.67	1.59	1.82	1.70

Tähistused: Selgitava muutuja järel sulgudes on toodud tema viitaegade arv. FC – eelmises kvartalis T-1 leitud prognoosid (FC – *forecast*), NC – jooksvas kvartalis T leitud prognoosid (NC – *nowcast*). E teen – Eesti teenindussektori kindlustunde indikaator, EL kindl – EL-i majanduse kindlustunde indikaatori, OMX – Tallinna börsiindeks, äri i – äriühingutele antud laenude keskmine intressimäär, jaem – jaemüügi mahuindeks, tööstust – tööstustoodangu mahuindeks, auto – esmaselt registreeritud sõidukid.

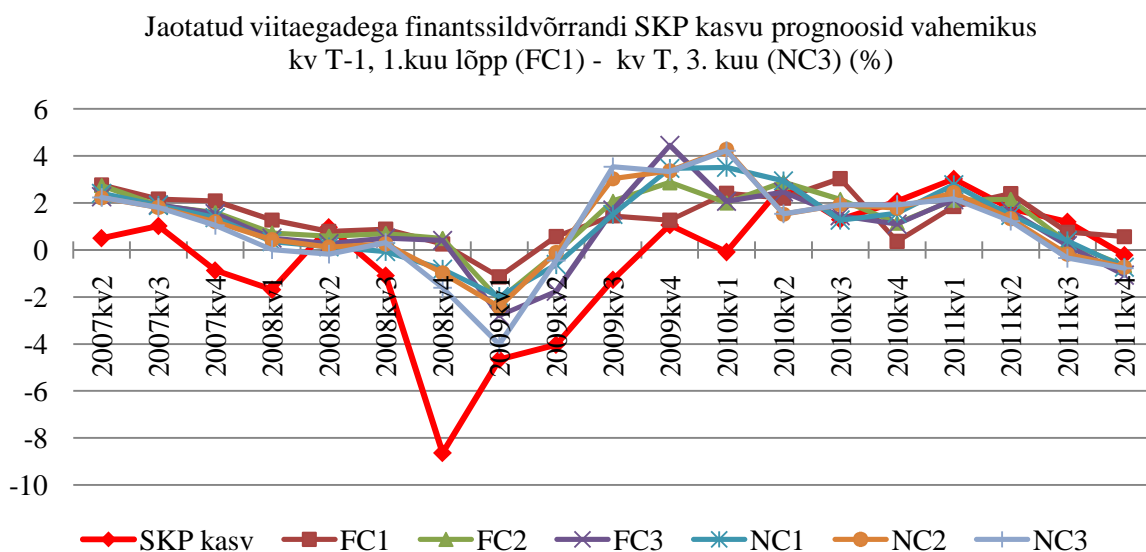
Allikas: (Eesti Statistikaamet, Eesti Pank, Eurostat, Euroopa Komisjon); autori arvutused.

LISA 7. Jaotatud viitaegadega kindla sildvõrrandi SKP kasvu prognoosid vahemikus kv T-1, 1. kuu lõpp (FC1) – kv T, 3. kuu lõpp (NC3) (%)



Allikas: Eesti Statistikaameti andmete põhjal, autori koostatud.

LISA 8. Jaotatud viitaegadega finantssildvõrrandi SKP kasvu prognoosid vahemikus kv T-1, 1. kuu lõpp (FC1) – kv T, 3. kuu lõpp (NC3) (%)



Allikas: Eesti Statistikaameti ja Eesti Panga andmete põhjal, autori koostatud.

LISA 9. Agregeeritud sildvõrranditega kvartalites T-1 (FC1, FC2, FC3) ja T (NC1, NC2, NC3) leitud SKP kasvu prognooside ruutkeskmised vead (pp)

Agregeerimismeetod	Prognoositav periood	FC1	FC2	FC3	NC1	NC2	NC3	Keskmine FC	Keskmine NC	Keskmine kokku
Prognooside aritmeetiline keskmine, JV	2007 kv2-2009 kv2	3.76	3.58	3.28	3.00	2.62	2.26	3.54	2.62	3.08
	2009 kv3-2011 kv4	1.07	0.76	0.87	0.78	1.16	1.15	0.90	1.03	0.97
	2007 kv2-2011 kv4	2.70	2.52	2.34	2.14	1.99	1.77	2.52	1.96	2.24
Prognooside aritmeetiline keskmine, RJV	2007 kv2-2009 kv2	3.83	3.67	3.36	3.14	2.72	2.28	3.62	2.72	3.17
	2009 kv3-2011 kv4	1.05	1.09	0.92	0.77	1.18	1.04	1.02	1.00	1.01
	2007 kv2-2011 kv4	2.74	2.65	2.41	2.23	2.06	1.74	2.60	2.01	2.31
Vähima ajaloolise RMSE-ga prognoos, JV	2007 kv2-2009 kv2	3.68	3.65	3.92	3.42	2.54	2.37	3.75	2.78	3.26
	2009 kv3-2011 kv4	2.76	1.65	1.70	1.00	0.73	1.45	2.03	1.06	1.55
	2007 kv2-2011 kv4	3.23	2.78	2.97	2.46	1.83	1.94	2.99	2.08	2.53
Vähima ajaloolise RMSE-ga prognoos, RJV	2007 kv2-2009 kv2	3.73	3.58	3.48	3.05	2.07	2.47	3.60	2.53	3.06
	2009 kv3-2011 kv4	2.23	1.12	1.09	1.05	0.76	0.64	1.48	0.82	1.15
	2007 kv2-2011 kv4	3.04	2.60	2.52	2.23	1.53	1.76	2.72	1.84	2.28
Vähima viimase 2kv RMSE-ga prognoos, JV	2007 kv2-2009 kv2	3.12	2.93	3.47	3.39	2.46	2.21	3.17	2.69	2.93
	2009 kv3-2011 kv4	2.63	1.43	1.81	0.86	1.14	0.98	1.96	0.99	1.47
	2007 kv2-2011 kv4	2.87	2.27	2.72	2.42	1.89	1.68	2.62	1.99	2.31
Vähima viimase 2kv RMSE-ga prognoos, RJV	2007 kv2-2009 kv2	3.73	3.58	3.48	3.05	3.03	3.28	3.60	3.12	3.36
	2009 kv3-2011 kv4	2.33	1.17	1.09	1.05	0.80	0.98	1.53	0.94	1.24
	2007 kv2-2011 kv4	3.07	2.61	2.53	2.23	2.16	2.37	2.74	2.25	2.49

Prognooside kaalumise ajaloolise 1/RMSE-ga, JV	2007 kv2-2009 kv2	3.70	3.53	3.28	2.94	2.59	2.31	3.51	2.61	3.06
	2009 kv3-2011 kv4	1.17	0.75	0.88	0.76	1.07	1.12	0.93	0.98	0.96
	2007 kv2-2011 kv4	2.69	2.49	2.35	2.10	1.94	1.79	2.51	1.94	2.23
Prognooside kaalumise ajaloolise 1/RMSE-ga, RJV	2007 kv2-2009 kv2	3.78	3.62	3.35	2.93	2.61	2.30	3.58	2.61	3.10
	2009 kv3-2011 kv4	1.07	1.02	0.88	0.62	0.97	0.92	0.99	0.83	0.91
	2007 kv2-2011 kv4	2.72	2.60	2.39	2.06	1.93	1.72	2.57	1.90	2.24
Prognooside kaalumise viimase 2 kv 1/RMSE-ga, JV	2007 kv2-2009 kv2	3.49	3.39	3.07	2.90	2.56	2.23	3.32	2.56	2.94
	2009 kv3-2011 kv4	1.29	0.78	1.06	0.79	0.99	0.95	1.04	0.91	0.98
	2007 kv2-2011 kv4	2.58	2.40	2.25	2.08	1.90	1.68	2.41	1.89	2.15
Prognooside kaalumise viimase 2 kv 1/RMSE-ga, RJV	2007 kv2-2009 kv2	3.64	3.54	3.21	2.78	2.43	2.27	3.46	2.49	2.98
	2009 kv3-2011 kv4	1.12	1.05	1.12	0.75	0.93	0.89	1.10	0.86	0.98
	2007 kv2-2011 kv4	2.63	2.55	2.36	1.99	1.80	1.69	2.51	1.83	2.17

Yähistused: FC – eelmises kvartalis T-1 leitud prognoosid (FC – *forecast*), NC – jooksvas kvartalis T leitud prognoosid (NC – *nowcast*). JV – jaotatud viitaegadega sildvõrrandid, RJV – ratsionaalselt jaotatud viitaegadega sildvõrrandid.

Allikas: (Eesti Statistikaamet, Eesti Pank, Eurostat, Euroopa Komisjon); autori arvutused.

LISA 10. Agregeeritud jaotatud viitaegadega sildvõrranditega kvartali T viimasel kuul leitud majanduskasvu prognoosid

Periood	SKP kasv	Prognooside aritmeetiline keskmine, JV		Vähima ajaloolise RMSE-ga prognoos, JV		Vähima viimase 2kv RMSE-ga prognoos, JV		Prognooside kaalumise ajaloolise 1/RMSE-ga, JV		Prognooside kaalumise viimase 2 kv 1/RMSE-ga, JV	
2007 kv2	0.5	1.9		1.9		1.9		1.9		1.9	
2007 kv3	1.02	1.34	++	0.87	++	0.87	++	1.18	++	1.18	++
2007 kv4	-0.87	0.88	--	0.78	--	0.78	--	0.84	--	0.84	--
2008 kv1	-1.69	0.72	-+	2.05	-+	2.05	-+	0.89	-+	0.78	-+
2008 kv2	0.96	0.1	++	-1.03	++	-1.03	++	-0.03	++	-0.11	++
2008 kv3	-1.09	-0.38	--	0.31	--	0.31	--	-0.37	--	-0.33	--
2008 kv4	-8.64	-3.25	--	-3.71	--	-4.44	--	-3.2	--	-3.47	--
2009 kv1	-4.66	-6.28	++	-4.92	++	-4.92	++	-6.45	++	-6.46	++
2009 kv2	-4.04	-2.55	++	-2.68	++	-2.68	++	-2.55	++	-2.56	++
2009 kv3	-1.27	0.3	++	-0.41	++	-0.41	++	0.16	++	0.21	++
2009 kv4	1.06	1.72	++	0.84	++	1	++	1.54	++	1.17	++
2010 kv1	-0.09	2.38	-+	2.37	-+	2.37	-+	2.26	-+	1.72	-+
2010 kv2	2.77	1.54	++	1.4	++	1.69	++	1.53	++	1.62	++
2010 kv3	1.29	2.23	--	2.92	-+	1.86	--	2.31	--	2.14	--
2010 kv4	2.07	2.71	++	3.66	++	2.56	++	2.84	++	2.59	++
2011 kv1	3.02	2.13	++	1.53	+-	2.18	++	2.09	++	2.29	++
2011 kv2	1.75	1.29	--	1.1	--	1.56	--	1.29	--	1.38	--
2011 kv3	1.19	0.87	--	2.22	-+	0.74	--	1.04	--	0.69	--
2011 kv4	-0.22	0.29	--	1.59	-+	0.06	--	0.44	--	0.27	--

RMSE					
2007 kv1-2009 kv2	2.26	2.37	2.21	2.31	2.23
2009 kv3-2011 kv4	1.15	1.45	0.98	1.12	0.95
++	50%	44%	50%	50%	50%
--	39%	22%	39%	39%	39%
+-	0%	6%	0%	0%	0%
-+	11%	28%	11%	11%	11%

Tähistused: Esimene märk („+“ või „-“) näitab, kas vaadeldava kvartali SKP kasv oli suurem (+) või väiksem (-), võrreldes eelmise kvartali SKP kasvuga; teine märk näitab, kas SKP kasvu prognoos oli suurem (+) või väiksem (-) võrreldes eelmise perioodi tegeliku SKP kasvuga. JV – jaotatud viitaegadega sildvõrrandid.

Allikas: (Eesti Statistikaamet, Eesti Pank, Eurostat, Euroopa Komisjon); autori arvutused.

LISA 11. Agregeeritud ratsionaalselt jaotatud viitaegadega sildvõrranditega kvartali T viimasel kuul leitud majanduskasvu prognoosid

Periood	SKP kasv	Prognooside aritmeetiline keskmine, RJV		Vähima ajaloolise RMSE-ga prognoos, RJV		Vähima viimase 2kv RMSE-ga prognoos, RJV		Prognooside kaalumise ajaloolise 1/RMSE-ga, RJV		Prognooside kaalumise viimase 2 kv 1/RMSE-ga, RJV	
2007 kv2	0.5	1.32		1.32		1.32		1.32		1.32	
2007 kv3	1.02	1.53	++	1.31	++	1.31	++	1.34	++	1.34	++
2007 kv4	-0.87	1.15	-+	0.99	--	0.99	--	1.07	-+	1.07	-+
2008 kv1	-1.69	1.39	-+	3.05	-+	3.05	-+	1.58	-+	1.49	-+
2008 kv2	0.96	0.94	++	-0.18	++	-0.18	++	0.70	++	0.65	++
2008 kv3	-1.09	-0.74	--	0.18	--	0.18	--	-0.77	--	-0.72	--
2008 kv4	-8.64	-3.63	--	-5.45	--	-1.43	--	-3.60	--	-3.66	--
2009 kv1	-4.66	-4.46	++	-8.13	++	-8.13	++	-5.04	++	-5.17	++
2009 kv2	-4.04	-1.36	++	-2.31	++	-2.31	++	-1.48	++	-1.54	++
2009 kv3	-1.27	0.39	++	-2.29	++	-2.29	++	0.03	++	0.25	++
2009 kv4	1.06	0.96	++	0.85	++	0.85	++	0.91	++	0.84	++
2010 kv1	-0.09	1.79	-+	0.03	--	2.27	-+	1.54	-+	1.19	-+
2010 kv2	2.77	1.59	++	1.61	++	1.61	++	1.60	++	1.61	++
2010 kv3	1.29	1.67	--	1.50	--	1.50	--	1.69	--	1.65	--
2010 kv4	2.07	3.32	++	2.51	++	2.51	++	3.29	++	3.21	++
2011 kv1	3.02	2.23	++	3.37	++	3.37	++	2.37	++	2.70	++
2011 kv2	1.75	1.34	--	1.39	--	1.39	--	1.35	--	1.37	--
2011 kv3	1.19	0.91	--	0.12	--	0.12	--	0.85	--	0.46	--
2011 kv4	-0.22	0.44	--	-0.37	--	-0.37	--	0.37	--	0.35	--

RMSE					
2007 kv2-2009 kv2	2.28	2.47	3.28	2.30	2.27
2009 kv3-2011 kv4	1.04	0.64	0.98	0.92	0.89
++	50%	50%	50%	50%	50%
++	33%	44%	39%	33%	33%
+-	0%	0%	0%	0%	0%
-+	17%	6%	11%	17%	17%

Tähistused: Esimene märk („+“ või „-“) näitab, kas vaadeldava kvartali SKP kasv oli suurem (+) või väiksem (-), võrreldes eelmise kvartali SKP kasvuga; teine märk näitab, kas SKP kasvu prognoos oli suurem (+) või väiksem (-) võrreldes eelmise perioodi tegeliku SKP kasvuga. RJV – ratsionaalselt jaotatud viitaegadega sildvõrrandid.

Allikas: (Eesti Statistikaamet, Eesti Pank, Eurostat, Euroopa Komisjon); autori arvutused.

SUMMARY

SHORT-TERM FORECASTING OF ESTONIAN ECONOMIC GROWTH USING BRIDGE MODELS

Epp Rooks

Quantitative information about the economic situation is one of the most important inputs when making policy decisions. Adequate policy decisions rely heavily on timely and trustworthy information about the current economic processes. Information timeliness matters even more when forecasting, by affecting directly the quality of the outcome.

GDP growth can be considered as the most used and forecasted indicator when judging the current economic situation and its future growth path. GDP forecasts play an important role for both public and private sector. Public sector institutions use GDP forecasts when making monetary and fiscal policy decisions and predicting the unemployment rate. Private sector considers GDP forecasts when predicting future demand and cash flows, assessing potential export markets and making other strategic decisions.

In practice using GDP for the above-mentioned purposes is hindered by its significant publication lag. For Estonia, the GDP growth flash estimate is published 43 days after the end of the reference quarter while 70 days are necessary to get the first revised estimate of GDP growth. (Ülevaade... 2010: 1)

For policymakers and entrepreneurs the lack of timely, comprehensive picture can be a critical problem: they may be more than two months late in recognizing a significant slowdown or acceleration in the economy. Such a lag in timely information is an important part of the “recognition lag” that economists have identified as a major obstacle to the successful implementation of proactive counter-cyclical policies. This problem is especially important around business cycle peaks and troughs, where first signals appear that the economy is changing direction. (Kitchen, Monaco 2003: 11)

Arising from long publication lags, short-term forecasting is not only necessary for projecting the future growth path of the economy, but also for determining the current situation – nowcasting – and for assessing the latest developments – backcasting.

No consistent short-term GDP growth forecasts are made for the Estonian economy, though sporadic forecasts are made by the commercial banks before the flash estimates are published. Very few information is known about the methods used by the forecasters. To the authors' best knowledge only two previous studies have been published – Schulz 2007, 2008 – where a quarterly GDP forecast model is constructed for Estonia and its forecast performance is assessed. Both studies are based on factor models.

Arising from the importance of short-term forecasting and the lack of studies for Estonia, the aim of this thesis is to forecast Estonian quarterly GDP growth with bridge models. The idea behind bridge models is to bridge the gap of missing GDP data with monthly variables. In other words – monthly data, aggregated to quarterly frequency, are used to forecast quarterly GDP growth. Numerous monthly indicators capture a broad range of information on different aspects of the economy and their skilful aggregation may give timely and adequate assessment of economic growth before official data is released.

To complete the aim the following research tasks have to be carried out:

- to explain the importance of short-term forecasting;
- to give an overview of the historical development of short-term forecasting models;
- to analyze the choices and following bottlenecks arising from the usage of high-frequency data;
- to build several bridge models for forecasting Estonian quarterly GDP growth during 2007 Q2 – 2011 Q4;
- compare the relative performance of the bridge models with naïve benchmark models and forecasts made by other institutions during the recession and following recovery period.

Nowadays, the flow of economic and financial information is basically continuous, which has led to the development of multiple different short-term forecasting approaches. It can be said that the methodology of high-frequency models (models with higher than yearly periodicity) appeared as a technical advance in the field of applied econometrics, and as a response to the market demand for short-term econometric tools. Lawrence Klein and his Wharton Econometrics and following models can be considered as pioneer works in the area of short-term forecasting. (Coutiño 2003: 4-5)

Today's data-rich environment allows for many possibilities how to get the maximum information out of it. But with data richness also several problems arise, which determine the outcome of the forecasting models. The forecaster has to decide how and if to trim the wide range of indicators available and hence choose the appropriate forecasting method. In data-rich environment factor models have gained popularity in the recent decade as opposed to lean-data environment, where bridge models among others are used. The usage of the first mentioned methods is based on the presumption that more data leads to better forecasts, which may not always be the case (see among others Lombardi *et al.* 2011).

Another important decision involves the type of data used for forecasting – soft data based on consumer and business surveys, hard data based on real economic activity or financial data. Their different publication dates and expected forecasting power has to be considered. The main advantages of soft and financial data in comparison to hard data are shorter publication lags, the fact that they are not subject to revisions and especially in case of soft data, its forward-looking nature, which can result in quicker adjustments to the economic situation (Sédillot, Pain 2005: 173, Çeliku *et al.* 2009: 11-12). However, there are also some limitations - survey data are mostly based on qualitative assessments and on market expectations, not real economic activity and they refer to time periods that in general are not aligned with the frequency of the target variable (Cicconi, Simonelli 2010: 1-2; Hansson *et al.* 2003: 4).

Constructing the forecasting model can either be done by using real-time data vintages available at different points of time or by using the last available revised data set. While the first way is significantly more complicated, the last may yield in the overvaluation of the model's performance (for example Diebold, Rudebusch 1991: 606-609; Pesaran, Timmermann 2004: 13-14; Croushore, Stark 2000: 12-15).

At large, there are two ways how to forecast GDP growth using bridge equations – the aggregate way and the disaggregate way. The afore-mentioned means forecasting GDP growth directly with one equation. The last involves two steps: first step is to forecast GDP components and second step is to aggregate the individual component forecasts to a single GDP growth forecast. Even though predicting GDP growth with both methods has many advantages, the aggregate approach has found more support in the empirical literature (Parigi, Schlitzeri 1995: 137; Baffigi *et al.* 2002: 24-25, 2004: 456-457; Dolega 2010: 25;

Drechsel, Maurin 2008: 34-35). Hence, the present thesis also follows the aggregate approach.

One of the most important steps when constructing the bridge model is selecting the predicting indicator variables. In literature both qualitative (theory, availability) and quantitative (in-sample and out-of-sample) selection criteria are used. Before the forecasting process also a decision has to be made if and which models should be used for predicting missing monthly variables.

Taking into account the above-mentioned options, several bridge equations were constructed to forecast Estonia's quarterly GDP growth and their pseudo real-time predictive performance was assessed. All together 6 bridge equations were constructed – 3 distributed lag equations and 3 rationally distributed lag equations – which incorporate 3 variable groups: soft bridge equations consist of survey data, hard bridge equations consist of real activity data and financial bridge equations consist of financial data.

The selection of predicting indicator variables was conducted between 1995 Q2 – 2007 Q1. Bivariate regressions between GDP growth and the particular indicator with up to 4 lags were obtained and their adjusted root mean square error (adj RMSE) was calculated. For every indicator the specification with the lowest adj RMSE was chosen. In the next step the chosen specifications were ranked according to their adj RMSE starting with the smallest, and 10 best from every variable group were chosen for constructing the bridge equations. In the last step the indicator from the best specification was chosen as the first variable in the bridge equation. One at a time first the variable's lags and then variables from the next best equations were tested for fitting in the equation, following the criteria that RMSE of the equation would decline 5% or more in comparison with the previous specification.

As a result the selected predictive indicators in the soft bridge equation were Estonian services confidence indicator and EU Economic sentiment indicator as a composite measure. In the financial equation the selected indicators were the OMX stock index and the loan interest rate for non-financial corporations. The hard bridge equation comprises of retail sales index, industrial production index and new cars registered.

After assessing the bridge equations for the period of 1995 Q2 – 2007 Q1 the forecasting for the period 2007 Q2 – 2011 Q4 began. While conducting the forecasts, the real-time past situation was considered, meaning only these monthly and quarterly GDP growth values were used, which were available at that time in the past, and missing monthly variables were forecasted with autoregressive models.

In order to compare the recession period and the following recovery period, the forecasting period was divided into two: respectively 2007 Q2 – 2009 Q2 and 2009 Q3 – 2011 Q4. The results showed that irrespective of the equation, recession period root mean square forecast errors (RMSE) were more than twice as much as the recovery period RMSE-s . In the recession period the RMSE-s of all equations were lower in quarter T than in quarter T-1, which corresponds to theory – as more monthly data becomes available, quarterly forecasts become more precise. During the recovery period forecasts made with financial and hard bridge equations were worse in quarter T than in quarter T-1, which implies that respecification of the equations after the recession period may be necessary.

Comparing distributed and rational distributed lag equations' forecasts, neither proves better. While adding lagged GDP growth variables to the distributed lag equation improves the soft bridge equation's forecast performance, it worsens the hard bridge equations forecast performance; results in the case of the financial bridge equation are mixed.

Comparing different bridge equation forecasts, soft rational distributed lag bridge equation provides the best forecasts during both periods. But also the other soft bridge equation provides in average better forecasts than the financial and hard equations.

Possible specification mistakes and structural shifts in the economy provide a basis for forecasting averaging, which may result in better forecasts in comparison to the single equations. Despite of the multitude of aggregation methods, simple averaging has gained a lot support (Stock, Watson 2003: 24; Golinelli, Parigi (2007: 18-20). In the thesis additionally a weighing scheme based on the individual forecasts' historical reciprocal RMSE is used and also as an alternative to weighing, picking the best forecasts based on historical RMSE-s is used. Weighing the individual forecasts with their historical reciprocal RMSE-s provided the best forecasts, even though their comparative advantage in respect of simple averaging is quite small. Picking the best forecasts results in a more varying forecast

performance, hence this method can be considered as the least appropriate. Comparing individual forecasts with aggregate ones, weighted aggregate forecasts provide in average a more precise forecast during both the recession and recovery period; soft rational distributed lag model's forecasts are an exception, providing a better forecast during the recession than the aggregates.

To assess the relative performance of the bridge equations, they were compared to the simple first and second order autoregressive models and to a random walk model. During the recession period single and aggregate bridge models provide better forecasts than the benchmark models. During the recovery period, benchmark model forecasts are more imprecise than the weighted aggregate bridge model forecasts, but equally or more precise than the single forecasts. This corresponds to previous studies which have demonstrated that more complex models provide better forecasts during economic crisis. During stable periods their comparative advantage diminishes.

In addition, the simple average of the forecasts obtained with the distributed lag equations and the autoregressive benchmark model AR(2) were compared to real-time forecasts made by different institutions. Since domestic and foreign institutions do not publish consistently quarterly GDP forecasts, annual growth forecasts for 2007-2011 were compared. In case of the bridge model and AR(2) model, annual forecasts were computed based on their quarterly forecasts. For every year two forecasts were made – one in July and one in December. In order to take into account the different publishing dates of the forecasts, their time-factor adjusted relative RMSE was calculated. According to the relative RMSE, bridge model forecasts can be considered as competitive with the other real time forecasts. Despite, the results must be interpreted with caution, providing that the bridge model forecasts were based on revised data.

The framework of bridge equations provides many opportunities for further research. One important research subject should be developing the variable selection methods. When forecasting GDP growth for next quarters, bridge equations should be respecified, starting the forecasting exercise for example from 2010. Longer time-series enable variable selection also based on out-of-sample criteria. Comparing the forecasting performance of bridge models constructed with using out-of-sample and in-sample variable selection criteria, may help determining the more appropriate method. In order to assess the relative performance of

the automated techniques, a bridge model with variables picked by experts could also be considered.