

EESTI INFLATSIOONI MUDEL

Urmas Sepp
Andres Vesilind
Ülo Kaasik

Tallinn
2000

Käesolev töö annab ülevaate Eesti inflatsiooni mudeli koostamisest, mis on osa Eesti majanduse makromudelist ning mida saab kasutada nii prognoosimiseks kui ka matkemodelleerimiseks. Mudeli koostamisel lahutasime inflatsiooni kaheks – pikaajalist tasakaaluprotsessi väljendavaks alusinflatsiooniks ning inflatsiooni hälbeks tasakaalust, mis peegeldab hindade lühiajalist dünaamikat. Alusinflatsiooni proovisime modelleerida nii seoses reaalse ühildumisega kui ka ARMA protsessi, libiseva keskmise, HP filtri või ajafunktsiooni trendina, millest parima tulemuse andis viimane. Mudelist selgub, et inflatsiooni lühiajalise dünaamika määravad kolm peamist momenti - nõudluse ja pakkumise vahetõrje, USA dollari kurss ning administratiivsed sammud reguleeritud hindade korrigeerimiseks.

Mudeli adekvaatsust hindasime *ex post* ja *ex ante* prognooside järgi ning stabiilsust ekso- ja endogeensete muutujate šokkidele reageerimise järgi. Saadud tulemustest võib järeldada, et mudel on stabiilne ning kirjeldab inflatsiooni statistiliselt täpselt ja majanduslikult loogiliselt.

Inflatsioonimudel on oma olemuselt lihtne. Näitajate-nähtuste vaheliste seoste puhul on tegu ülekandeprotsessiga, millele on iseloomulikud kaks momenti: esiteks tootjahindade roll muutuste esilekutsumisel, mis on kooskõlas pakkumispoolse hinnakujundusega, ja teiseks SKP deflaatori keskne roll hinnamuutuste ülekandemehhanismis.

Autorite e-posti aadressid: usepp@epbe.ee; vesilind@epbe.ee; ykaasik@epbe.ee

Toimetise autorite seisukohad ei pruugi ühtida Eesti Panga seisukohtadega

Sisukord

Sisukord.....	2
Sissejuhatus	3
1. Teoreetiline taust.....	5
1.1. Siirdemajandus	5
1.2. Väike ja avatud majandus.....	6
1.3. Valuutakomitee	7
1.4. Turumajanduse inflatsioonimudelid.....	7
2. Alusinflatsioon	9
2.1. Ajafunktsioon	9
2.2. Sisemine hinnaühildumine	12
2.3. Trendi hindamise muud viisid.....	13
2.4. Ajafunktsiooni tõepära hinnang	14
3. Lühiajaliste võrrandite hindamine.....	16
3.1. Avatud sektor	16
3.2. Varjatud sektor	18
3.3. Teised hinnaindeksid.....	20
4. Kvantitatiivne analüüs.....	23
4.1. Ex post prognoosid.....	22
4.2. Šokkide analüüs.....	23
4.3. Ex ante prognoosid.....	24
4.3.1. Eksogeensete näitajate prognoosid ja eeldused.....	24
4.3.2. Tulemused	25
5. Mudeli tõlgendus.....	28
Hindamistulemuste kokkuvõte	31
Kasutatud kirjandus.....	32
LISA 1. Modelleerimisel kasutatud muutujad	35
LISA 2. Andmed	36
LISA 3. Aegridade statsionaarsustestid.....	37
LISA 4. Võrrandite statistilised protokollid	40
LISA 5. Endogeensete šokkide mõju joonised.....	49
LISA 6. Eksogeensete muutujate šokkide mõju joonised	55
LISA 7. Võrrandisüsteem.....	56

Sissejuhatus

Käesoleva töö eesmärk on anda ülevaade inflatsioonimudeli koostamisest. Modelleerimise eesmärk oli koostada inflatsioonimudel, mis sobiks nii prognoosimiseks kui ka matkemodelleerimiseks. Mudelil on kaks funktsiooni. Kõigepealt on see instrument inflatsiooni käsitlemisel. Teiseks - inflatsioonimudel on komponent, mis sulgeb Eesti Panga majandusuuringute osakonna koostatud Eesti majanduse makromudeli (MMOM) ühe kohandumisringi.

MMOMi vajadused määrasid käsitletavate **hinnaindeksite ringi**, kuhu kuuluvad:

DEF_M	impordi deflaator
DEF_X	ekspordi deflaator
THI	tarbijahinnaindeks
THI_TR	avatud sektori hinnaindeks
THI_NT	varjatud sektori hinnaindeks
ToHI	tootjahinnaindeks
DEF_SKP	SKP deflaator
DEF_AD	agregeeritud nõudluse deflaator
DEF_DD	kodumaise nõudluse deflaator

Eesti inflatsiooni senised mudelid jaotuvad kasutuse eesmärgilt kaheks - sellisteks, mida kasutati:

- a) praktilisel eesmärgil, eelkõige prognoosimisel¹;
- b) peamiselt uurimuslik-analüütilisel eesmärgil.²

Paraku on prognoosiks mõeldud mudelid vananenud³ ja analüütilised mudelid prognoosiks vähesobivad. Sellest tulenes ka vajadus uut mudelit hinnata.

Inflatsioonimudeli teoreetiline taust on määratud Eesti majanduse põhijoontega. Nimelt on Eestis:

- 1) siirdemajandus;
- 2) väike ja avatud majandus;
- 3) valuutakomiteel põhinev rahasüsteem;
- 4) turumajandus.

Kõigil neil tahkudel on inflatsiooniga konkreetne seos, mida kajastavad spetsiifilised mudelid. Eesti inflatsiooni baasmudel on vastavate mudelite kombinatsioon.

Mudeli **hindamise ideoloogia** seisnes inflatsiooni eristamises:

- alusinflatsiooniks, mis väljendab pikaajalist tasakaaluprotsessi;
- inflatsiooni hälbeks tasakaalust, mis peegeldab omakorda hinnamuutuste lühiajalist dünaamikat.

¹ Sepp (1997), inflatsiooniplokk MODEST mudelis (vt Leppä (1996)).

² Vörk (1998), Rell ja Randveer (1999).

³ 1999. aasta detsembrist on küll olemas artikkel MODESTi uue versiooni kohta (vt Leppä-Martihhina-Meriküll (1999)). Paraku ei selgu artiklist uue versiooni, sh inflatsiooni alammodeli prognostilised omadused.

Selle käsitluse kohaselt **hindasime mudelit kahest seisukohast lähtudes**: kõigepealt selgitasime alusinflatsiooni ja seejärel määrasime tegeliku inflatsiooni hälbe alusinflatsioonist ning vastavad käitumisvõrrandid.

Mudeli hindamisel tekkis kaks põhimõttelist **probleemi**:

1. modelleerimist raskendasid aegridades sisalduvad struktuursed muutused. Struktuurinihke ilmnemisel lokaliseerisime murdepunkti ning hindasime võrrandit murdepunktile järgnenud perioodi kohta.
2. Eesti inflatsiooni käsitlus Phillipsi kõvera jt turumajanduslike mudelite abil oli keeruline empiiriliste uuringute puudumise tõttu.

Mudeli lõplik võrrandisüsteem⁴ kujunes viitaegade struktuuri tõttu **mittesimultaanseks** ning seda ei ole hinnatud efektiivsete meetoditega (näiteks SURi (*seemingly unrelated model* – näiliselt seostamata võrranditega mudel) hindamise tehnika). Võrrandeid hindasime tavalise vähimruutude meetodiga.

Inflatsiooni mudel **koosneb**:

- 1) alusinflatsiooni võrranditest;
- 2) inflatsiooni hälbe võrranditest;
- 3) sünteetilisest ehk liitnäitajatest ning erinevate indekskujude teisendustest.

Mudelit **kontrollisime** nii võrrandi kui võrrandisüsteemi tasandil.

- Võrrandid pidid olema sisuliselt tõlgendatavad, statistiliselt kvaliteetsed ning andma *ex post* prognoosides tegelikkusele vastavaid tulemusi;
- Mudel pidi andma häid tulemusi simulatsioonides, mis hõlmas lisaks tavalisele prognoosile ka endo- ja eksogeensete muutujate šokkide imitatsioone;
- Analüüsisime ka mudeli *ex ante* prognooside tõepära.

Töö koosneb viiest peatükist. Esimeses peatükis analüüsisime Eesti inflatsiooni mudeli teoreetilist tausta, teises ja kolmandas peatükis anname ülevaate alusinflatsiooni ja hälbe võrranditest. Neljandas peatükis analüüsisime mudeli adekvaatsust ja stabiilsust *ex ante* ja *ex post* prognooside ning ekso- ja endogeensete šokkide abil. Viimases peatükis tõlgendame saadud mudelit ning analüüsisime selles sisalduvaid seoseid.

⁴ Mudel koostati küll teooriapõhiselt, aga hinnati siiski *data miningu* vormis. Seetõttu erines lõpuks saadud süsteem algsest.

1. Teoreetiline taust

1.1. Siirdemajandus

Kokkuleppeliselt mõistetakse siirdemajandusena (post)sotsialistlikust, tsentraalselt planeeritud majandussüsteemist turumajanduse suunas arenevat majandust. Tundub, et selline siire on Eesti jaoks üldiselt minevik. Samas näib, et Eesti on jäänud siirdemajanduseks Euroopa Liiduga ühinemise mõttes.

Siirdemajanduse - ükskõik kummas tähenduses seda mõistet ka ei kasutaks - inflatsiooni alusprotsessiks on hinnaühildumine. Siirdel turumajandusse seisneb see post-sotsialistliku majanduse hinnataseme ja suhteliste hindade sarnastumises turumajanduse omaga, ELga ühinemisel sarnastumises ELi kuuluvate riikide majandustega.

Hinnaühildumine tuleneb liikumisest ostujõu pariteedi (*purchasing power parity*, PPP) saavutamise poole. Iseenesest on PPP teooria kehtivus (kas absoluutses või suhtelises tähenduses) regulaarselt hoogustuva-vaibuva diskussiooni objekt⁵. Sealjuures on varasem üldiselt eitav hinnang PPP teooria kehtivuse suhtes⁶ mõneti leebunud⁷. Vaatamata säilinud kahtlustele näib, et PPP hüpotees on usaldusväärne vahend selgitamaks hinnamuutusi siirdemajanduses ning mõistlik alusidee siirdemajanduse inflatsioonimudeli loomisel.

Koen'i ja De Masi (1997) järgi iseloomustab hinnaühildumise vormi ja dünaamikat kümme universaalset fakti. Eesti puhul tasub nendest rõhutada majanduslikku arengut ja majanduse avanemist, majanduse üldist liberaliseerimist (sh hindade dereguleerimist), majanduse kapitaliseerimist ja krooni emiteerimist alla tema reaalkaalu.

Siirdeprotsessi käigus muutub ühildumistegurite roll ja tähtsus. Tegurid, mis olid mõjusad siirde algstaadiumis, ei pruugi hiljem samaväärset kaalu omada. Selles suhtes on iseloomulik näiteks liberaliseerimine. Hernandez-Cata (1999) rõhutab, et:

- a) siirde varasemates staadiumides on inflatsioon võrdeliselt sõltuv liberaliseerimise ulatusest (eriti maades, kus liberaliseerimine toimub radikaalses vormis), kuid
- b) keskmises perspektiivis muutub inflatsiooni ja liberaliseerimise seos pöördvõrdeliseks.

Mõju muutus on omane teistele teguritele ning selle lülitamine inflatsioonimudelisse on tõsine probleem. Meie lahendasime selle inflatsiooni dünaamika kahetasemelise esitlemisega: vaatlesime eraldi alusinflatsiooni ning inflatsiooni lühiajaliselt muutuvat koostisosa.

⁵ Viimane analüüsi laine on seotud andmestiku statsionaarsuse ning kointegratsiooni analüüsiga (vt Kugler (1999)).

⁶ Õpikutest tuttavad PPP erinevuste põhjused on Pilbeam järgi statistikaprobleemid, transpordikulud, kaubavahetuse takistused, ebatäiuslik konkurents, kapitali ja kaubaturgude eraldatus ja tootluse vahe (Pilbeam (1998, lk 141-145)).

⁷ Näiteks Papell (1997) ja (1998) ning Nagayasu (1998) empiirilised uuringud ei lükka ümber pikaajalise PPP kehtivust.

Nagu märgitud, seisneb hinnaühildumine hinnatasemete ja suhteliste hindade sarnastumises eri majandustes. Modelleerimise hõlbustamiseks käsitlesime meie hinnatasemete sarnastumist välise-, ning suhteliste hindade sarnastumist sisemise hinnaühildumisena. Esimene neist toimub avatud sektoris ja teine seisneb varjatud sektori hinnataseme sarnastumises avatud sektori hinnatasemega.

Need lihtsustused on empiirilisel modelleerimisel olulised selle poolest, et lubavad ühtses teoreetilises raamistikus eraldi hinnata avatud ja varjatud sektori inflatsiooni võrrandeid.

Väline hinnaühildumine hõlmab kõige lihtsamal käsitluses kolme näitajat: inflatsiooni, hinnataset ja tulu(taset). Ühildumise kestvuse suhtes kehtivad eeldused:

1. inflatsiooni ühildumine lõpeb koos hinnataseme ühildumisega;
2. hinnataseme ühildumine lõpeb koos tulutaseme ühildumisega ja
3. inflatsiooni ühildumine lõpeb koos tulutaseme ühildumisega (tuleneb ϕ_1 ja ϕ_2)⁸.

Sisemise ühildumise kestvus piirneb varjatud sektori hinnataseme samastumisega avatud sektori hinnatasemega ja selle vormideks on kulude katmise (*cost-recovery*) protsess, hindade liberaliseerimine, hindade-tariifide administratiivne tõstmine jne. Levinud on arvamus, et sisemine ühildumine on seotud ka Samuelson-Balassa protsessiga⁹. Eesti inflatsioonimudeli hindamisel üritasime sisemist ühildumist käsitleda nii Samuelson-Balassa kui ka teistes vormides.

1.2. Väike ja avatud majandus

Väikese ja avatud majanduse jaoks on oluline inflatsiooni rahvusvaheline ülekandumine, mis sisemaist inflatsiooni mõjutab läbi:

- 1) välismaise nõudluse suurenemise;
- 2) imporditud tootmissisendite hinnamuutuse;
- 3) imporditavate asenduskaupade hinnamuutuse¹⁰;
- 4) koduvaluuta devalveerimise/reaalse odavnemise;
- 5) välismaa intressitaseme languse, millele järgneb kapitali sissevool;
- 6) Samuelson-Balassa protsessi.

Mudeli hindamisel käsitlesime ilmsel kujul esimest kolme momenti.

⁸ Ehk ELi ühinemisterminitesse tõlgituna - nominaalne ja reaalne ühildumine lõppevad samaaegselt.

⁹ Eesti puhul kinnitavad seda näiteks Vörk (1998) ja Raim (1999). Kuid sellel veendumusel on ka vastaseid. Samuelson-Balassa protsessi kehtivuse siirdemajanduses on kahtluse alla seadnud näiteks Ito, Isard ja Symansky ((1999), lk 126). Samuelson-Balassa protsessi kehtivuse diskussiooni kohta vt ka Devereux (1999).

¹⁰ Punktid 2 ja 3 on tõenäoliselt seotud turu hinnastamise ilminguga (vt Faruquee (1995), Krugman (1987), Kadiyali (1997), Eesti kohta Sepp (1999), Leppä, Martihhina, Meriküll (1999)).

1.3. Valuutakomitee

Kuna Eesti majanduskorraldus toetub suhteliselt unikaalsele rahasüsteemile, valuutakomiteele, siis on loomulik, et majandusprotsesside modelleerimisel tuleb arvestada just seda spetsiifilist raamistikku.

Inflatsiooni seisukohast on oluline valuutakomiteele iseloomulik endogeenne rahapakkumine. Täiuslike ootuste (*perfect foresight*) ja täiusliku konkurentsi korral kehtib maksebilansi monetaarsest käsitlusest (MABP) tuntud skeem: inflatsioon → rahanõudlus → rahapakkumine → välisreservide muut¹¹. Seetõttu pole mitte rahapakkumine inflatsiooni tegur, vaid vastupidi¹².

Kuid ka reaalsemate eelduste korral - loobudes täiuslikest ootustest ja turgudest - leiame märke selle põhjusliku seose kehtivuse kohta. Valuutakomitee režiimi tulemuslikkust inflatsiooni ohjamisel tunnistavad ka empiirilised uurimused¹³.

Eeldusel, et nõudluse juhitud endogeenne rahapakkumine välistab liiase rahapakkumise, inflatsioonilise surve ja kiire hinnakasvu, tõestab valuutakomiteele iseloomulik suhteliselt madal inflatsioon kaudselt ka endogeense rahapakkumise olemasolu.

Sama kinnitab ka inflatsiooni modelleerimisel tehtud Eesti andmete esialgne analüüs. Vaatlesime rahapakkumise ja inflatsiooni lühiajalist seost, kasutades THI ja M1 aegridade esimest järku diferentse. Grangeri põhjuslikkuse testidest ilmnes, et inflatsioon mõjutab rahapakkumist (viitaegadega 3 ja 4 kvartalit).

Ülalöeldust lähtudes ei ole otstarbekas rahapakkumist inflatsiooni modelleerimise käigus inflatsiooni võrrandisse lülitada.

Valuutakomiteel ja endogeensel rahapakkumisel on ilmne seos ka inflatsiooniootustega. Valuutakomitee korral on majandusagentide ootustest välistatud hirm tavapärasele keskpangale omase suvalise rahapoliitika ees.¹⁴ Seega pole monetaarvõimu suval ning selle (oletataval) efektil inflatsiooni jaoks tähtsust. Tänu sellele on valuutakomiteele iseloomulik kõrgem usaldusväärsus ning muudel võrdsetel tingimustel ka tagasihoidlikum inflatsiooniootus.

1.4. Turumajanduse inflatsioonimudelid

Tüüpilised suletud turumajanduse inflatsioonimudelid sisaldavad Okuni seadust ning Phillipsi kõverat (edaspidi tähistatud *PC*), kõige sagedamini aga spetsifikatsiooni, mis

¹¹ Blejer, M.J. ja Frenkel, J.A. (1992) *Monetary Approach to the Balance of Payments. The New Palgrave - Dictionary of Money & Finance*, pp 724-727).

¹² Vabastame siinkohal endogeense rahapakkumise välistest mõjututustest - näiteks välisteguritest põhjustatud kapitali sissevoolust.

¹³ Ghosh, Gulde ja Wolf (1998) näitavad, et inflatsioon on valuutakomitee korral ~4%punkti madalam kui teiste seotud kursirežiimide korral. Valuutakomitee eelist inflatsiooni pidurdamisel võrreldes muude rahasüsteemidega rõhutavad oma empiirilises uuringus ka McCarthy ja Zanalda (1996).

¹⁴ Majandusagentide ootuste jaotumist kaheks komponendiks: inflatsiooniootusteks ning ootusteks keskpanga käitumise suhtes, samuti taoliste ootuste efekte kirjeldavad Tarka ja Mayes (1999).

need ühendab¹⁵. Viimasest, tõsi, teatud muudatustega, lähtusime ka Eesti inflatsiooni modelleerimisel.

Mõnes mõttes on meie mudeli aluseks olnud PC teoreetiline käsitlus iganenud. Kaasaegseid inflatsioonimudeleid hinnatakse süsteemina, kus üheaegselt otsitakse nii SKP lõhet (*GDP gap*) kirjeldavat, kui ka PC võrrandit¹⁶. Sealjuures esitatakse PC mitte ainult inertsiootuste ja nõudlustegurite abil, vaid ka pakkumispoolsete tegurite funktsioonina. Meie koostasime mudeli, mis hindab SKP lõhet ja PCd eraldi. Nii väljendab meie mudelis pakkumispoolseid šokke üksnes hinnamuutus. SKP lõhe (või tasakaalulise ehk pikaajalise arengutrajektoori kohane toodang) jääb meie mudelis šoki korral muutumatuks, kuigi tegelikkuses mõjub šokk ka sellele.

Jättes kõrvale meie aspektist mitteolulised ootused, võib kokkuleppelise PC järgi inflatsiooni esitada kui funktsiooni SKP lõhest ja muudest teguritest (näiteks välismaisest inflatsioonist π^x): $\pi = \alpha + \beta_1 * \text{gap} + \beta_2 * \pi^x$. Parameeter α on tasakaaluline (muutumatu suurusega) inflatsioon. Tasakaalulise inflatsiooni muutumatuse eeldus on enam-vähem kehtiv suhteliselt stabiilse arenenud turumajanduse korral. Siirdemajanduses on see dünaamilisem. Siirdemajandusele on iseloomulik ajas erineva intensiivsusega kulgev hinnaühildumine. Kui esitada tasakaaluline inflatsioon ajafunktsioonina $f(t)$, siis $\pi = f(t) + \beta_1 * \text{gap} + \beta_2 * \pi^x$.

Modelleerimisel selgus, et $f(t)$ määratlemisel peame toetuma eksperthinnangule. Seetõttu ei saa $f(t)$ d käsitleda pelgalt statistiliste testide ning kriteeriumide abil. Olulised on just sisulised tunnused. Nii hindasime inflatsioonimudelit kahes järgus:

1. kõigepealt hindasime $f(t)$ ning
2. seejärel arvutasime inflatsiooni lühiajalise komponendi ($\pi - f(t)$) ja hindasime võrrandit $\pi - f(t) = \beta_1 * \text{gap} + \beta_2 * \pi^x$.

PCsse lisasime ootused (π^e): $\pi = f(t) + \beta_1 * \text{gap} + \beta_2 * \pi^x + \beta_3 * \pi^e$. Majanduskirjanduses esitatakse ootusi sisaldav PC kahel, nn vanal ja uuel kujul. Uue PC iseloomulikuks jooneks on ettevaatavad ootused, seda ka piirkulude tuleviku voo suhtes¹⁷. Vana PC seevastu näitab inflatsiooni sõltuvust varasemast SKP lõhest.

Kuivõrd praktikas esineb kummagi mudeliga sobivat hinnakujundust, siis on inflatsiooni empiirilisel modelleerimisel otstarbekas edasi- ja tagasivaatavad ootused vana ja uue PC kombineerimise (hübriid-PC (vt Gali ja Getler(1999), lk 7)) abil ühendada.

Eesti inflatsioonimudeli koostamisel loobusime hübriid-PCst ja lähtusime üksnes vanast. Sellise valiku tingis meie võimetus uut PC (komponenti) määratleda. Osalt oli selle põhjuseks infovaegus, osalt käitumismustri oletatav muutus, osalt senised

¹⁵ Näiteks Berg ja Lundkvist (1997); Laxton, Isard, Faruquee, Prasad ja Turtelboom (1998); Mikkelsen (1998); Hea ülevaade teemast on väljaandes *Bank of England* (1999).

¹⁶ nn *system estimates of potential output and NAIRU*, vt Apel ja Jansson (1998 ja 1999).

¹⁷ Allikad ja tuletamine vt Gali ja Getler (1999), lk 3-6.

ebaõnnestumised tulevikuootuste kasutamisel¹⁸. Eesti andmetel pole ettevaatavate hinnaootuste kasutamine edukaks osutunud.

2. Alusinflatsioon

Inflatsioonimudeli muutujad (sh need, mida kasutasime modelleerimisel, kuid mis lõplikus mudelis olulisteks ei osutunud) on ära toodud lisas 1. Kasutatud lähteandmete allikad ja olemus on ära toodud lisas 2.

Välist hinnaühildumist üritasime määrata seoses reaalse ühildumisega¹⁹ võrrandite $THI_TR_LR = f(t, SKP \text{ per capita})$ ja $THI_TR_LR = f(t, SKP)$ abil. Kuid tulemused osutusid ebarahuldavaks nii sisulises kui ka statistilises tähenduses.

Sisemise hinnaühildumise määramisel lähtusime Samuelson-Balassa protsessist, mille teisenditena proovisime variante:

$$THI_NT_LR = f(W_NT, TOOTLUS_NT);$$

$$THI_NT_LR = f(W_NT) \text{ ja}$$

$$THI_NT_LR = f(TOOTLUS_NT)$$

Sellegi katse tulemus oli nii sisult kui ka statistiliselt ebarahuldav. Kokkuvõttes ei õnnestunudki alusinflatsiooni nõ protsessi olemusest lähtuvalt hinnata. Seetõttu avaldasime alusinflatsiooni võrrandi trendina, mille määratlesime ajafunktsioonina, ARMA protsessina, libiseva keskmisena või HP filtrina. Parima tulemuse andis esimene määratlus.

Esialgu võib tunduda, et trendi kasutamine on siinkohal kunstlik lähenemisviis²⁰. Kuid adekvaatne trend peegeldab muutuja pikaajalist arengutrajektoori ja viimane on tegelikus majanduses kooskõlas teiste näitajate pikaajaliste trajektooriga²¹. Nii sisaldab ka trendina õigesti määratletud pikaajaline alusprotsess sisult ja statistiliselt usaldusväärset tulemust ning seda tootvaid/tingivaid protsesse.

2.1. Ajafunktsioon

Aegridasid silusime kujul $\sqrt[4]{4}$ kvartali hinnaindeks -1 . Aegride visuaalse hinnangu ning ühildumiseelduste põhjal valisime silumisfunktsioonide kujuks $0,003 + \frac{cI}{t^{c2}}$.

¹⁸ Vastavalt Gali ja Getleri analüüsile on hinnakujundajate käitumises valdav just ettevaatav käitumine (Gali ja Getleri (1999), lk 15-16). Ainult tagasisivaatavate ootuste kasutamise vastu räägib seegi, et need on adekvaatsed vaid stabiilse struktuuriga majanduse korral (*Bank of England* (1999, lk 83)). Eesti majandus vaadeldud perioodil seda kindlasti ei olnud.

¹⁹ Probleemi püstitus vt Sepp (1996).

²⁰ Pikaajalise alusprotsessi määratlemine formaalse funktsioonina (HP või Kalmani filter, trend, libisev keskmine jne) ning lühiajalise komponendi eritlemine detrendeerimise teel on levinud meetod, eriti reaalse äritsikli mudelites (vt Kydland ja Prescott (1990), Niemera ja Klein (1994), Scacciavillani ja Swagel (1999)). Taoline detrendeerimine on levinud ka inflatsiooni modelleerimisel, eriti Phillipsi kõvera kontekstis (vt Gali ja Getler (1999), lk 6).

²¹ Omaette küsimus on kooskõlaliste arengutrajektoorige vahetõrge tasakaaluliste trajektoorige. Järgnevas oletame, et kooskõlalises sisaldab ka tasakaalulise omadust.

Trendi hindamisel on võrrandi vabaliige 0,003 etteantud (so $\approx \sqrt[4]{1,012} - 1$, kus 1,012 on Eesti ELi kaubanduspartnerite²² kaalutud keskmine aastainflatsioon (edaspidi ELi inflatsioon) ajavahemikus IV kv 1994 – II kv 1999), millele trendid lähenevad t (so lineaarne trend, I kv 1990 $t=0$) lähenedes lõpmatusse eeldades, et $c>0$. See väärtus on tõlgendatav inflatsiooni tasemena, milleni meie inflatsioon alaneb ühildumise lõppemisel. Trendi võrrandite hindamise tulemused on kokkuvõtlikult toodud tabelis 2.1 ja joonisel 2.1.

Tabel 2.1 Trendi võrrandite hindamise tulemused

Hinnaindeks	Akronüüm	C1	C2	Hindamise periood
Avatud sektor	THI_TR_LR	67,76	2,4	I kv 94 – II kv 99
Varjatud sektor	THI_NT_LR	407,74	2,7	I kv 94 – II kv 99
Tootjahinnad	TOHI_LR	4494,97	3,7	IV kv 94 – II kv 99
Impordi deflaator	DEF_M_LR	466,90	3,0	I kv 94 – II kv 99
Ekspordi deflaator	DEF_X_LR	2477,53	3,5	III kv 94 – II kv 99
SKP deflaator	DEF_SKP_LR	71,51	2,3	II kv 94 – II kv 99

Tegelike aegridade ja trendi kaudu saadud jääkliikmete statistilised omadused on toodud tabelis 2.2.

Tabel 2.2 Ajafunktsiooni jääkliikmeid kirjeldavad statistikud

	RES_THI_NT	RES_THI_TR	RES_TOHI	RES_DEF_M	RES_DEF_X	RES_DEF_SKP
Keskmine	-0.001911	-0.000667	-0.001203	-0.001760	-0.001235	-0.000692
Mediaan	-0.003945	0.000492	0.001172	-0.003291	-0.000384	-0.001818
Maksimum	0.030974	0.015852	0.011091	0.011895	0.011434	0.016922
Miinum	-0.018944	-0.015050	-0.016242	-0.017388	-0.019596	-0.016273
St. hälve	0.011655	0.008460	0.007415	0.008724	0.008341	0.009663
Asümmeetria kordaja	0.962202	0.268675	-0.677445	0.158022	-0.468174	0.036087
Ekstsess	4.267818	2.403326	2.685004	2.025856	2.652588	1.978235
J-B statistik	4.646859	0.591034	1.531836	0.961437	0.831204	0.918060
J-B tõenäosus	0.097937	0.744147	0.464907	0.618339	0.659943	0.631896
Vaatlusi	21	22	19	22	20	21

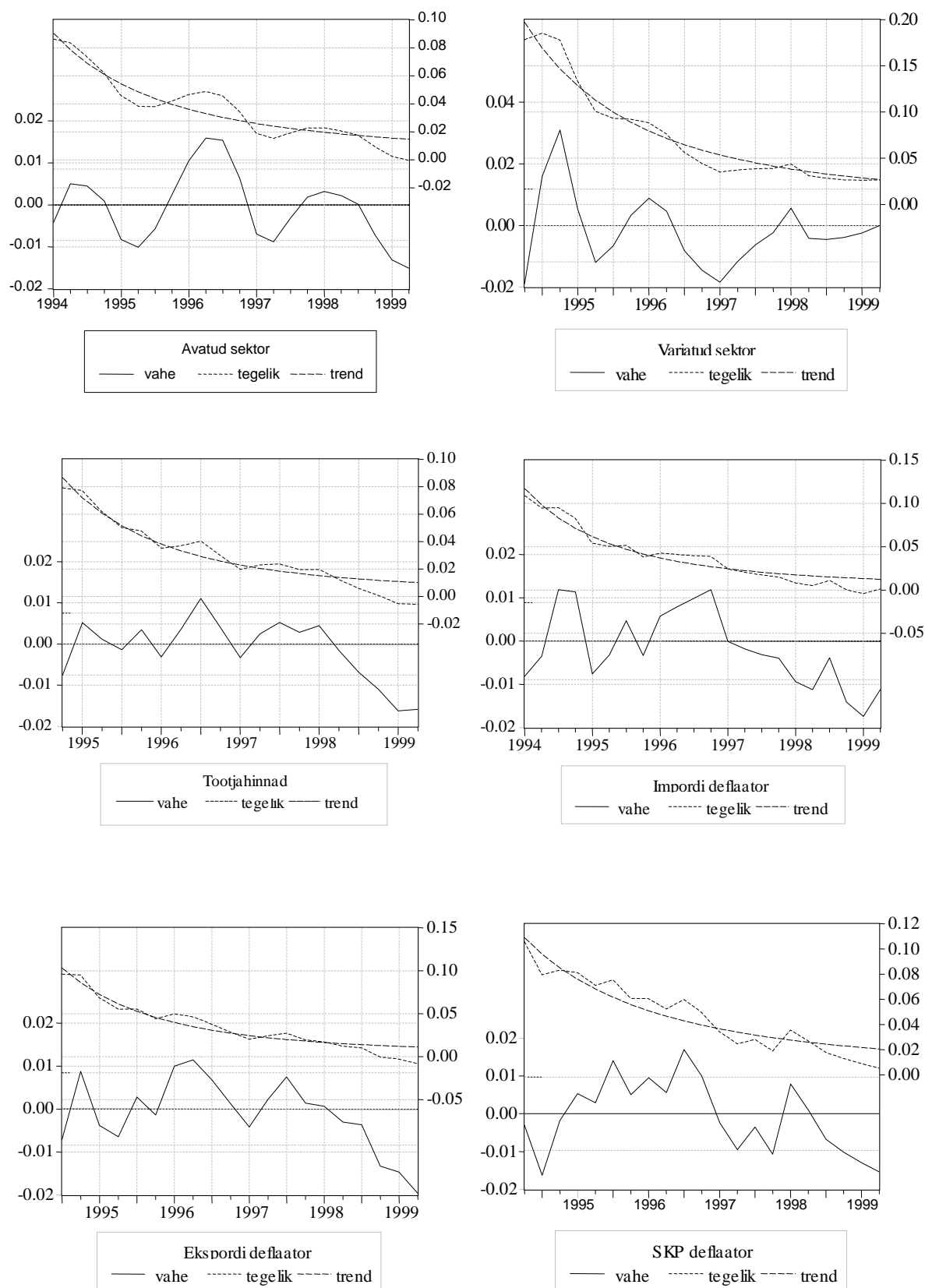
Jarque-Bera testi põhjal järeldub, et RES_THI_NT ei ole suure tõenäosusega normaalselt jaotunud. Normaalkajutusele lähim on RES_THI_TR . Normaalkajutust meenutavad mõneti ka kõigi ülejäänud deflaatorite jääkliikmete kajutused.

Tabel 2.3 Jääkliikmete statsionaarsus

	Hinnang statsionaarsuse kohta	Olulisus (%)	ADF testi protokoll
RES_THI_TR	Statsionaarne	5	Lisa 3.1
RES_THI_NT	Statsionaarne	1	Lisa 3.2
RES_TOHI	Mittestatsionaarne		Lisa 3.3
RES_DEF_M	Statsionaarne	10	Lisa 3.4
RES_DEF_X	Mittestatsionaarne		Lisa 3.5
RES_DEF_SKP	Statsionaarne	10	Lisa 3.6

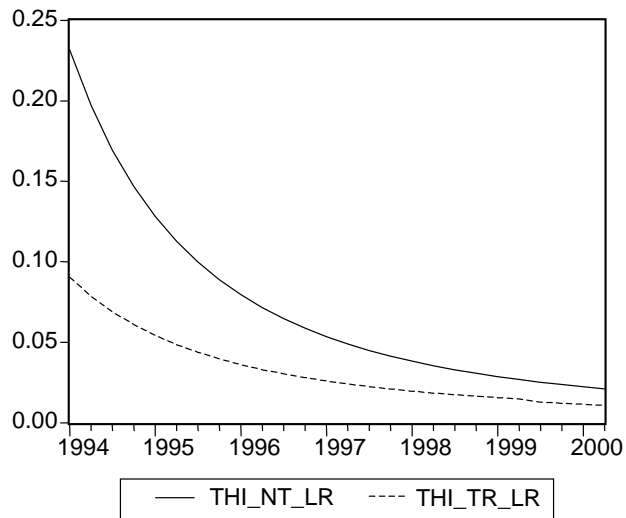
²² Soome, Rootsi, Taani, Saksamaa ja Holland

Saadud jääkliikmed on enamasti statsionaarsed (vt tabel 2.3). *RES_TOHI* ja *RES_DEF_X* aegridade mittestatsionaarsus on tingitud nii tootjahindade kui ka ekspordi deflaatori pidevast alanemisest ajavahemikus II kv 1998 – II kv 1999.



Joonis 2.1 Hinnaindeksite tegelik väärtus, trend ja nende vahe

2.2. Sisemine hinnaühildumine



Joonis 2.2 Avatud ja varjatud sektori trendid

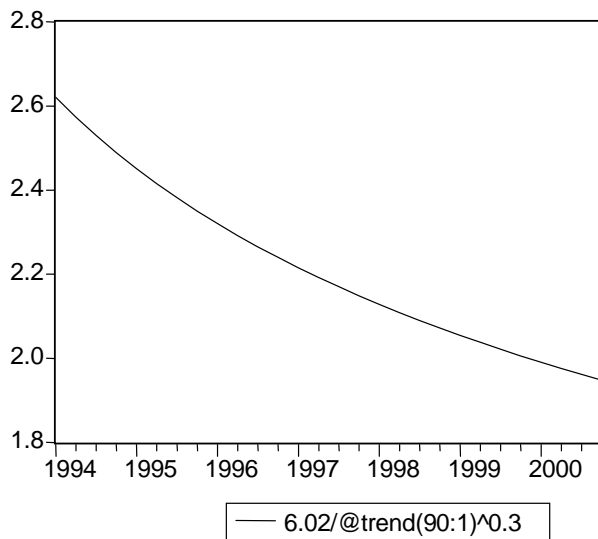
Et avatud ja varjatud sektori trendid (joonis 2.2) on ajafunktsioonid, siis saab $THI_NT_LR_i$ avaldada $THI_TR_LR_i$ kaudu:

$$\begin{aligned}
 THI_NT_LR &= 0,003016 + \frac{407,736}{@trend(90:1)^{2,7}} \Rightarrow THI_NT_LR - 0,003016 = \\
 &= \frac{407,736}{@trend(90:1)^{2,7}} = \frac{67,755}{@trend(90:1)^{2,4}} \cdot \frac{6,02}{@trend(90:1)^{0,3}} = \\
 &= (THI_TR_LR - 0,003016) \cdot \frac{6,02}{@trend(90:1)^{0,3}} \Rightarrow \\
 &\Rightarrow THI_NT_LR = 0,003016 + (THI_TR_LR - 0,003016) \frac{6,02}{@trend(90:1)^{0,3}}
 \end{aligned}$$

Seega THI_NT_LR on ELi inflatsiooni ja $\frac{6,02}{@trend(90:1)^{0,3}}$ korda avatud sektori

hinnaindeksi ELi inflatsioonist erinevuse summa, kus kordaja $\frac{6,02}{@trend(90:1)^{0,3}}$

(joonisel 2.3) näitab, mitu korda on varjatud sektori hinnaindeksi erinevus ELi inflatsioonist suurem avatud sektori hinnaindeksi erinevusest ELi inflatsioonist. Sisemist hinnaühildumist näitab võrrandi parema poole teine liige.



Joonis 2.3 Avatud ja varjatud sektori hindade ühildumise tegur

2.3. Trendi hindamise muud viisid

Lisaks ajafunktsioonile üritasime inflatsiooni trende hinnata teistegi meetoditega. Selleks kasutasime aegridade silumisel analüütilisi tehnikaid: ARMA mudelit, HP filtrit ja ka libisevat keskmist.

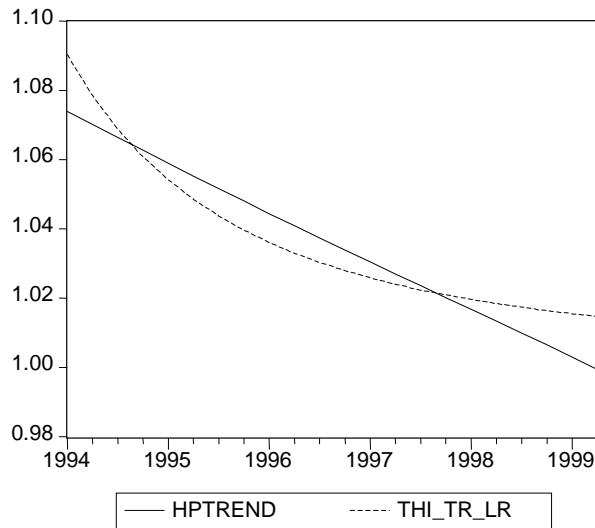
Ajafunktsiooniga võrreldes puudub neil meetoditel (vähemalt jääkliikmete omaduste poolest) statistiline eelis.

Esmasel lähenemisel tundub, et ARMA ja libiseva keskmise plussiks on nende kõrgem peegeldustäpsus (vt determinatsioonikoefitsiente jmt lisades 4.7 - 4.9). Kuid see on petlik mulje, sest analüütiliste tehnikate abil määratud trendi alusel pidanuks inflatsiooni ühildumine lõppema 1999. aastal.

Kuigi sellise tulemuse põhjus - viimaste kvartalite inflatsiooni ebatüüpiliselt madal tase majandustsükli langusfaasi tõttu - on ilmne, ei muuda see siiski ühildumise varast lõppu reaalsemaks. Tegelikult tingib ostujõu tasemete erinevus ühildumisprotsessi jätkumise ka järgmisel aastal ning hiljemgi. See asjaolu oligi põhjuseks, miks loobusime inflatsioonimudeli koostamisel aegridade silumise analüütilistest tehnikatest ning eelistasime ajafunktsiooni.²³

Hea ettekujutuse analüütilise tehnika ning trendiga saadud käsitlemise põhimõttelisest erinevusest ühildumise käsitlemisel annab joonis 2.4

²³ Lisaks äritsükli erinevatele faasidele sisaldab vaatlusperiood ka struktuurinihkeid. Üldiselt loetaksegi HP filtri, nagu teistegi formaalsete detrendeerimise viiside, üheks puuduseks just ebasobivust struktuursete muutuste korral (vt Scaciavillani ja Swagel (1999, lk 9)).



Joonis 2.4. Trendide erinevused

2.4. Ajafunktsiooni tõepära hinnang

Tõepära hindamiseks võrdlesime ajafunktsiooniga prognoositud ühildumise trajektoori tema tõepärase horisondiga.

Tõepärase horisondi tuletasime Eesti hinna- ja SKP tasemest mudeli hindamisperioodi lõpus, mille arvutasime 1996. aasta kohta läbiviidud Euroopa võrdlusprogrammi ja regulaarse statistika andmetel.

1996. aastal oli Eesti hinnatase 32% Eesti suurimate tööstusriikidest kaubanduspartnerite (Soome, Rootsi, Taani, Saksamaa, Holland, USA) kaalutud keskmisest hinnatasemest. Nende riikide kohta arvatud REER oleks perioodil 1996. aasta lõpp kuni 1999. aasta II kvartal 1,16. Seega, 1999. aasta II kvartalis oli Eesti hinnatase nende riikide suhtes hinnanguliselt 37%.

1996. aastal oli Eesti SKP ühe elaniku kohta ostujõu pariteedi alusel 31,6% Eesti suurimate tööstusriikidest kaubanduspartnerite tasemest. Neis riikides kasvas SKP 1999. aasta II kvartaliks 8,7%, Eestis aga 13%. Eelneva põhjal oli Eesti SKP 1999. aasta II kvartalis ~33%²⁴ partnerite tasemest.

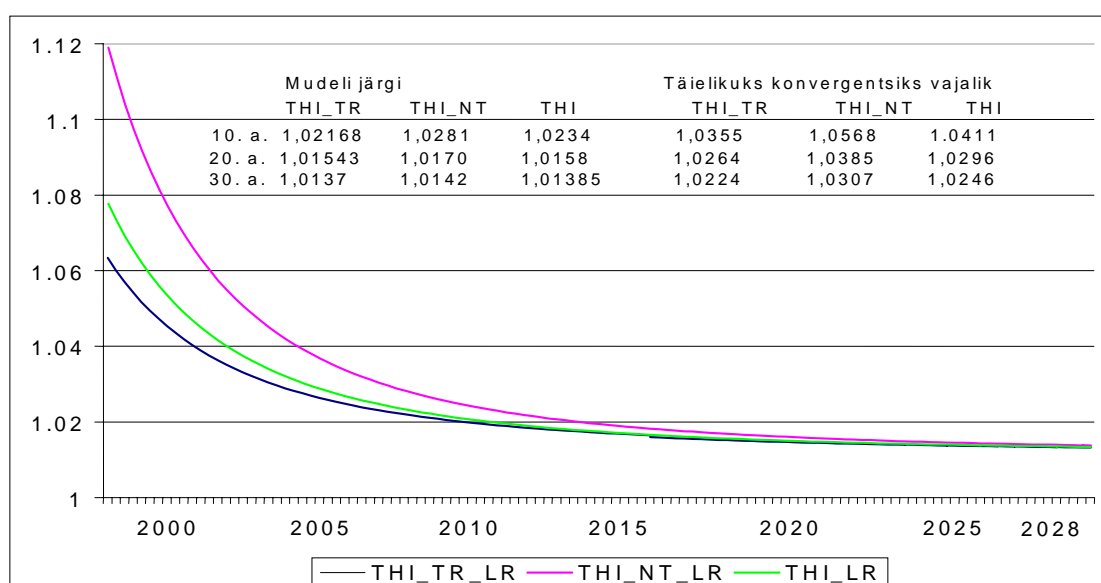
Tõepärase horisondi leidmisel kasutasime järgmisi lihtsustavaid eeldusi:

- 1) hinna ja SKP ühildumine tähendab 100%list samastumist (st, et pärast ühildumisprotsessi lõppu on Eesti ja välismaa hinnatasemed võrdsed);
- 2) hinna ja SKP ühildumine lõppevad umbes üheaegselt;
- 3) hinna ja SKP ühildumise tempod on umbes võrdsed;
- 4) ühildumine toimub püsiva tempoga (kuigi ekslik, lihtsustab selline eeldus arvutusi, sest saame kasutada aastakeskmist kasvutempot).

²⁴ Arvestamata ostujõu pariteedi muutust.

Tõepärase horisondi leidmisel otsisime ühildumise sellist kestvust, mille korral hinna ja SKP kasvutempod oleksid ligilähedased ning vastuvõetavas vahemikus. Ilmnes, et kasvutempod jäävad umbes ühele tasemele ($\sim 3\%$ ²⁵) juhul, kui ühildumisperioodi pikkus on 35...40 aastat. Selle lugesimegi ühildumise tõepäraseks horisondiks.

Kahjuks ilmnes ajafunktsiooniga määratud trendi kontrollimisel, et sellega määratud tarbijahinna inflatsiooni ühildumise horisont ei vasta sugugi tõepärasele. Mudeli kohaselt lõpeb inflatsiooni ühildumine küll 30 aastaga (vt joonis 4.5), kuid sealjuures viib mudeliga prognoositud inflatsioonimäär hinnataseme vaid $\sim 55\%$ ni²⁶ ELi hinnatasemest. Tulemus on selges vastuolus eeldusega, mille kohaselt inflatsiooni ja hinnataseme ühildumine lõppevad teineteisele lähedastel tähtaegadel²⁷.



Joonis 4.5 THI, THI_TR, THI_NT pikaajalised trendid

Järeldused:

1. Kui uskuda, et ülaltoodud mõttekäik on tõene, siis ei peegelda mudeli trend tegelikku pikaajalist ühildumist;
2. Trend näitab ühildumist mingi lühema perioodi vältel. Hiljem režiim muutub ning tekib uus trend;
3. Mudeli trend on inflatsiooni praktilisel modelleerimisel kasutatav kuni keskpika perioodi lõpuni. Siis tuleb see asendada uuega. Praeguste teadmiste alusel peame keskpika perioodi kestvuseks umbes kahte aastat.

²⁵ Oluline on rõhutada, et kõneldud kasvutempod näitavad lisakasvu võrdlusbaasi suhtes, st toodud kasvutempod iseloomustavad ulatust, mille võrra peab Eesti majanduse kasv võrdlusalust ennetama.

²⁶ Et 30 aastaga hinnataseme lõpliku ühildumiseni jõuda, peaks aastane THI olema 4,6%.

²⁷ Vastuolu ei teki juhul, kui välismaine inflatsioonimäär on null, mis on aga selgelt ekslik oletus.

3. Hälbe võrrandite hindamine²⁸

3.1. Avatud sektor

$$RES_THI_TR = 0.5281*RES_DEF_M - 0.0967*GAP_RSKP(-1) + 0.151*RES_THI_NT(-1) + \\ + 0.0063*DME_9504_9603 - 0.003*DME_9501_9503 + 0.5135*RES_THI_TR(-1) - \\ - 0.3701*RES_THI_TR(-2)$$

Võrrandis on neli põhiprotsessi:

- 1) nõudluse mõju, mida peegeldab SKP lõhe GAP_RSKP²⁹. Kuigi see on vastuolus valuutakomitee endogeense rahapakkumisega, proovisime nõudluse lähendmuutujana ka rahapakkumist M2/SKP differenttsina³⁰;
- 2) sisestuv inflatsioon pakkumispoolse tegurina, mida peegeldab impordihindade indeksi hälve trendist (RES_DEF_M). Proovisime ka nominaalset efektiivset vahetuskurssi (NEER) selle erinevatel kujudel, kuid see osutus vähem sobivaks;
- 3) inflatsiooni sisemine kandumine varjatud sektorist avatud sektorisse hinnauhildumist saatva tagasisidena, mis toimub esmalt avatud sektoris, kust see kandub varjatud sektorisse. Teatud juhul võib ka varjatud sektor ise täita ühildumisveduri rolli. Näiteks kui (aktiivsete administratiivsete sammude tulemusena) varjatud sektori hinnakasv osutub tasakaalulisest suuremaks. Et varjatud sektori hinnad mõjutavad mitmeti (näiteks sisendina jne) ka avatud sektori hindu, siis hinnad kokkuvõttes tõusevad;
- 4) tagasivaatav kohanemisprotsess, mida peegeldavad selgitatava muutuja kaks viitajaga liiget.

Nõudluse mõju ja sisestuva inflatsiooni tõttu on avatud sektori hinnavõrrand sarnane PCle. Seega toob nõudluse kasv pakkumise suhtes kaasa hüviste kallinemise, nõudluse alanemine aga odavnemise. Samas tuleb tähele panna, et võrrandi muutujate kuju (hälbed trendist) tõttu pole GAP_RSKP tõlgendatav tavapärase PC kohaselt. Viimase korral peegeldab parameeter kõvera tõusunurka, mis omakorda määrab inflatsiooni elastsuse GAP_RSKP suhtes. Avatud sektori võrrandil taoline sisu puudub. Inflatsiooni elastsuse selgitamiseks tuleb simuleerida SKP lõhe šoki efekti (vt ptk 4). Ka ei tasu ennast eksitada lasta selle parameetri väikesest väärtusest. See tuleneb muutujate suurusjärgude erinevusest.

²⁸ Võrrandite statistilise diagnostika protokollid on toodud lisa 4.

²⁹ Negatiivne kordaja on tingitud GAP_RSKP arvutuskäigust (vt lisa 2), mille kohaselt see on positiivne, kui majanduse kogupakkumine on alla pikaajalise trendi ja vastupidi.

³⁰ Rahapakkumise roll nõudluse, seega ka SKP lõhe esilekutsumisel ilmneb järgmisest teisendusest: üldtunnustatud IS-võrrand $Y = C[(1-k)Y] + I[(i-\pi)] + G$ on teisendatav kujule $yd = \zeta g + \theta(m-p) + \psi\pi$, kus g on avaliku sektori nõudlus, m - rahapakkumine, p - hinnatase, π - inflatsiooniootus ja ülejäänud tähised on võrrandi parameetrid. Sellel juhul peavad muutujad olema spetsifitseeritud järgmiselt $Y = G^{\alpha} e^{-\eta(i-\pi)}$ ja $M/P = Y^{\alpha} e^{-\beta i}$, kreeka tähed (va π) on võrrandite parameetrid. (Scarth (1996), lk 74)

Impordi ja varjatud sektori hindade mõju tõlgendamine on lihtne: kummagi hüviserühma tasakaalulisest suurem kallinemine tingib ka avatud sektori hindade kallinemise (kerkimise üle tasakaalulise).

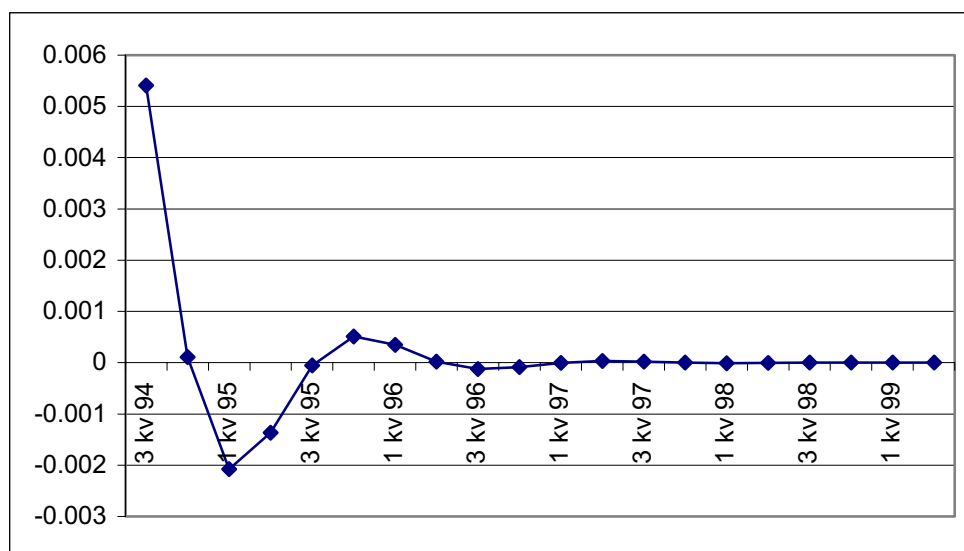
Fiktiivsetel muutujatel majanduslikku tõlgendust ei ole. Need aitavad kõrvaldada jääkliikme rea süstemaatilist komponenti:

DME_9501_9503 = 1 perioodil I kv 1995 kuni III kv 1995 ja

DME_9504_9603 = 1 perioodil IV kv 1995 kuni III kv 1996.

Tagasivaatava kohanemisprotsessi tõlgendamine on suhteliselt keeruline. Kvartaalse viitajaga liiget võib formaalselt tõlgendada kohanemisprotsessi osana. Teine viitajaga liige *RES_THI_TR(-2)* väljendab veaparanduse protsessi. Kokkuvõttes saame niisiis kohanemis- ja veaparanduse protsesside seose.

Kohanemisprotsess on suhteliselt kiire. Selle kestvust/kiirust peegeldab aeg, mis kulub tasakaalulisest erineva inflatsiooni alanemiseks/tõusuks tasakaaluliseni. Võrrandi järgi taandub avatud sektoris inflatsioonihälbe ühe standardhälbe suurune šokk umbes kahe aastaga (vt joonis 3.1.).



Joonis 3.1 RES_THI_TR 1 standardhälbe suuruse šoki (II kv 94) kohanemiskõver

Tagasivaatav kohanemisprotsess on mõneti inflatsiooni inertsi jäikuse väljundiks. Paraku pole selle inertsi allikad Eestis selged. Eriuringut nõuab küsimus, kas inertsi põhjusi tuleb otsida neo-keynesiaanlikus, neoklassitsistlikus või neoklassikalise sünteesi paradigmas (vt Goodfriend ja King (1997), Walsh (1998)). Konkreetseid põhjusi teadmata võib inflatsiooni inertsi tõlgendada nagu Apel ja Jansson (1999, lk 378) väites, et inertis tuleneb ootustest, nominaalsetest lepingutest, osalisest informatsioonist ja muust taolisest.

3.2. Varjatud sektor

Varjatud sektori inflatsiooni võrrandit hindasime kahel kujul :

- a) analoogiliselt teiste deflaatoritega, juuritud nelja kvartali indeksi hälbena trendist ja
- b) erandlikult kvartali ahelindeksi hälbena trendist.

Inflatsioonimudelisse lülitasime viimase kuju. Juuritud nelja kvartali indeksi hälbe võrrand on statistilises mõttes küll rahuldav, kuid sisult jääb liiga nõrgaks.

Juuritud nelja kvartali indeksi hälbe võrrandi kuju on järgmine:

$$RES_THI_NT = 0.447*RES_THI_NT(-1) - 0.29*RES_THI_NT(-2) + 0.0215*DMS_9404 + 0.0084*DMS_9601 + 0.009*(-DME_9604_9701) + 0.0078*DMS_9801 - 0.003*MNEER(-1)$$

Kuigi võrrand on statistiliselt sobiv, ei selgita see kuigivõrd varjatud sektori inflatsiooni kujunemist ja ei sisalda (kui mitte arvestada MNEERi) ühtegi olemuslikku mõjurit³¹.

Lisaks on võrrand ka fiktiivsete muutujate osas liialt suvaline. Fiktiivseid muutujaid võib tõlgendada eluaseme hindade ja tariifide administratiivse muutmise näitajatenä:

- DMS_9404 märgib eluaseme hindade muutust 1994. aasta II kvartalis, mis nelja kvartali indeksi ülesehitusest tulenevalt on kahe kvartali võrra edasi nihutatud;
- DMS_9601 märgib eluaseme hindade muutust 1995. aasta III kvartalis, mis nelja kvartali indeksi ülesehitusest tulenevalt on 2 kvartali võrra edasi nihutatud;
- -DME_9604_9701 on negatiivne fiktiivne muutuja, mis väljendab trendi suhtes toimuva hinnakorrektsiooni pidurdumist 1996. aasta IV kvartalis 1997. aasta I kvartalini³²;
- DMS_9801 märgib eluasemehindade muutust samas kvartalis (1998.a I kv).

Samas ei mahtunud võrrandisse 1997. aasta II kvartalis ja 1999. aasta I kvartalis toimunud suuri eluasemehindade korrektsioone väljendavad fiktiivsed muutujad.

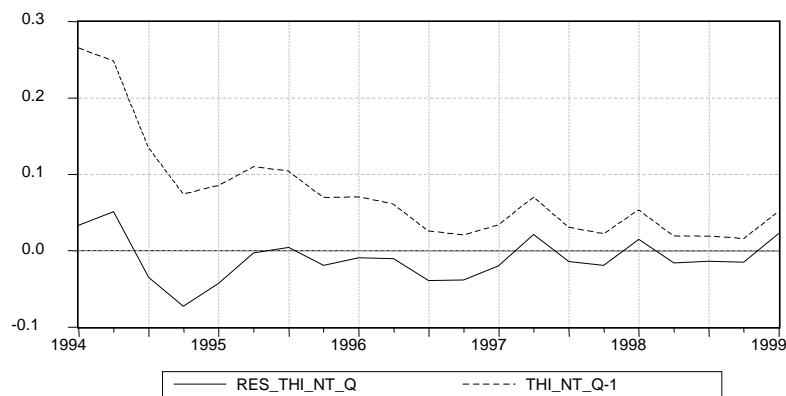
Suvalisuse ja fiktiivsuse vältimiseks proovisime mitmeid võimalusi. Ainukesena andis rahuldava tulemuse kvartaliindeksi võrrand³³, mille kasutamine näitas, et varjatud sektori hinnahälvete rida koosneb vähemalt kahest sisult erinevast poolest, millede eraldusjooneks on 1997. aasta I kvartal. Teist perioodi iseloomustavad:

- a) inflatsioonimäära suhteline püsivus ja
- b) administratiivsete otsuste eriti selge mõju (vt joonis 3.2).

³¹ Selgitavate teguritena katsetasime GAP_RSKP, RES_M1/2, RES_DEF_M.

³² Pidurdumine on määratud võrrandi jääkliikme põhjal.

³³ Kvartaliindeksi hälbe on defineeritud $RES_THI_NT_Q = \text{varjatud sektori hindade kvartaliindeks} - THI_NT_LR - 1$.



Joonis 3.2 Varjatud sektori hindade kvartaliindeks ja kvartaliindeksi hälve trendist

Võrrandi hindamiseks valisime ajavahemiku 1997. aasta I kvartal – 1999. aasta II kvartal ja saime tulemuseks:

$$RES_THI_NT_Q = 0.0342 * DUM_ADMIN - 0.352 * THI_NT_LR(-1)$$

Esitatud võrrand peegeldab eelkõige administratiivsete hinnamuutuste mõju varjatud sektori inflatsioonile³⁴. Selle mõju taust on lihtne. Varjatud sektori põhiosa moodustavad kontrollitud hindadega hüvised. Ainuke viis sektori kaupade hindade hinnataseme üldise muuduga kooskõlastamiseks on administratiivne otsus.

Fiktiivne muutuja DUM_ADMIN näitab administratiivset hinnamuutust, milles on oluline eelkõige eluasemega seotud tariifide ja hindade kasv ning on võrdne ühega 1997. aasta teises, 1998. aasta esimeses ja 1999. aasta esimeses kvartalis, muidu on võrdne nulliga. Neis kvartalites toimusid olulised administratiivsed hinnamuutused (vt ka joonis 5.2):

1997.a II kv: aprillis vesi +26%, kanalisatsioon +17%; mais elekter +34%, gaas +30%, telefon +17%;

1998.a I kv: jaanuaris vesi +28%, kanalisatsioon +13%, elekter +8%;

1999.a I kv: jaanuaris elekter +15%, kanalisatsioon +11%; veebruaris telefon +9%, märtsis gaas +25%.

Võrrandi teine tegur on varjatud sektori trendi viitajaga väärtus, mille mõju tõlgendamine on küll eelmisest keerukam, kuid siiski võimalik. Trendi sisaldav liige määrab justkui raja, millel paiknevad reguleeritud hinnad siis, kui neid administratiivselt ei korrigeerita ja mis läheneb tasakaalulisele trajektoorige. Kuna hindade liberaliseerimine on lõppemas (sellele viitab trendi alanev väärtus), erinevad administratiivselt reguleerimata hinnad trendist aina vähem. Mida edenenem on hindade liberaliseerimine, seda lähemal on reguleeritud hinnad tasakaaluhindadele ning seda väiksem on administratiivselt korrigeerimata hindade hälve trendist.

³⁴ Selgitavate muutujatena katsetati ka GAP_RSKP, RES_M1/2, RES_M_DEF.

3.3. Teised hinnaindeksid

Tootjahindade (RES_TOHI) võrrandi hindamise alguspunktiks valisime 1997. aasta I kvartali. Varasema alguse korral tulnuks võrrandisse lülitada fiktiivne muutuja kas alates 1997. aasta I kvartalist kuni hindamisperioodi lõpuni või hindamisperioodi algusest kuni 1996. aasta IV kvartalini. Esimesel juhul ei olnud fiktiivsele muutujale võimalik anda selget majanduslikku põhjendust ning sellega seoses ei olnud selge ka tema käitumine tulevikus³⁵. Teisel juhul aga andis võrrand teiste hinnaindeksitega mittekooskõlalise *ex ante* prognoosi. Seetõttu loobusimegi fiktiivsetest muutujatest ja hindasime võrrandit alates 1997. aasta I kvartalist.

$$RES_TOHI = -0.1209*(NER_USD_GEOM4Q-1) - 0.1371*GAP_RSKP - 0.0045$$

Võrrand kajastab nii pakkumis- kui ka nõudluspoolsete tegurite mõju hinnakujundusele. Tootjad määravad hinna sõltuvalt:

- a) (imporditud) sisendite hinnast, mida peegeldab dollari kursi muutus. Nominaalkursi indeksi (NER) miinusmärk tuleneb tema arvutusviisist.

$$NER_USD = \frac{USD/EEK}{USD_{-1}/EEK_{-1}}. \text{ Kui } NER_USD > 1, \text{ siis } \frac{USD}{EEK} > \frac{USD_{-1}}{EEK_{-1}} \text{ ehk}$$

dollar odavneb ja kroonides väljendatud impordihinnad alanevad, mis toob kaasa ka üldise hinnalanguse. Vastupidisel juhul - $NER_USD < 1$ – USA dollar kallineb ja impordihinnad tõusevad, ning tulemuseks on üldine hinnatõus³⁶;

- b) nõudlusest, mida peegeldab SKP lõhe. Selle tõlgendus on analoogiline avatud sektori võrrandile.

Impordi deflaatori (RES_DEF_M) võrrand

$$RES_DEF_M = 0.5196*RES_DEF_X + 0.4814*RES_DEF_SKP(-1) - 0.0115*DMS_9802 - 0.0019$$

osutus pärast pikki katsetusi lõpuks statistiliselt vastuvõetavaks. Võrrandi majanduslik sisu jäi siiski raskesti tõlgendatavaks.

Viimast arvestades võinuks impordi deflaatori võrrandist üldse loobuda ja selle mudelist välja lülitada. Prognoosimise aspektist polnud see aga kasulik lahendus, sest RES_DEF_M on avatud sektori hinnaindeksi hälbe võrrandi tegur. Seega tuleb avatud sektori inflatsiooni prognoosimiseks ennustada ka impordi kallinemist-odavnemist, mida on mugav teha mudeli vahenditega koos ülejäänud deflaatorite prognoosimisega.

³⁵ Osaliselt võib fiktiivset muutujat selgitada tootjahindade erineva jäikusega USD odavnemise /kallinemise suhtes, kuid ka selline lähenemine andis küsitavaid tulemusi (tootjahinnad osutusid USD kursi suhtes ülespoole jäigemaks kui allapoole).

³⁶ Proovisime veel teisi võimalikke tootmissisendite indekseid:

- RES_THI_TR = väheoluline, kuna hindamisperioodi lõpu muutused tootjahinnaindeksis eelnevad muutustele avatud sektori hinnaindeksis;
- RES_THI_NT = ebaoluline;
- RES_DEF_M = väheoluline, parema tulemuse andis ainult ühe imporditavate kaupade hindu selgitava teguri – NER_USD – lülitamine võrrandisse (NER_USD käitus paremini kui NER_FIM);
- W_4Q = ei parandanud võrrandi adekvaatsust.

Impordi deflaatori hälvet üritasime modelleerida sõltuvalt välismaisest ning kodumaisest inflatsioonist. Välismaise inflatsiooni näitajana sobinuks suuremate imporditavate kaubagruppide maailmaturu hinna indeksid või Eesti kaubanduspartnerite ekspordihinnad. Nende lähendina proovisime võrrandisse lülitada Soome, Rootsi ning EU15 keskmist tarbijahinnaindeksit, samuti mitmeid vahetuskursi näitajaid, kuid ebaõnnestunult.

Võrrandis osutus oluliseks hoopis ekspordi deflaator, mida võib samuti tõlgendada kui välismaise hinnataseme kaudindikaatorit (eeldades, et Eesti eksportöörid on maailmaturul hinnavõtjad).

Kodumaise inflatsiooni näitajana osutus võrrandis oluliseks SKP deflaator. Lisaks neile teguritele on võrrandis fiktiivne muutuja 1998. a II kvartali kohta ning negatiivne konstant. Nõudluspoolset tegurid (W_4Q, GAP_RSKP, RSKP) olid statistiliselt ebaolulised.

Ekspordi deflaatorit üritasime modelleerida sõltuvana nõudlus- ja pakkumispoolsetest teguritest, st kodumaistest tootjahindadest ja välismaisest nõudlusest ning tarbijahindadest (sh GAP_RSKP, W, RES_THI_TR, NEER, XNEER ja tööstusriikidest kaubanduspartnerite kaalutud keskmine RSKP kasv). Neist osutusid statistiliselt oluliseks vaid kodumaised tootjahinnad, mis võrrandi

$$RES_DEF_X = 0.9714 * RES_TOHI$$

kohaselt kirjeldavad determinatsiooni kordaja järgi umbes 90% kogu ekspordi deflaatori variatsioonist. Välismaised hinnaindeksid ja teised näitajad statistiliselt oluliseks ei osutunud. Oluliseks osutus küll USD kurss, kuid sellestki pidime loobuma, sest see muutis *ex ante* prognoosid ebausutavaks.

SKP deflaatori võrrandi hindamisperioodi algus on 1995. aasta III kvartalis. Varasemad kättesaadavad vaatlused 1995. aasta alguses osutusid ebatüüpilisteks ja nende arvestamiseks tulnuks võrrandisse lülitada täiendavaid fiktiivseid muutujaid.

SKP deflaator on esitatud kui funktsioon SKP komponentide deflaatoritest.³⁷

$$RES_DEF_SKP = 0.5781 * RES_THI_TR + 0.4933 * RES_THI_NT(-3) + 0.0115 * DMS_9801 + 0.3798 * RES_DEF_X$$

Võrrandisse mahtunud muutujad ei kajasta siiski kõiki SKP komponente. Osa deflaatoreid jäi multikollineaarsusest tingituna välja. Näiteks RES_TOHI ja RES_DEF_M osutusid olulisteks küll separaatselt spetsifitseeritud võrrandites, kuid multikollineaarsuse tõttu (tulenevalt korrelatsioonist näitajatega RES_THI_TR ja RES_DEF_X) muutusid ebaolulisteks võrrandis, mis sisaldas kõiki siintoodud muutujaid.

Mudeli võrrandisüsteem on toodud lisas 7.

³⁷ Alternatiiviks oluks deflaatorit modelleerimine olemuslike tegurite abil. Näiteks üritasime ebaõnnestunult hinnata funktsioonina näitajast GAP_RSKP.

4. Kvantitatiivne analüüs

Kvantitatiivse analüüsi eesmärgiks oli hinnata mudeli omadusi ja selle sobivust simulatsioonil ja prognoosimisel. Mudeli analüüsil on sarnaseid momente võrrandi(te) analüüsiga, kuid on ka kaks põhimõttelist erinevust:

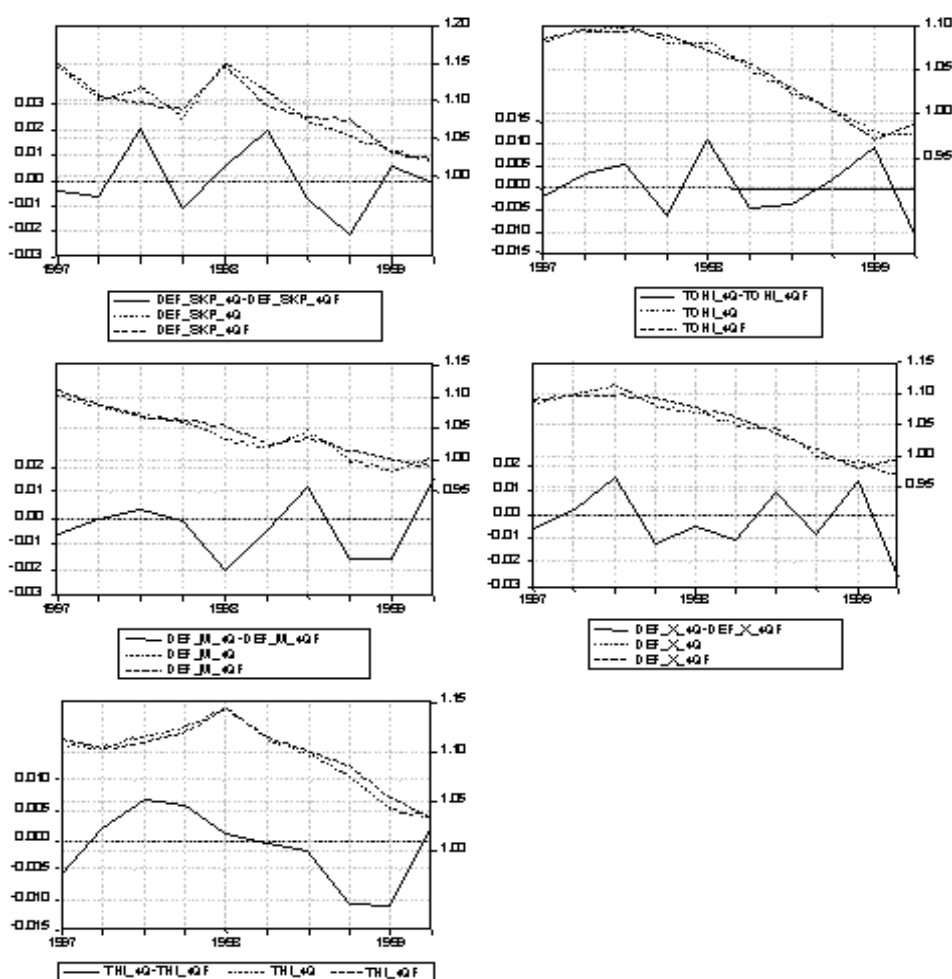
1) võrrandite analüüsil käsitletakse võrrandeid eraldiseisvatena, mudeli analüüsis aga süsteemina (ehk osa võrrandite eksogeenseid suurusid muutuvad mudelisse paigutatuna endogeenseteks);

2) võrrandite analüüsi eesmärgiks on alamindeksite vaatlus. Mudeli analüüsil käsitletakse alamindeksitega koos ka hindade liitindekseid.

Kvantitatiivne analüüs seisneb:

- 1) mudeli *ex post* prognooside tegelikkusele vastavuse selgitamises;
- 2) eksogeensete muutujate šokkide mõju analüüsis;
- 3) endogeensete muutujate šokkide mõju analüüsis;

4.1. *Ex post* prognoosid



Joonis 4.1 Mudeli *ex post* prognoosid

Tabel 4.1 *Ex post* prognooside statistikud

	THI_4QF	TOHI_4QF	DEF_M_4QF	DEF_X_4QF	DEF_SKP_4QF
Keskmine ruutviga	0.0061387	0.0065711	0.0118690	0.0127308	0.0125040
Keskmine absoluutviga	0.0048282	0.0057461	0.0096951	0.0109057	0.0103443
Keskmine abs.viga protsentides	0.4462017	0.5543841	0.9502414	1.0589285	0.9486792
Keskmine viga	0.0013519	-2.472E-05	0.0036681	0.0033800	0.0004619
Keskmine viga protsentides	0.1321116	0.0028122	0.3625190	0.3430786	0.0583857
Theili koefitsient	0.0028015	0.0031358	0.0056945	0.0060533	0.0057379
Nihke osakaal	0.0484981	1.415E-05	0.0955139	0.0704874	0.0013646
Hälbe osakaal	0.1753250	0.0150695	0.0056846	0.0586928	0.0490191
Kovariatsiooni osakaal	0.7761769	0.9849164	0.8988015	0.8708198	0.9496163

Mudeli *ex post* dünaamiliste prognooside peegeldustäpsus on küllaltki hea. Näiteks jääb nende keskmine absoluutviga alla ühe protsendi, vaid ekspordi deflaatoril on see 1,06% (vt tabel 4.1).

Rahuldavaks võib lugeda ka teisi *ex post* prognoosi statistikuid. Üksnes Theili koefitsiendi komponendid on ebarahuldavad. Probleemaatilisem on THI_4Q *ex post* prognoosi hälbe osakaal Theili koefitsiendis. Viimase väärtus viitab sellele, et THI_4Q prognoos on tunduvalt kõikumavam kui tema tegelik väärtus. Prognoosi analüüs näitas, et see probleem on tingitud lühikesest vaatlusperioodist. Perioodi pikenedes Theili koefitsiendi komponentide väärtused normaliseerusid.

4.2. Šokkide analüüs

Eksogeensete muutujate šoki mõju simulatsioonitulemused (vt tabel 4.2) näitavad, et:

- GAP_RSKP ja NER_USD on ligikaudu võrdse mõjuulatusega;
- GAP_RSKP šokk muudab kõiki hinnaindekseid (va varjatud sektor) enam kui poole standardhälbe võrra;
- GAP_RSKP ja NER_USD efekti eristab aga oluline vahe toimesfääris. Kui GAP_RSKP avaldab mõjusat toimet kõikidele hindadele, siis vahetuskursi mõju on piiratum. USD kursi muutus mõjub eelkõige ekspordi, impordi ning tootjahindadele.

Tabel 4.2 Eksogeensele muutujale tehtud 1 standardhälbe suuruse šoki mõju suhestatuna endogeense muutuja standardhälbesse.

	GAP_RSKP	NER_USD
RES_DEF_M	-0.55622	-0.46226
RES_DEF_X	-0.52626	-0.57654
RES_TOHI	-0.60558	-0.66344
RES_THI_TR	-0.57141	-0.18449
RES_DEF_SKP	-0.48448	-0.2895

Administratiivse hinnamuutuse mõju selgitamiseks kasutasime eelnevast erinevat simulatsiooni. Kuna fiktiivse muutuja standardhälve on halvasti tõlgendatav, siis simuleerisime administratiivse hinnamuutuse mõju fiktiivmuutujale ühega võrdse väärtuse omistamise teel.

Tabel 4.3 Administratiivse hinnamuutuse mõju protsendipunktides

	1. kvartalis	2. kvartalis	3. kvartalis	4. kvartalis
RES_THI_TR	0	0.06324	0.17284	0.29169
RES_THI_NT	0.84625	1.69677	2.55464	3.41909

Šokiperioodil tõstab administratiivsete hindade kallinemine ainult varjatud sektori hinnaindeksit (vt tabel 4.3). Mõju avatud sektori indeksile avaldub alles järgnevas kvartalis. Pikaajaliselt³⁸ on mõju varjatud sektori hinnaindeksile 3,4 ning avatud sektori hinnaindeksile 0,8 protsendipunkti.

Mudeli stabiilsust eksogeensete šokkide suhtes vaatlesime multiplikaatorite põhjal. Stabiilset mudelit iseloomustab multiplikaatori püsiv väärtus, mille see omandab pärast šokijärgset kohanemisperioodi. Inflatsioonimudeli šokkimisel selgus, et multiplikaatorid koondusid konstantsele tasemele (vt lisa 6). See lubab väita, et mudel on eksogeensete šokkide suhtes stabiilne.

Endogeensete šokkide analüüsi tulemusena ilmneb konkreetse endogeense muutuja ühe standardhälbe suuruse šoki mõju teistele endogeensetele muutujatele. Šokkide simuleerimine aitab selgitada muutujate vastastikkuseid mõjusid ja hinnata mudeli stabiilsust.

Simulatsioonide juures huvitab meid šoki-järgne inflatsiooni dünaamika. Ennekõike on oluline see, kas inflatsioonimäär eemaldub pikaajalisest trajektoorist või koondub pärast lühiajalist hälbmisperioodi uuesti tasakaalulisele trajektoorige. Viimasel juhul on mudel stabiilne, vastasel korral aga mitte.

Analüüsist selgus, et šokkide mõju hääbub suhteliselt kiiresti, enamasti kahe aasta jooksul. Sellest järeldub, et mudel on stabiilne ka endogeensete šokkide suhtes³⁹.

4.3. Ex ante prognoos

4.3.1. Eksogeensete näitajate prognoosid ja eeldused

Lihtsuse taotlusel pole prognoosis oletatud administratiivseid muutusi - tollide jt kaubavahetuse piirangute kehtestamist, aktsiiside muutust jne. Ennustatud on vaid reguleeritud hindade korrigeerimise jätkumist iga aasta I kvartalis, mis on viimastele aastatele tüüpiline.

NER_USD prognoosi koostasime kahes variandis - muutuva (variandi tähis on “m”) ja püsivana (p).

³⁸ Arvestada tuleb võrrandisüsteemi iseärasust, et administratiivsete hindade fiktiivmuutuja ei mõjuta RES_THI_NTd mitte otse, vaid läbi RES_THI_NT_Q. Seega on esimese kolme kvartali mõju kajastavad tulemused veidi eksitavad, sest RES_THI_NT sisaldab šokkimise eelseid väärtusi.

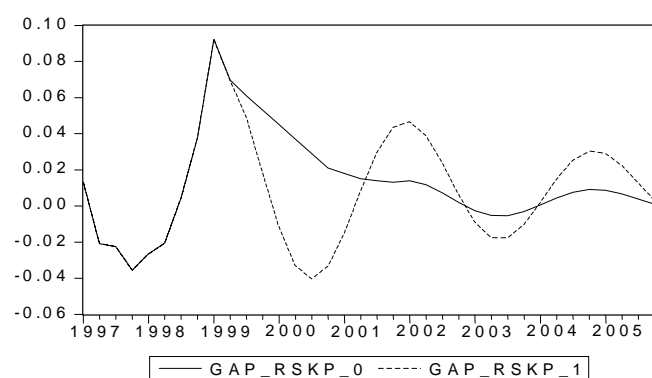
³⁹ Šokkide simulatsioonid on esitatud lisas 5.

Variandi m prognoos on võetud 1999. aasta novembri ajakirjast “*Foreign Exchange Consensus Forecast*”, mille järgi USA dollar hakkab euro suhtes odavnema ning 2001. aasta lõpuks on kurss 1,163USD=1EUR. Hilisemas eeldame USA dollari odavnemise pidurdumist ning kursi püsimist 2002. aasta lõpu tasemel edaspidi.

Variant p prognoos juhul, kui USD euro suhtes ei odavne ja kurss püsib 1999. aasta III kvartalil alates muutumatuna.

Ka GAP_RSKP prognoos on kahes variandis.

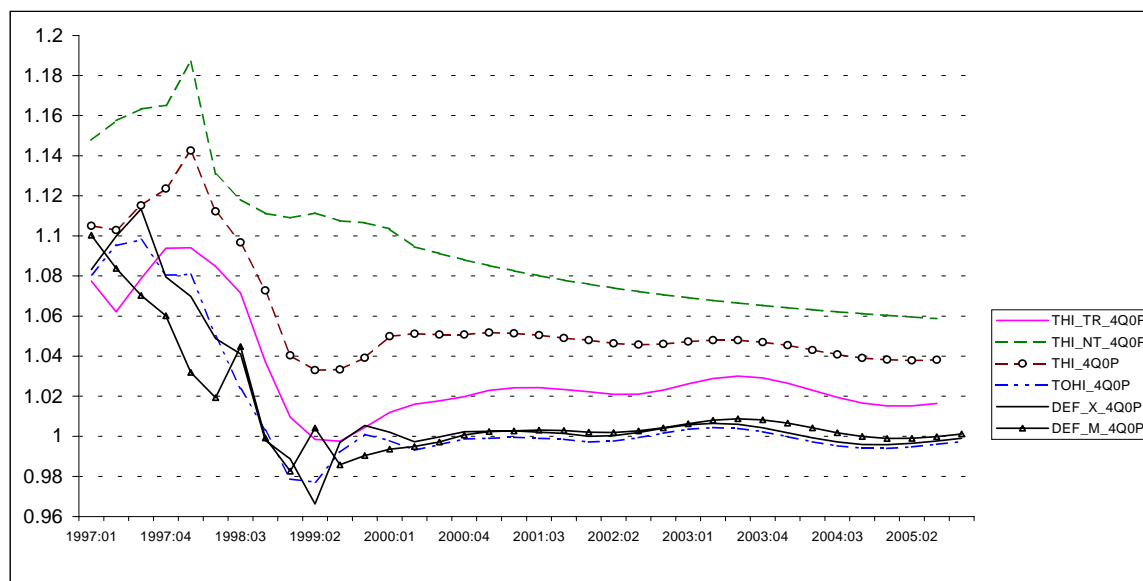
Variant 1 on prognoositud mineviku aegrea põhjal hinnatud ARMA mudeliga. Et ARMA järgi toimuv majanduse väljumine langusstaadiumist sai ebaloogiliselt kiire, siis kohendasime majanduskasvu taastumist hinnanguliselt (vt joonis 4.2). Sel teel saime variandi 0.



Joonis 4.2 GAP_RSKP prognoos

4.3.2. Tulemused

Kõigepealt vaatlesime prognoosi juhul, kui USD kurss on püsiv (vt joonis 4.3).



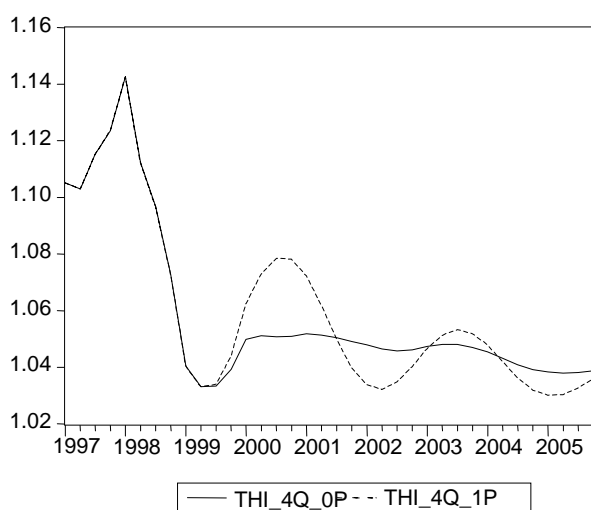
Joonis 4.3 Hinnaindeksite prognoosid püsiva USD kursi ja GAP_RSKP prognoosi variandiga 0.

Avatud sektori nelja kvartali indeks jääb pikaajaliselt 2,5% lähedale, mis GAP_RSKP dünaamikat arvestades on üsnagi usutav.

Sisemise hinnauhildumise ja administratiivsete regulatsioonide tõttu jäävad varjatud sektori hinnad sellest tasemest kõrgemaks, kuid hinnanguliselt tõepärasesse vahemikku. Varjatud sektori hindade kiirem tõus kutsub esile ka tarbijahindade kiirema kasvu. Loogilised on ka tootjahindade indeksi ning impordi ja ekspordi deflaatorite väärtused.

Kokkuvõttes näib *ex ante* prognoos kasutatud eelduste raames usutav, mis on mudeli tõesuse üheks indikaatoriks.

Siiski väärib märkimist prognoosi tundlikkus SKP lõhe muutuse suhtes. Kui lubada SKP lõhe baasvariantist (variant 0 vastavalt ARMA mudelile) suuremat variatsiooni, siis kujuneb ka inflatsiooni prognoos hoopis teiseks (vt joonis 4.4).

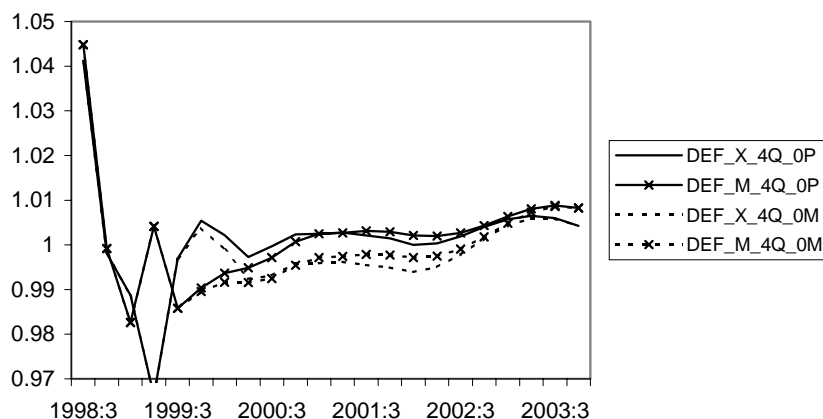


Joonis 4.4 THI prognoos püsiva USD kursi ja erinevate GAP_RSKP prognooside korral

SKP lõhega võrdselt mõjus on USD kursi muutus. Eksogeensete šokkide analüüsist teame aga, et erinevalt GAP_RSKPst toimib see peamiselt ekspordi-impordi ja tootjahindadele. Mõju siseturu tarbijahindadele on tagasihoidlikum.

USD odavnemise mõju ekspordi- ja impordihindadele näitab joonis 4.5. Prognoositav USD odavnemine – 1999. a detsembri keskmiselt kursilt 1USD=15,47EEK 2001. aasta lõpuks kursile 1USD=13,45EEK tingib deflaatorite alanemise ~1 protsendipunkti võrra, mis on usutav.⁴⁰

⁴⁰ Prognoosimisel tuleks arvestada ka USA dollarites ja eurodes nomineeritud tehingute osakaalu muutust Eesti kaubavahetuses. Kui eurointegratsioonist tingituna eurotehingute osakaal kaubavahetuses kasvab (ja dollaritehingute osakaal väheneb), siis võivad senise osakaalu järgi koostatud võrrandid USD mõju ülehinnata.



Joonis 4.5 USD kursi mõju ekspordi ja impordi deflaatorile

Analoogiline on USD odavnemise mõju ka tootjahindadele.

5. Mudeli tõlgendus

Inflatsiooni dünaamika määravad lühiajaliselt ära kolm peamist momenti: nõudluse ja pakkumise vahetõrge; USA dollari kurss, mida võib käsitleda välismaiste hindade lähendina ning reguleeritud hindade muutmiseks tehtud administratiivsed otsused (vt plokkskeemi joonisel 5.1).

Inflatsioonimudel on oma olemuselt õige lihtne. Näitajate-nähtuste vaheliste seoste puhul on tegu vaid mõjuefekti ülekandega ühelt nähtuselt teisele. Kohandumismehhanismi tähtsus on tagasihoidlik. See esineb vaid võrrandi tasandil avatud sektori hinnaindeksis.

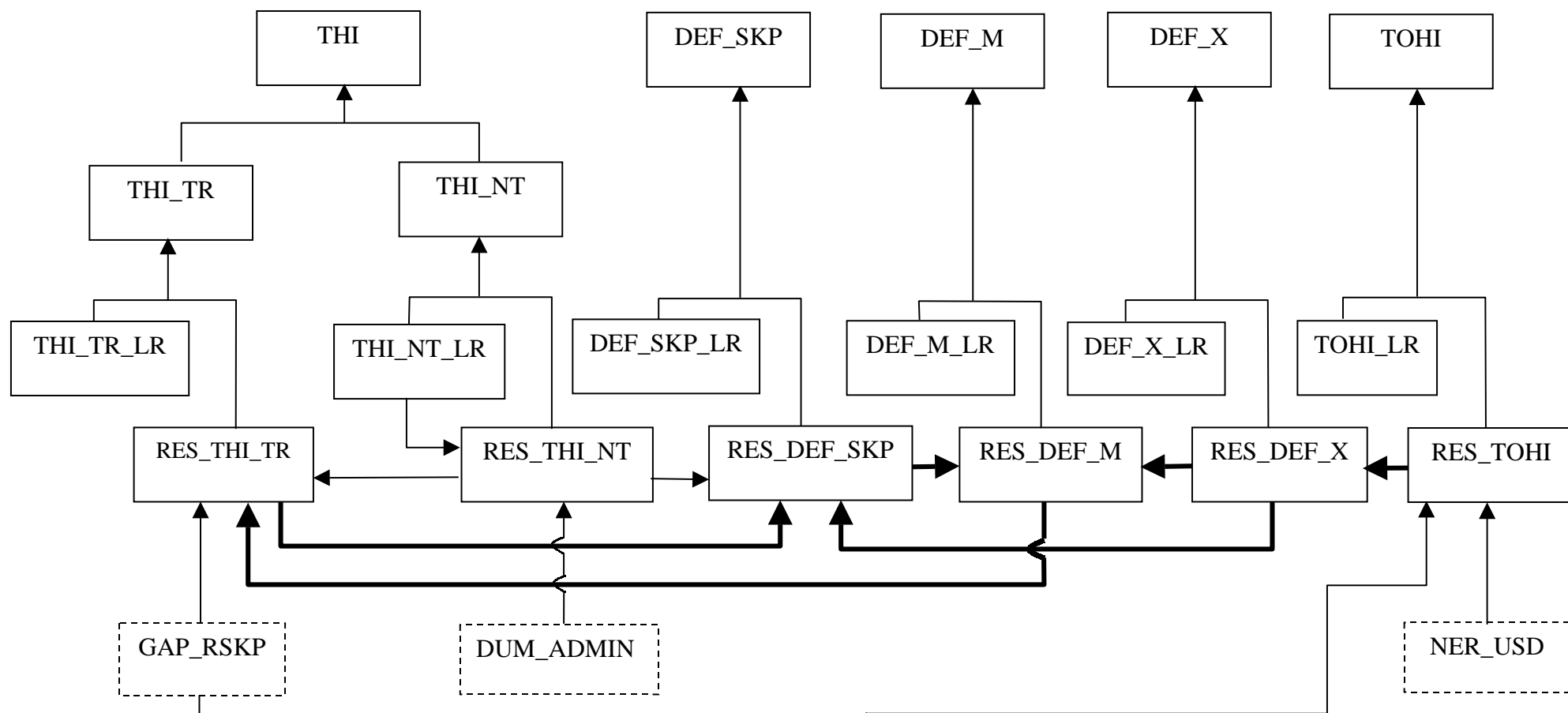
Inflatsioonimudeli siseste kohandumismehhanismide puudumine on loogiline. Inflatsioonimudel on iseenesest osaline ja majanduses toimuvad kohanemisringid ulatuvad üle inflatsioonimudeli piiride.

Ülekandeskeemid töötavad hälvete tasandil. Plokkskeemil on need tähistatud rasvaste nooltega. Ülekandeprotsessile on iseloomulikud kaks momenti (vt joonis 5.2):

1) tootjahindade roll muutuste esilekutsujana. Kui uskuda pakkumispoolset hinnakujundust (vt Clarida, Gali ja Gertler (1999)), mis on väikese turu korral loogiline eeldus, on niisugune mõjuvahetõrge ettekujutusega kooskõlas. Tootjad määravad hinna sõltuvalt kas: (imporditud) sisendite hinnast (mille hinnamuutust peegeldab USA dollari kursi muutus) või nõudlusest tulenevalt (mida peegeldab SKP lõhe). Tootjahind on aluseks ekspordihinnale ning SKP kaudu toimuva ülekande kaudu ka siseturu hindadele.

2) SKP deflaatori keskne roll ülekandemehhanismis. Kuigi SKP deflaator on kõige üldisem inflatsiooni iseloomustav makromajandusnäitaja, on see Eesti andmestiku puhul siiski hädalahendus. SKP deflaatori aegrida on õige väheusaldusväärne.

SKP deflaatori keskne roll tuleneb selle kasutamisest impordi deflaatori selgitava muutujana. See oli rahuldavalt töötava impordi deflaatori võrrandi koostamise ainuke võimalus.



Joonis 5.1 Mudeli põhimõtteline plokk skeem

Mudeli trend on inflatsiooni praktilisel modelleerimisel kasutatav kuni keskpika perioodi lõpuni. Siis tuleb see asendada uuega. Praegu hindame keskpikka perioodi umbes kahe aasta pikkuseks.

4. Kuigi statsionaarsed, ei ole trendi jääkliikmed Jarque-Bera testi põhjal normaalselt jaotunud. Normaalselt jaotunud jääkliikme korral tuleks rahulduda sellega, et inflatsiooniühildumine lõppes juba 1999. aastal. Kuigi sellise tulemuse põhjus, 1999. aasta II ja III kvartali inflatsiooni ebatüüpiliselt madal tase majandustsükli langusfaasi tõttu, on ilmne, ei muuda see siiski tulemust ennast tõesemaks. Tegelikult jätkub inflatsiooniühildumine ostujõu erinevuste mõjul ka järgnevatel aastatel. Viimane asjaolu oli ka põhjuseks, miks eelistasime alusinflatsiooni modelleerimisel sisulisi tunnusoone statistilistele.

5. Jääkliikme võrrandid õnnestus majandusliku tõlgenduse aspektist hinnata sisukate ja statistiliselt vastuvõetavatena. Võrrandid andsid rahuldavaid tulemusi ka *ex-post* dünaamiliste prognooside korral.

6. Mudeli testimisel ilmnas, et *ex post* dünaamiliste prognooside peegeldustäpsus oli küllalt hea. Rahuldavad olid ka teiste *ex post* prognooside testide statistikud. Küsitavad olid vaid Theili indeksi komponentide väärtused, mis on suuresti tingitud lühikesest vaatlusperioodist.

7. Mudeli stabiilsust analüüsisime ekso- ja endogeensete šokkidega. Kuna eksogeensete šokkide korral jäävad summaarsed multiplikaatorid pikaajaliselt kindlale tasemele püsima, siis võib järeldada, et pärast ekogeenseid šokke saavutab mudel uuel tasemel tasakaalu. Endogeensete šokkide analüüsil selgus, et nende mõjud hääbuavad ajas ja koonduvad nulli. Sellestki järeldub, et mudel on stabiilne.

8. Kontrollisime mudeli usaldusväärsust ka *ex ante* prognoosi alusel. See on usutav ja mudel seega usaldusväärne.

9. Mudelist selgub, et inflatsiooni lühiajalise dünaamika määravad ära kolm peamist momenti - nõudluse ja pakkumise vahekord; USA dollari kurss, mida võib käsitleda välismaiste hindade lähendina ning reguleeritud hindade liberaliseerimiseks tehtud administratiivsed otsused.

10. Inflatsioonimudel on oma olemuselt lihtne. Näitajate-nähtuste vaheliste seoste mõju kandub üle ühelt nähtuselt teisele. Kohanemismehhanismi tähtsus on tagasihoidlik. See esineb vaid näitaja tasandil avatud sektori indeksi korral.

Inflatsioonimudeli siseste kohandumismehhanismide puudumine on loogiline. Inflatsioonimudel on iseenesest osaline ja majanduses toimivad kohanemisringid ulatuvad üle inflatsioonimudeli piiride.

Ülekandeskeemid töötavad hälvete tasandil.

11. Ülekandeprotsessile on iseloomulikud kaks momenti:

- tootjahindade roll muutuste tekitamisel. Kui uskuda pakkumispoolset hinnakujundust, mis on siinkohal standardeeldus, siis on niisugune mõjuvahekord kooskõlas meie ettekujutusega: tootjad määravad hinna sõltuvalt kas:

- a) (imporditud) sisendite hinnast (mille hinnamuutust peegeldab USA dollari kursi muutus)
- b) nõudlusest tulenevalt (seda peegeldab SKP lõhe).

Tootjahind on aluseks ekspordihinnale ning selle muutused kanduva SKP kaudu üle ka siseturu hindadele.

- SKP deflaatori keskne roll ülekandemehhanismis. Kuigi SKP deflaator on kõige üldisem makromajanduslik inflatsiooninäitaja, on see Eesti andmestiku puhul siiski hädalahendus. SKP deflaatori aegrida on madala usaldusväärsusega.

SKP deflaatori keskne roll tuleneb selle kasutamisest impordi deflaatori selgitava muutujana.

Kasutatud kirjandus

Apel, M. ja Jansson, P. (1998). *A theory-consistent system approach for estimating potential output and the NAIRU*. Sveriges Riksbank WP Series No 74

Apel, M. ja Jansson, P. (1999). *System estimates of potential output and the NAIRU* *Empirical Economics* Spring, lk 343-388

Bank of England (1999). *Economic models at the Bank of England*.

Blanchard, O.J. ja Fisher, S. (1992). *Lectures on Macroeconomics*. MIT Press

Blejer, M.J. ja Frenkel, J.A. (1992). *Monetary Approach to the Balance of Payments*. *The New Palgrave - Dictionary of Money & Finance*, lk 724-727

Berg, C. ja Lundkvist, P. (1997). *Has the inflation process changed?* *Sveriges Riksbank Quarterly Review* No 2

Devereux, M.B. (1999). *Real Exchange Rate Trends and Growth: A Model of East Asia*. *International Economics*, 7(3), lk 509-521

Faruquee, H. (1995). *Pricing to Market and the Real Exchange Rate*. IMF WP/95/12

Gali, J. ja Gertler, M. (1999). *Inflation Dynamics: A Structural Economic Analysis*. CEPR, Discussion Paper Series No 2246

Clarida, R, Gali, J. ja Gertler, M (1999). *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*. CEPR Discussion Paper Series No 2139

Ghosh, A.R., Gulde, A.-M. ja Wolf, H.C. (1998). *Currency Boards: The Ultimate Fix?* IMF WP/98/8

Goodfriend, M. ja King, R.G. (1997). *The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy*. NBER Macroeconomic Annual 1997, lk 231-283

Hernandes-Cata, E. (1999). *Price Liberalization, Money Growth, and Inflation During the Transition to a Market Economy*. IMF Working Paper 99/76

Ito, T., Isard, P. ja Symansky, S. (1999). *Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia*, kogumikust "Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries", The University of Chicago Press, lk 109-132

Kadiyali, V. (1997). *Exchange rate pass-through for strategic pricing and advertising: An empirical analysis of the U.S. photographic film industry*. *Journal of International Economics* 43 No 3/4

Koen, V. ja De Masi, P. (1997). *Prices in the Transition: Ten Stylized Facts*. IMF WP/97/158

- Krugman, P. (1987). *Pricing to Market When the Exchange Rate Changes. Real-Financial Linkages among Open Economies*
- Kugler, P. (1999). *Price level trend-stationarity and the instruments and targets of monetary policy: An empirical note. Economics Letters Vol 63 lk 97-101*
- Kydland, F.E. ja Prescott, E.C. (1990). *Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth. Federal Reserve Bank of Minnesota Quarterly Review. Spring 1990, lk 3-18*
- Laxton, D., Isard, P., Faruquee, H., Prasad, E. ja Turtelboom, B. (1998). *MULTIMOD Mark III - The Core Dynamic and Steady-State Models. IMF Occasional Paper No 164*
- Leppä, A. (1996). *MODEST - An Econometric Macro Model for the Estonian Economy. Ministry of Finance Discussion Papers #52*
- Leppä, A., Martihhina, A. ja Meriküll, J. (1999). *The effect of the Russian crises 1998 on the Estonian economy, simulations with ESTMOD. Paper presented in "Modelling Economies in Transition", Rydzyna, Poland, Dec. 1999*
- McCarthy, D. ja G. Zanalda (1996) *Economic Performance in Small Open Economies: the Caribbean Experience 1980-92, Centro Studi Luca d'Agliano Working Paper No 102*
- Mikkelsen, J.G. (1998). *A Model for Financial Programming IMF WP/98/80*
- Nagayasu, J. (1998). *Does the Long-Run PPP Hypothesis Hold for Africa?: Evidence from Panel Co-Integration Study IMF WP/98/123*
- Niemera, M.P. ja Klein, P.A. (1994). *Forecasting Financial and Economic Cycles. John Wiley & Sons, Inc.*
- Papell, D.H. (1997). *Searching for stationarity: Purchasing power parity under the current float. Journal of International Economics Vol. 43, lk 313-332*
- Papell, D.H. (1998). *The Great Appreciation, the Great Depreciation, and the Purchasing Power Parity Hypothesis. Oesterreichische Nationalbank WP No 30*
- Pilbeam, K. (1998). *International Finance. Macmillan Business.*
- Raim, J. (1999). *The Price Differences Between Estonia and European Union and Their Causes: the Explanatory Power of Balassa-Samuelson Effect. Tallinn Technical University WP No 99/34*
- Rell, M. ja Randveer, M. (1999). *Eksportihindade kujunemine. Uurimistöö. Eesti Panga Toimetised nr 5, 1999.*
- Scacciavillani, F. ja Swagel, P. (1999). *Measures of Potential Output: An Application to Israel. IMF WP/99/96*

Scarth, W.M. (1996). *Macroeconomics. An Introduction to Advanced Methods. An Integration of New Classical and New Keynesian Insights*. Dryden

Sepp, U. (1997). *Currency board arrangement and inflation in Estonia. Paper for the international conference on Transition to advanced market institutions and economies, Warsaw, June 18-21 1997*

Sepp, U. (1999). *Factors of Trade-Deficit Convergence in Estonia. Eesti Pank. WP #1*

Tarkka, J. ja Mayes, D. (1999). *Managing Monetary Policy Under Uncertainty: The Value of Publishing Official Central Bank Forecasts. Paper prepared for the Project LINK Fall Meeting , Nov 1-5, 1999*

Võrk, A. (1998). *Price Increases in the Non-Tradable Goods Sector Determine Estonian Inflation: An Econometric Analysis. Transformation of Economic and Political Systems in the Baltic Sea Region, Selected Student Papers I, Tartu (23.-25.10.98) lk 142-147*

Walsh, C.E. (1998). *Monetary Theory and Policy*. MIT Press

LISA 1. Modelleerimisel kasutatud muutujad

Inflatsioonimudeli muutujad (sh need, mida kasutati modelleerimisel, kuid mis lõplikus mudelis olulisteks ei osutunud) on järgmised:

Endogeensed muutujad

DEF_AD	agregeeritud nõudluse ($AD=DD+X=M+SKP$) deflaator
DEF_DD	kodumaise nõudluse ($DD=M+SKP-X$) deflaator
DEF_INV	investeeringute deflaator
DEF_M	impordi deflaator
DEF_SKP	SKP deflaator
DEF_X	eksporti deflaator
THI	tarbijahinnaindeks
THI_TR	avatud sektori hinnaindeks
THI_NT	varjatud sektori hinnaindeks
ToHI	tootjahinnaindeks

Eksogeensed muutujad

GAP_RSKP	SKP lõhe suhestatuna SKP pakkumispoolsete komponentide summasse.
REER	reaalne efektiivne vahetuskurss
NEER	nominaalne efektiivne vahetuskurss
NER_USD	USA dollari vahetuskursi kvartaliindeks
NER_FIM	Soome marga vahetuskursi kvartaliindeks
MNEER	NEER, kaaludena kasutatud riikide osakaalu impordis
XNEER	NEER, kaaludena kasutatud riikide osakaalu ekspordis
W	keskmine brutopalk
RSKP	SKP püsihindades
DUM_ADMIN	fiktiivne muutuja tähistamaks järske muutuseid administratiivselt reguleeritavates hindades
TOOTLUS	lisandväärtus töötaja kohta

Indeksid

_BQ	alusindeks
_Q	kvartaliindeks
_4Q	4 kvartali indeks
_GEOM4Q	4 kvartali geomeetriline keskmine
_LR	indeksi pikaajaline trend
RES_	hälve tegeliku 4 kvartali indeksi ja pikaajalise trendi vahel
_TR	avatud sektor
_NT	varjatud sektor

LISA 2. Andmed

Lähteandmete allikad on järgmised:

- ◆ THI, ToHI alusindeksid – Eesti Statistikaamet (ESA)
- ◆ DEF_SKP, DEF_INV, DEF_AD, DEF_DD, DEF_M, DEF_X – Autorite arvutused püsi- ja jooksevhinnas avaldatud SKP komponentide väärtuste põhjal. NB! DEF_M ja DEF_X pole ESA poolt avaldatavad impordi- ja ekspordihinna indekseid.
- ◆ THI_TR, THI_NT – Eesti Pank, põhinevad Statistikaameti THI komponentide jaotamisel sektorite vahel.
- ◆ MNEER, XNEER, NEER, NER_USD, NER_FIM – Eesti Panga keskpangapoliitika ja majandusuuringute osakonnad, autorite arvutused
- ◆ RSKP, W – Eesti Statistikaamet
- ◆ GAP_RSKP – MMOM. MMOMis on kodumaise pakkumise hindamiseks SKP pakkumise pool jagatud tegevusalade järgi kolmeks erinevaks sektoriks ja iga sektori pakkumise pikaajalist trendi hinnatakse eraldi. SKP lõhe on pikaajalise trendi ja kodumaise pakkumise vahe, st kui pakkumine on alla pikaajalise trendi, siis on vahemik positiivne ja vastupidi.

Enamik andmeid olid hindamise ajal kättesaadavad perioodi I kv 1993 – II kv 1999 kohta, mis jätab nelja kvartali indekseid perioodiks I kv 1994 – II kv 1999. Osa võrrandeid on hinnatud ka veelgi hilisema perioodi põhjal, sest aegread sisaldasid struktuurinihkeid.

Mudel on kvartaalne, kuna ka SKP andmestikku avaldatakse kvartaalselt. Sesoone tasandamise eesmärgil kasutati nelja kvartali indekseid, mis tasandavad sesoonsed võnkumised. Valuutakursse väljendavaid muutujaid sesoonselt ei tasandatud, kuna ei õnnestunud tuvastada sesoonset komponenti.

LISA 3. Aegridade statsionaarsustestid

LISA 3.1.

ADF testi statistik	-2.199166	1% Kriitiline väärtus*	-2.6968
		5% Kriitiline väärtus	-1.9602
		10% Kriitiline väärtus	-1.6251

*MacKinnoni ühik juure hüpoteesi tagasi lükkamise kriitiline väärtus.

Laiendatud Dickey-Fulleri testi võrrand

Sõltuv muutuja: D(RESID_TR)

Meetod: Tavaline vähimruut

Hindamise periood(korrigeeritud): 1994:4 1999:2

Kasutatav vaatluste arv: 19 (peale otspunktide kohandamist)

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RESID_TR(-1)	-0.356257	0.161996	-2.199166	0.0429
D(RESID_TR(-1))	1.001692	0.146296	6.847008	0.0000
D(RESID_TR(-2))	-0.278127	0.229172	-1.213616	0.2425
Determinatsiooni koefitsient	0.767128	Sõltuva muutuja keskvärtus		-0.001029
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.738019	Sõltuva muutuja standardhälve		0.006133
Regressiooni standardviga	0.003139	Akaike informatsiooni kriteerium		-8.545896
Jääkliikmete ruutude summa	0.000158	Schwarzi kriteerium		-8.396774
Log tõepära	84.18601	F-statistik		26.35363
Durbin-Watson statistik	1.969641	Tõenäosus (F-statistik))		0.000009

LISA 3.2.

ADF testi statistik	-5.170222	1% Kriitiline väärtus*	-2.6968
		5% Kriitiline väärtus	-1.9602
		10% Kriitiline väärtus	-1.6251

*MacKinnoni ühik juure hüpoteesi tagasi lükkamise kriitiline väärtus.

Laiendatud Dickey-Fulleri testi võrrand

Sõltuv muutuja: D(RES_THI_NT)

Meetod: Tavaline vähimruut

Hindamise periood(korrigeeritud): 1994:4 1999:2

Kasutatav vaatluste arv: 19 (peale otspunktide kohandamist)

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RES_THI_NT(-1)	-0.743953	0.143892	-5.170222	0.0001
D(RES_THI_NT(-1))	0.567158	0.128543	4.412196	0.0004
Determinatsiooni koefitsient	0.645283	Sõltuva muutuja keskvärtus		-0.000843
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.624417	Sõltuva muutuja standardhälve		0.010067
Regressiooni standardviga	0.006169	Akaike informatsiooni kriteerium		-7.239169
Jääkliikmete ruutude summa	0.000647	Schwarzi kriteerium		-7.139755
Log tõepära	70.77211	F-statistik		30.92555
Durbin-Watson statistik	1.708233	Tõenäosus (F-statistik))		0.000034

LISA 3.3.

ADF testi statistik	-0.700222	1% Kriitiline väärtus*	-2.7158
		5% Kriitiline väärtus	-1.9627
		10% Kriitiline väärtus	-1.6262

*MacKinnoni ühik juure hüpoteesi tagasi lükkamise kriitiline väärtus.

Laiendatud Dickey-Fulleri testi võrrand
 Sõltuv muutuja: D(RES_TOHI)
 Meetod: Tavaline vähimruut
 Hindamise periood(korrigeeritud): 1995:2 1999:2
 Kasutatav vaatluste arv: 17 (peale otspunktide kohandamist)

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RES_TOHI(-1)	-0.180784	0.258181	-0.700222	0.4945
D(RES_TOHI(-1))	0.033187	0.277649	0.119527	0.9064
Determinatsiooni koefitsient	-0.016775	Sõltuva muutuja keskvärtus		-0.001240
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	-0.084561	Sõltuva muutuja standardhälve		0.005169
Regressiooni standardviga	0.005384	Akaike informatsiooni kriteerium		-7.500780
Jääkliikmete ruutude summa	0.000435	Schwarzi kriteerium		-7.402755
Log tõepära	65.75663	Durbin-Watson statistik		1.757286

LISA 3.4.

ADF testi statistik	-1.948536	1% Kriitiline väärtus*	-2.6889
		5% Kriitiline väärtus	-1.9592
		10% Kriitiline väärtus	-1.6246

*MacKinnoni ühik juure hüpoteesi tagasi lükkamise kriitiline väärtus.

Laiendatud Dickey-Fulleri testi võrrand
 Sõltuv muutuja: D(RES_DEF_M)
 Meetod: Tavaline vähimruut
 Hindamise periood(korrigeeritud): 1994:3 1999:2
 Kasutatav vaatluste arv: 20 (peale otspunktide kohandamist)

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RES_DEF_M(-1)	-0.448463	0.230154	-1.948536	0.0671
D(RES_DEF_M(-1))	0.148579	0.254580	0.583625	0.5667
Determinatsiooni koefitsient	0.183857	Sõltuva muutuja keskvärtus		-0.000387
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.138516	Sõltuva muutuja standardhälve		0.008011
Regressiooni standardviga	0.007436	Akaike informatsiooni kriteerium		-6.870453
Jääkliikmete ruutude summa	0.000995	Schwarzi kriteerium		-6.770879
Log tõepära	70.70453	F-statistik		4.054963
Durbin-Watson statistik	1.778679	Tõenäosus (F-statistik)		0.059239

LISA 3.5.

ADF testi statistik	-0.391249	1% Kriitiline väärtus*	-2.7158
		5% Kriitiline väärtus	-1.9627
		10% Kriitiline väärtus	-1.6262

*MacKinnoni ühik juure hüpoteesi tagasi lükkamise kriitiline väärtus.

Laiendatud Dickey-Fulleri testi võrrand

Sõltuv muutuja: D(RES_DEF_X)

Meetod: Tavaline vähimruut

Hindamise periood(korrigeeritud): 1995:2 1999:2

Kasutatav vaatluste arv: 17 (peale otspunktide kohandamist)

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RES_DEF_X(-1)	-0.128873	0.329389	-0.391249	0.7015
D(RES_DEF_X(-1))	0.055068	0.350491	0.157118	0.8774
D(RES_DEF_X(-2))	-0.033255	0.269563	-0.123365	0.9036
Determinatsiooni koefitsient	0.000220	Sõltuva muutuja keskvärtus		-0.000927
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	-0.142606	Sõltuva muutuja standardhälve		0.005844
Regressiooni standardviga	0.006247	Akaike informatsiooni kriteerium		-7.154536
Jääkliikmete ruutude summa	0.000546	Schwarzi kriteerium		-7.007498
Log tõepära	63.81355	F-statistik		0.001538
Durbin-Watson statistik	1.976405	Tõenäosus (F-statistik)		0.998463

LISA 3.6.

ADF testi statistik	-1.716946	1% Kriitiline väärtus*	-2.6968
		5% Kriitiline väärtus	-1.9602
		10% Kriitiline väärtus	-1.6251

*MacKinnoni ühik juure hüpoteesi tagasi lükkamise kriitiline väärtus.

Laiendatud Dickey-Fulleri testi võrrand

Sõltuv muutuja: D(RES_DEF_SKP)

Meetod: Tavaline vähimruut

Hindamise periood(korrigeeritud): 1994:4 1999:2

Kasutatav vaatluste arv: 19 (peale otspunktide kohandamist)

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RES_DEF_SKP(-1)	-0.408743	0.238064	-1.716946	0.1042
D(RES_DEF_SKP(-1))	-0.077943	0.239585	-0.325325	0.7489
Determinatsiooni koefitsient	0.234732	Sõltuva muutuja keskvärtus		4.79E-05
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.189716	Sõltuva muutuja standardhälve		0.008954
Regressiooni standardviga	0.008060	Akaike informatsiooni kriteerium		-6.704433
Jääkliikmete ruutude summa	0.001104	Schwarzi kriteerium		-6.605018
Log tõepära	65.69211	F-statistik		5.214435
Durbin-Watson statistik	1.696055	Tõenäosus (F-statistik)		0.035536

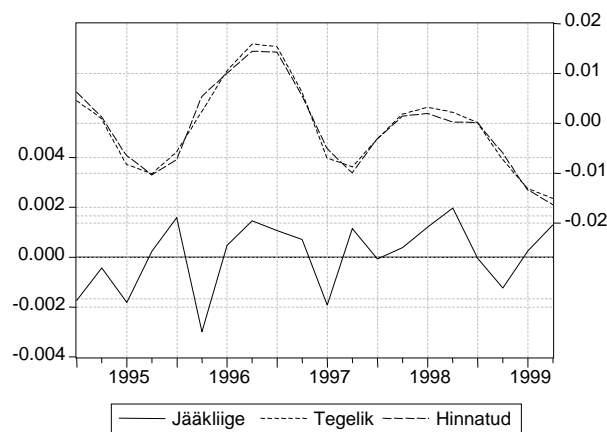
LISA 4. Võrrandite statistilised protokollid

Lisa 4.1. Avatud sektor

Sõltuv muutuja: RES_THI_TR
 Meetod: Tavaline vähimruut
 Hindamise periood: 1994:3 1999:2
 Kasutatav vaatluste arv: 20

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RES_DEF_M	0.318169	0.056580	5.623335	0.0001
GAP_RSKP(-1)	-0.076484	0.014363	-5.325199	0.0001
RES_THI_NT(-1)	0.074726	0.036764	2.032589	0.0630
DME_9504_9603	0.006444	0.001077	5.981105	0.0000
DME_9501_9503	-0.003526	0.001152	-3.061610	0.0091
RES_THI_TR(-1)	0.639574	0.113122	5.653845	0.0001
RES_THI_TR(-2)	-0.396223	0.090320	-4.386863	0.0007
Determinatsiooni koefitsient	0.975502	Sõltuva muutuja keskväärus		-0.000774
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.964195	Sõltuva muutuja standardhälve		0.008763
Regressiooni standardviga	0.001658	Akaike informatsiooni kriteerium		-9.697068
Jääkliikmete ruutude summa	3.57E-05	Schwarzi kriteerium		-9.348562
Log tõepära	103.9707	F-statistik		86.27631
Durbin-Watson statistik	2.008431	Tõenäosus (F-statistik))		0.000000

Mudeli siluvus ja jääkliige



Jääkliikme testid

Perioodilisuse korrelatsiooni LM test ARCH LM test	Viiteaeg 4		Viiteaeg 2	
	LM statistik	tõenäosus	LM statistik	tõenäosus
	12.037	0.017	10.904	0.0042
White'i heteroskedastiivsuse test (n*R2 statistik) J.B.-statistik	Viiteaeg 4		Viiteaeg 2	
	Tõenäosus		Tõenäosus	
	17.01373		0.149082	
	0.362696		0.834145	

Lisa 4.2. Varjatud sektor

• Nelja kvartali indeksi võrrand

Sõltuv muutuja: RES_THI_NT

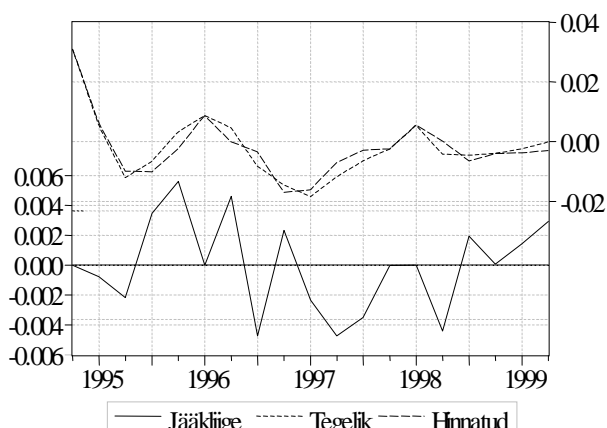
Meetod: Tavaline vähimruut

Hindamise periood(korrigeeritud): 1994:3 1999:2

Kasutatav vaatluste arv: 20 (peale otspunktide kohandamist)

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RES_THI_NT(-1)	0.446961	0.097784	4.570887	0.0005
RES_THI_NT(-2)	-0.290095	0.044241	-6.557233	0.0000
DMS_9404	0.021500	0.004336	4.958401	0.0003
DMS_9601	0.008391	0.003787	2.216048	0.0451
-DME_9604_9701	0.008961	0.002919	3.069688	0.0090
DMS_9801	0.007832	0.003752	2.087374	0.0571
MNEER(-1)	-0.002992	0.000939	-3.187050	0.0071
Determinatsiooni koefitsient	0.928756	Sõltuva muutuja keskväärus		-0.001059
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.895874	Sõltuva muutuja standardhälve		0.011267
Regressiooni standardviga	0.003636	Akaike informatsiooni kriteerium		-8.126746
Jääkliikmete ruutude summa	0.000172	Schwarzi kriteerium		-7.778240
Log tõepära	88.26746	F-statistik		28.24530
Durbin-Watson statistik	1.962960	Tõenäosus (F-statistik))		0.000001

Mudeli siluvus ja jääkliige



Jääkliikme testid

Perioodilise korrelatsiooni LM test
ARCH LM test

Viiteaeg 4		Viiteaeg 2	
LM statistik	tõenäosus	LM statistik	tõenäosus
1.588	0.811	1.017080	0.601373
2.157878	0.706748	0.496619	0.780119

White'i heteroskedastiivsuse test
(n*R2 statistik)
J.B.-statistik

	Tõenäosus
12.04491	0.282062
0.498187	0.779507

• Kvartali indeksi võrrand

Sõltuv muutuja: RES_THI_NT_Q

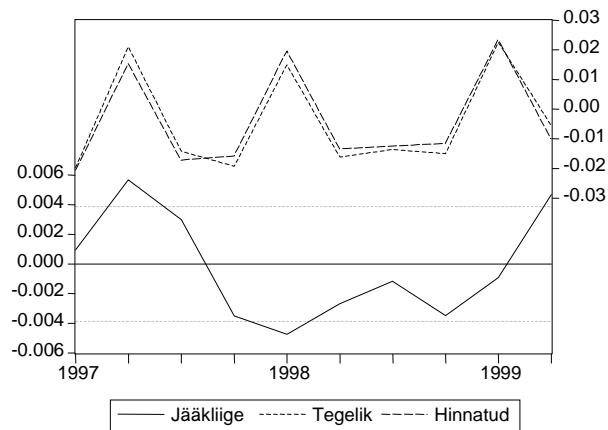
Meetod: Tavaline vähimruut

Hindamise periood: 1997:1 1999:2

Kasutatav vaatluste arv: 10

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
DUM_ADMIN	0.034191	0.002656	12.87250	0.0000
THI_NT_LR(-1)	-0.351988	0.034308	-10.25971	0.0000
Determinatsiooni koefitsient	0.954438	Sõltuva muutuja keskväärus		-0.004504
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.948742	Sõltuva muutuja standardhälve		0.017099
Regressiooni standardviga	0.003871	Akaike informatsiooni kriteerium		-8.093670
Jäakliikmete ruutude summa	0.000120	Schwarzi kriteerium		-8.033153
Log tõepära	42.46835	F-statistik		167.5838
Durbin-Watson statistik	1.024525	Tõenäosus (F-statistik))		0.000001

Mudeli siluvus ja jääkliige



Jäakliikme testid

Perioodilisuse korrelatsiooni LM test
ARCH LM test

Viiteaeg 4		Viiteaeg 2	
LM statistik	tõenäosus	LM statistik	tõenäosus
7.530603	0.110367	6.512087	0.038541
2.788590	0.593804	0.684348	0.710225

White'i heteroskedastiivsuse test
(n*R2 statistik)
J.B.-statistik

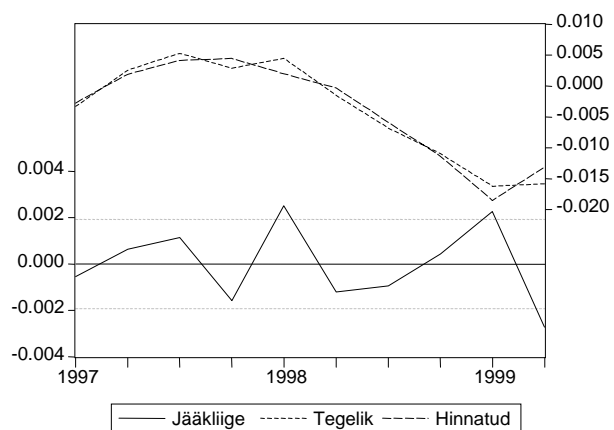
	Tõenäosus
1.988695	0.574756
0.909761	0.634524

Lisa 4.3. Tootjahinnad

Sõltuv muutuja: RES_TOHI
 Meetod: Tavaline vähimruut
 Hindamise periood: 1997:1 1999:2
 Kasutatav vaatluste arv: 10

Muutuja	Koefitsient	Standardvig a	t-Statistik	Tõenäosus
NER_USD_GEOM4Q-1	-0.120875	0.043457	-2.781460	0.0272
GAP_RSKP	-0.137082	0.020315	-6.747704	0.0003
C	-0.004515	0.000997	-4.527664	0.0027
Determinatsiooni koefitsient	0.956861	Sõltuva muutuja keskväärus		-0.003955
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.944536	Sõltuva muutuja standardhälve		0.008167
Regressiooni standardviga	0.001923	Akaike informatsiooni kriteerium		-9.426087
Jäakliikmete ruutude summa	2.59E-05	Schwarzi kriteerium		-9.335311
Log tõepära	50.13043	F-statistik		77.63298
Durbin-Watson statistik	2.696567	Tõenäosus (F-statistik))		0.000017

Mudeli siluvus ja jääkliige



Jäakliikme testid

Perioodilisuse korrelatsiooni LM test
 ARCH LM test

Viiteaeg 4		Viiteaeg 2	
LM statistik	tõenäosus	LM statistik	tõenäosus
7.910354	0.094918	6.430787	0.040140
5.259350	0.261706	2.178113	0.336534

White'i heteroskedastiivsuse test
 (n*R² statistik)
 J.B.-statistik

	Tõenäosus
6.270887	0.179811
0.443723	0.801026

Lisa 4.4. Impordi deflaator

Sõltuv muutuja: RES_DEF_M

Meetod: Tavaline vähimruut

Hindamise periood: 1995:1 1999:2

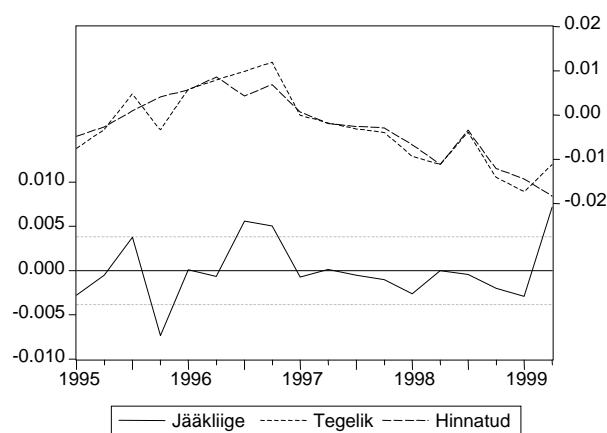
Kasutatav vaatluste arv: 18

RES_DEF_M=C(1)*RES_DEF_X+C(2)*RES_DEF_SKP(-1)+C(3)

*DMS_9802+C(4)

	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
C(1)	0.519574	0.124868	4.160982	0.0010
C(2)	0.481441	0.119283	4.036136	0.0012
C(3)	-0.011476	0.004064	-2.823464	0.0135
C(4)	-0.001939	0.000957	-2.024878	0.0624
Determinatsiooni koefitsient	0.825153	Sõltuva muutuja keskvärtus		-0.002795
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.787686	Sõltuva muutuja standardhälve		0.008330
Regressiooni standardviga	0.003838	Akaike informatsiooni kriteerium		-8.094512
Jäakliikmete ruutude summa	0.000206	Schwarzi kriteerium		-7.896651
Log tõepära	76.85060	F-statistik		22.02334
Durbin-Watson statistik	1.904053	Tõenäosus (F-statistik))		0.000014

Mudeli siluvus ja jääkliige



Jäakliikme testid

Perioodilisuse korrelatsiooni LM test ARCH LM test	Viiteaeg 4		Viiteaeg 2	
	LM statistik	tõenäosus	LM statistik	tõenäosus
	0.983477	0.912291	0.547903	0.760369
	1.938377	0.747092	1.919053	0.383074

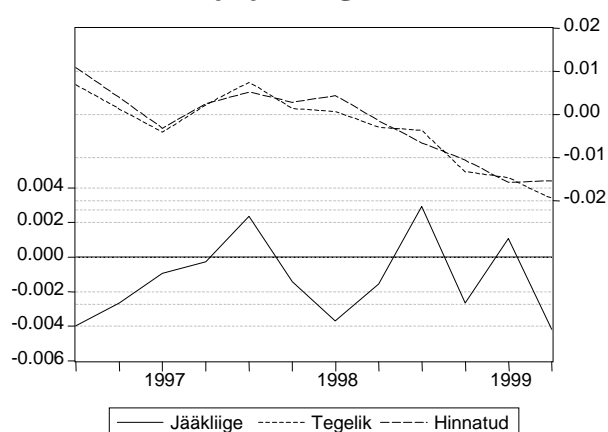
White'i heteroskedastiivsuse test (n*R2 statistik) J.B.-statistik	Tõenäosus	
	8.105304	0.150527
	0.389029	0.823234

Lisa 4.5. Ekspordi deflaator

Sõltuv muutuja: RES_DEF_X
 Meetod: Tavaline vähimruut
 Hindamise periood: 1996:3 1999:2
 Kasutatav vaatluste arv: 12

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RES_TOHI	0.971395	0.091129	10.65952	0.0000
Determinatsiooni koefitsient	0.897953	Sõltuva muutuja keskväärus		-0.003231
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.897953	Sõltuva muutuja standardhälve		0.008539
Regressiooni standardviga	0.002728	Akaike informatsiooni kriteerium		-8.890983
Jääkliikmete ruutude summa	8.19E-05	Schwarzi kriteerium		-8.850574
Log tõepära	54.34590	Durbin-Watson statistik		1.573043

Mudeli siluvus ja jääkliige



Jääkliikme testid

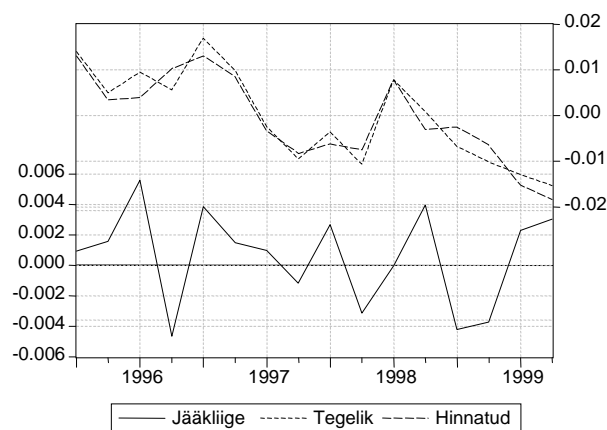
Perioodilisuse korrelatsiooni LM test ARCH LM test	Viiteaeg 4		Viiteaeg 2	
	LM statistik	tõenäosus	LM statistik	tõenäosus
	0	1	0	1
	7.316191	0.120093	1.856824	0.395181
White'i heteroskedastiivsuse test (n*R2 statistik) J.B.-statistik	Tõenäosus			
	3.903824	0.142002		
	0.892608	0.639989		

Lisa 4.6. SKP deflaator

Sõltuv muutuja: RES_DEF_SKP
 Meetod: Tavaline vähimruut
 Hindamise periood: 1995:3 1999:2
 Kasutatav vaatluste arv: 16

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
RES_THI_TR	0.578062	0.159835	3.616606	0.0035
RES_THI_NT(-3)	0.493267	0.080289	6.143650	0.0000
DMS_9801	0.011519	0.003728	3.089614	0.0094
RES_DEF_X	0.379797	0.166485	2.281274	0.0416
Determinatsiooni koefitsient	0.901085	Sõltuva muutuja keskväärus		-0.000100
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.876357	Sõltuva muutuja standardhälve		0.010208
Regressiooni standardviga	0.003589	Akaike informatsiooni kriteerium		-8.209390
Jäakliikmete ruutude summa	0.000155	Schwarzi kriteerium		-8.016243
Log tõepära	69.67512	F-statistik		36.43892
Durbin-Watson statistik	2.475582	Tõenäosus (F-statistik))		0.000003

Mudeli siluvus ja jääkliige



Jäakliikme testid

Perioodilisuse korrelatsiooni LM test
 ARCH LM test

Viiteaeg 4		Viiteaeg 2	
LM statistik	tõenäosus	LM statistik	tõenäosus
5.999338	0.199198	3.132942	0.208781
3.727643	0.444118	2.680693	0.261755

White'i heteroskedastiivsuse test
 (n*R² statistik)
 J.B.-statistik

	Tõenäosus
11.36852	0.123333
1.022156	0.599849

Lisa 4.7. ARMA(1,1)

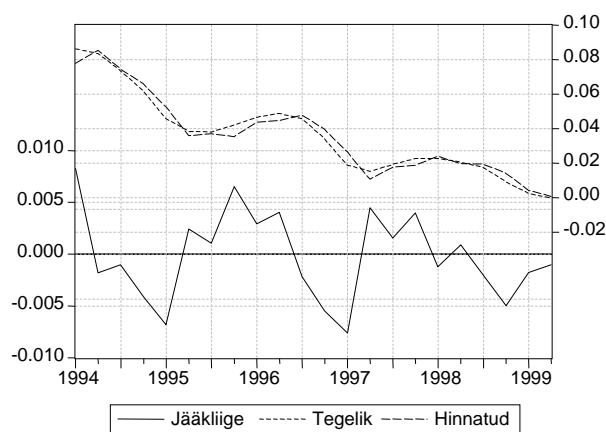
Sõltuv muutuja: THI_TR_4Q^0.25-1

Meetod: Tavaline vähimruut

Hindamise periood: 1994:1 1999:2

Kasutatav vaatluste arv: 22

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
AR(1)	0.908822	0.037079	24.51013	0.0000
MA(1)	0.841190	0.118527	7.097060	0.0000
Determinatsiooni koefitsient	0.969767	Sõltuva muutuja keskväärus		0.035975
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.968255	Sõltuva muutuja standardhälve		0.024350
Regressiooni standardviga	0.004338	Akaike informatsiooni kriteerium		-7.956080
Jäakliikmete ruutude summa	0.000376	Schwarzi kriteerium		-7.856895
Log tõepära	89.51688	F-statistik		641.5196
Durbin-Watson statistik	1.393290	Tõenäosus (F-statistik)		0.000000



Lisa 4.8. Libisev keskmine

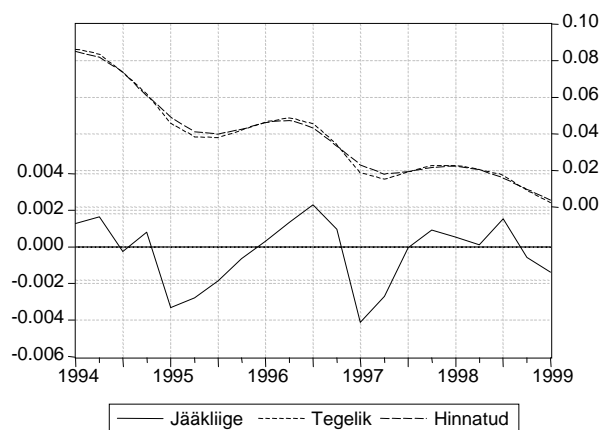
Sõltuv muutuja: THI_TR_4Q^0.25-1

Meetod: Tavaline vähimruut

Hindamise periood(korrigeeritud): 1994:1 1999:1

Kasutatav vaatluste arv: 21 (peale otspunktide kohandamist)

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-Statistik	Tõenäosus
LIBISEV	1.010497	0.009073	111.3683	0.0000
Determinatsiooni koefitsient	0.994048	Sõltuva muutuja keskväärus		0.037705
Korrigeeritud determinatsiooni koefitsient	0.994048	Sõltuva muutuja standardhälve		0.023525
Regressiooni standardviga	0.001815	Akaike informatsiooni kriteerium		-9.739036
Jäakliikmete ruutude summa	6.59E-05	Schwarzi kriteerium		-9.689296
Log tõepära	103.2599	Durbin-Watson statistik		1.098756



Lisa 4.9. HP filter

Sõltuv muutuja: THI_TR_4Q^0.25-1

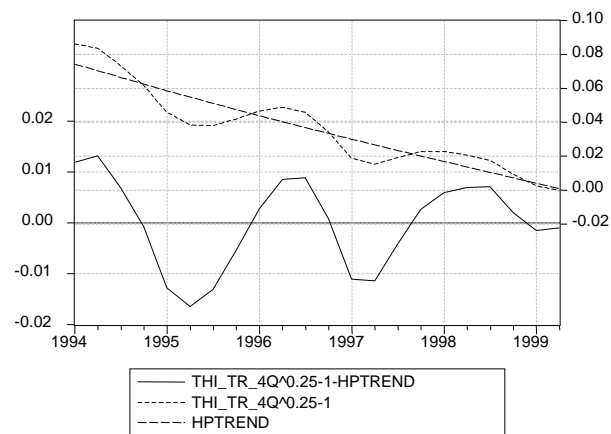
Meetod: Tavaline vähimruut

Date: 12/13/99 Time: 17:25

Kasutatav vaatluste arv: 22

THI_TR_4Q^0.25-1=HPTREND01

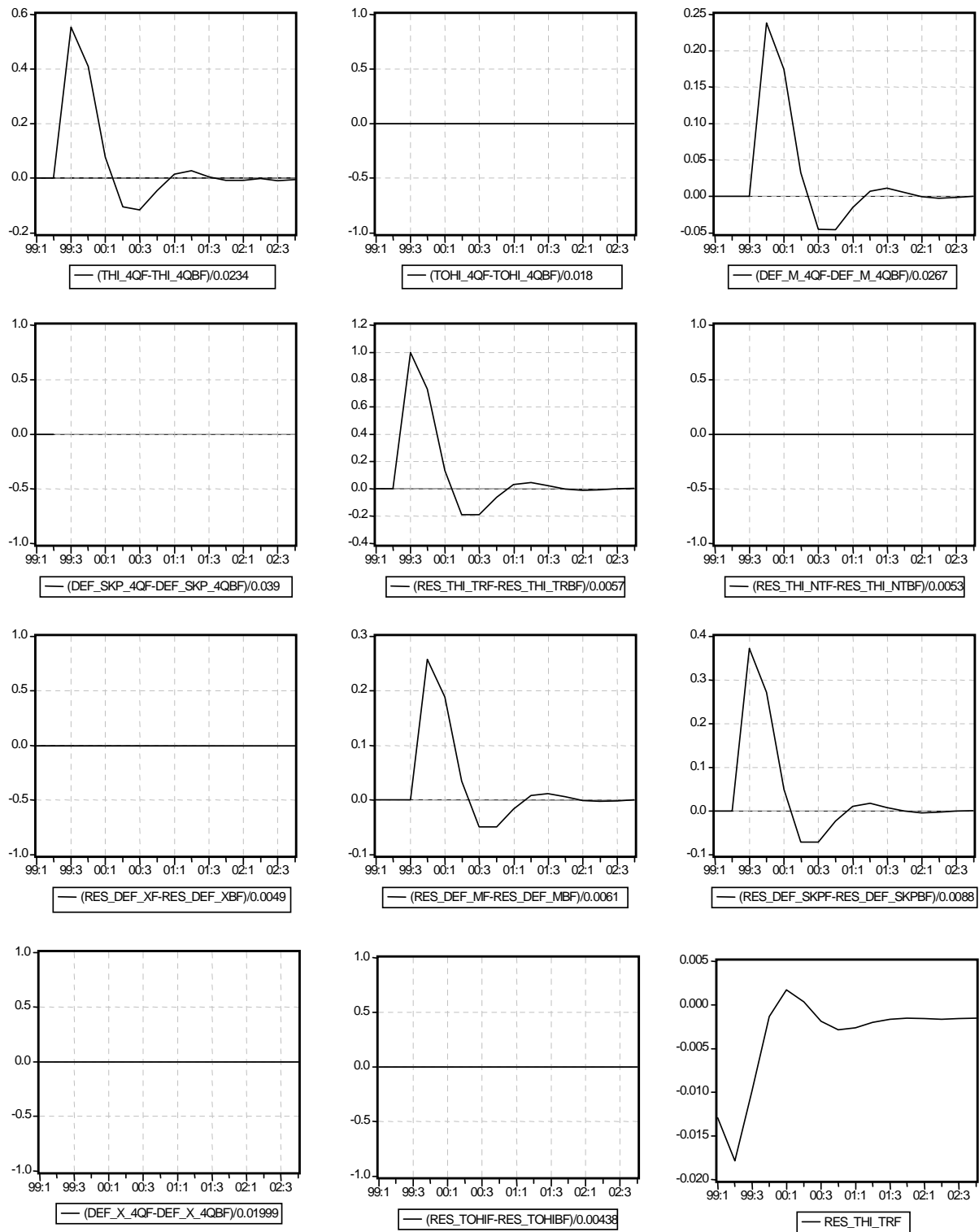
Determinatsiooni koefitsient	0.873512	Sõltuva muutuja keskväärus	0.035975
Korrigeeritud	0.873512	Sõltuva muutuja standardhälve	0.024350
determinatsiooni koefitsient			
Regressiooni standardviga	0.008660	Akaike informatsiooni kriteerium	-6.615791
Jääkliikmete ruutude summa	0.001575	Schwarzi kriteerium	-6.566198
Log tõepära	73.77370	Durbin-Watson statistik	0.496738



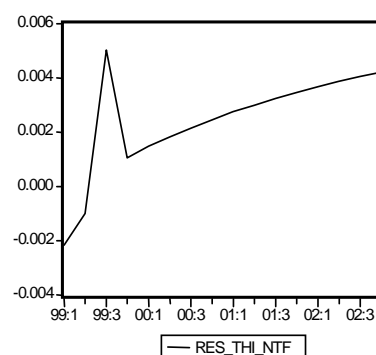
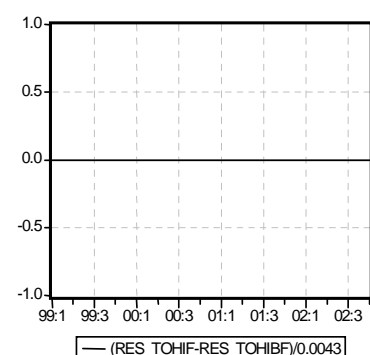
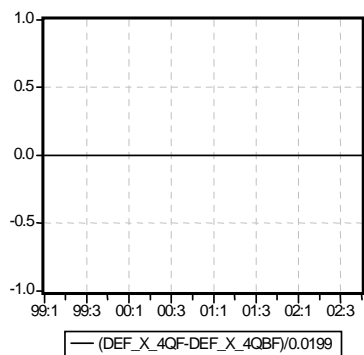
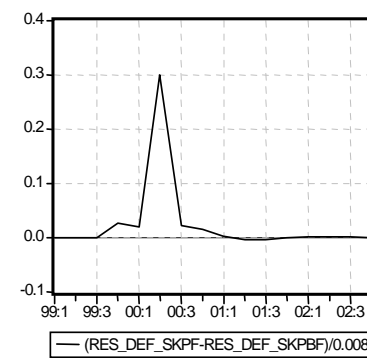
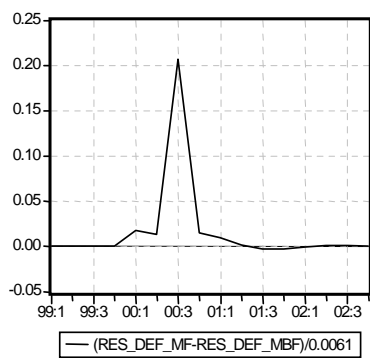
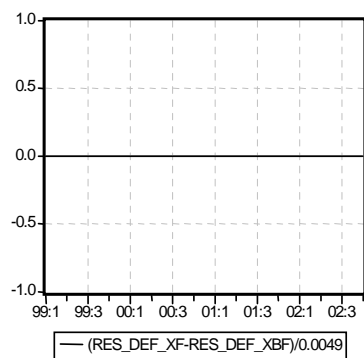
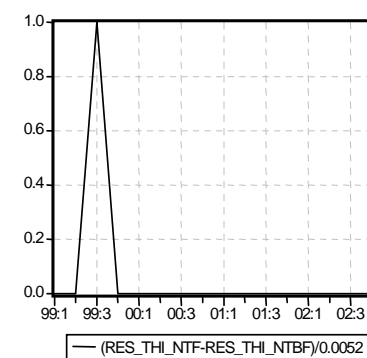
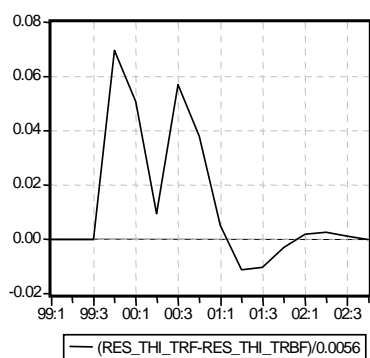
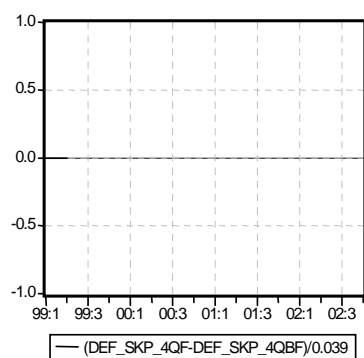
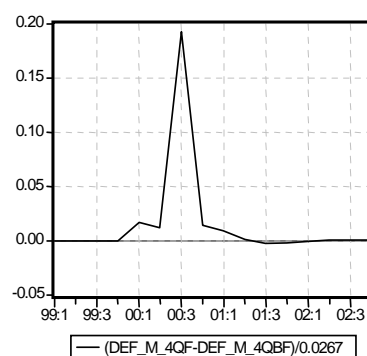
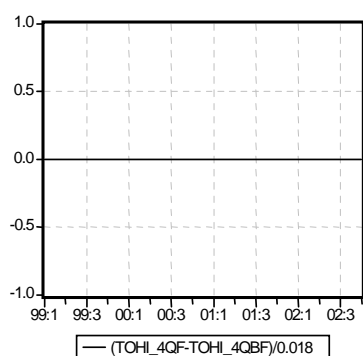
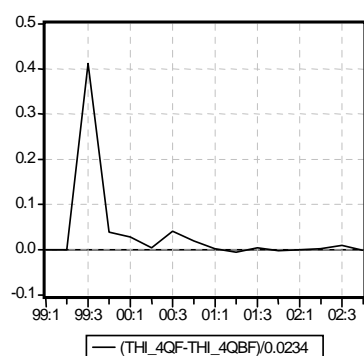
LISA 5. Endogeensete šokkide mõju joonised

Šoki hetk on 1999. a III kvartal, simulatsiooniperiood - I kv 1999 kuni IV kv 2002.

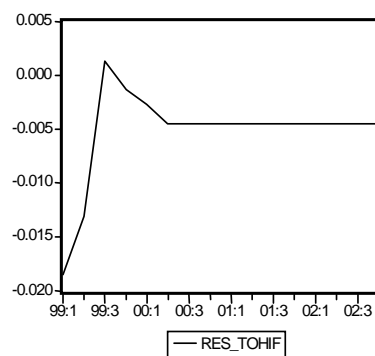
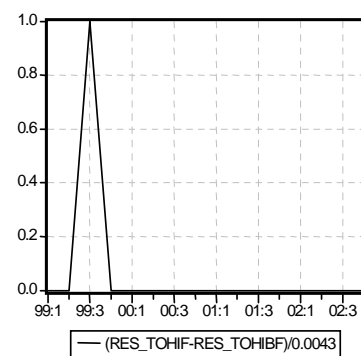
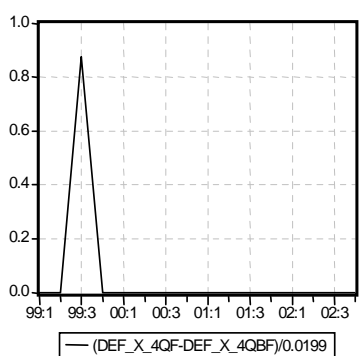
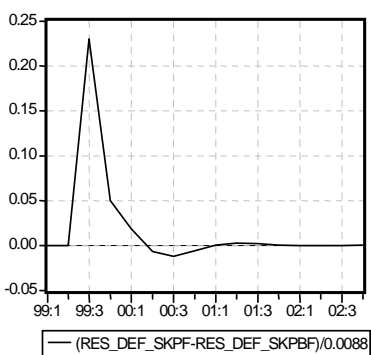
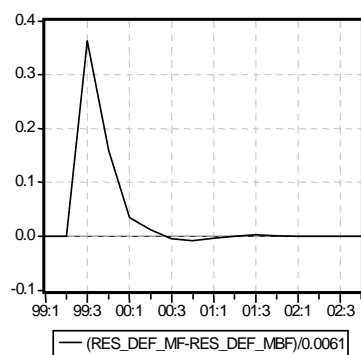
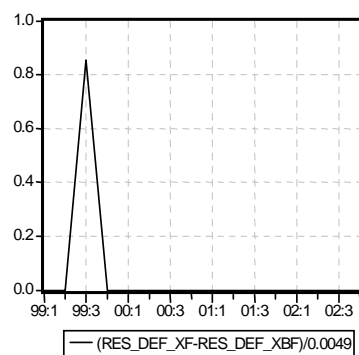
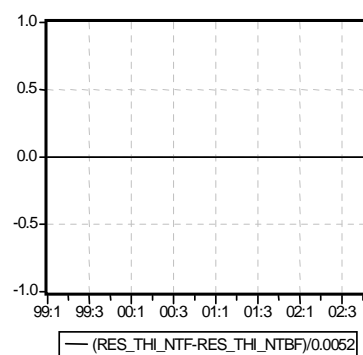
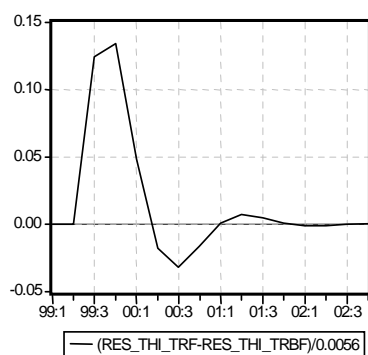
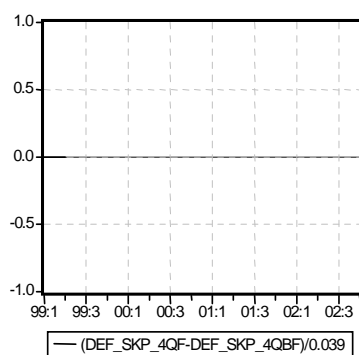
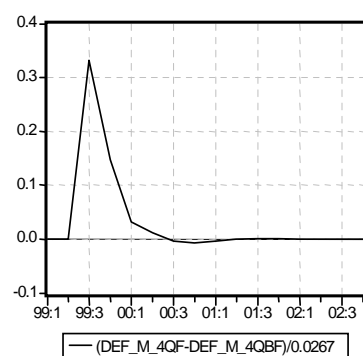
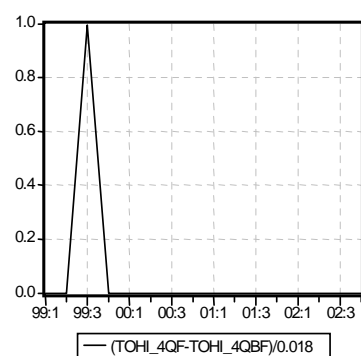
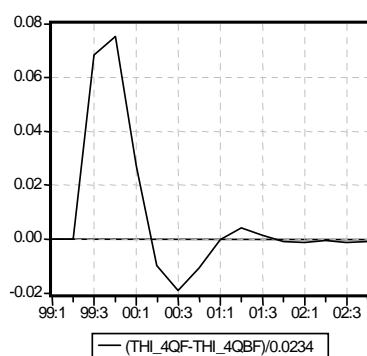
RES_THI_TR 1 standardhälbe suuruse šoki mõju



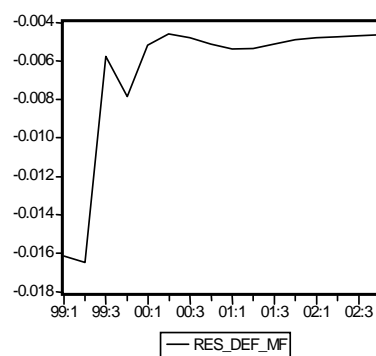
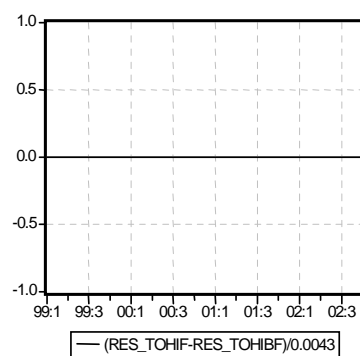
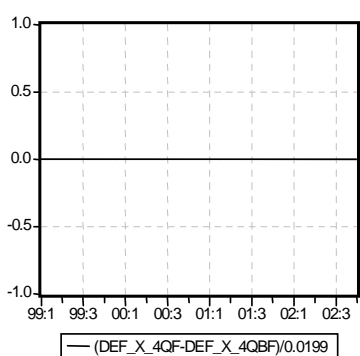
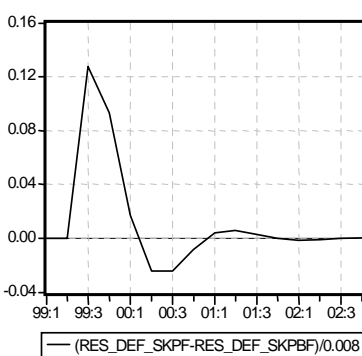
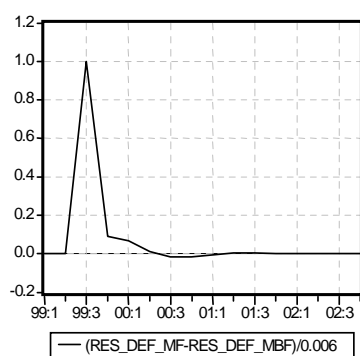
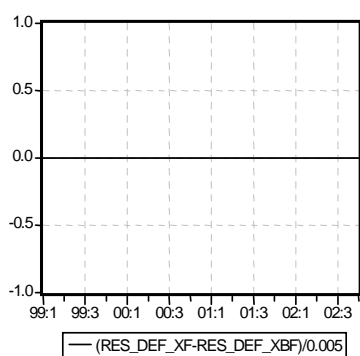
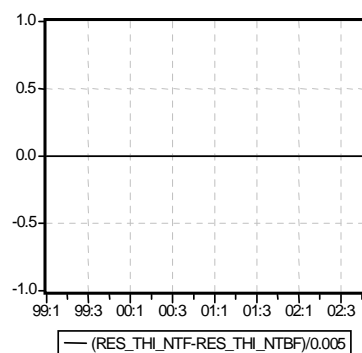
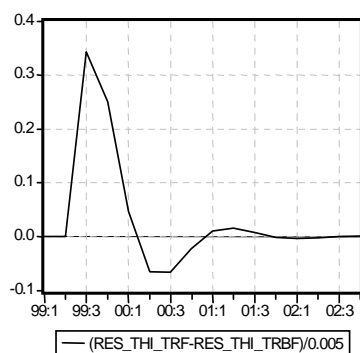
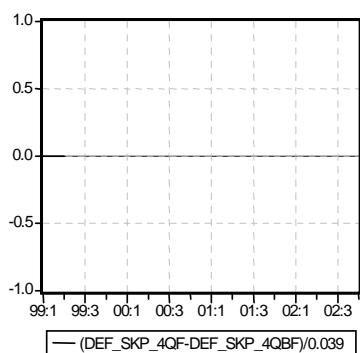
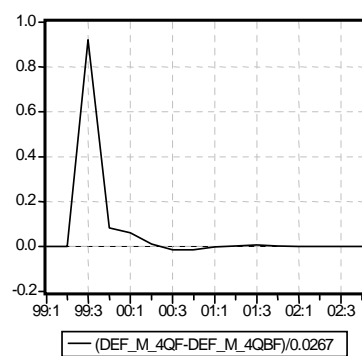
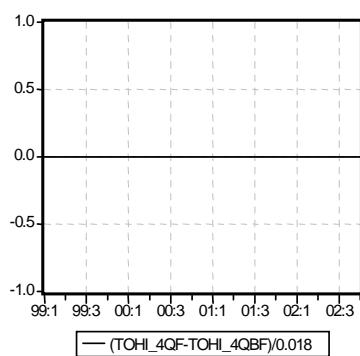
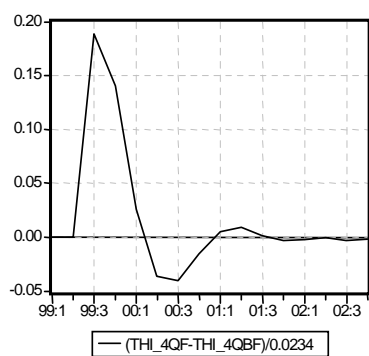
RES_THI_NT 1 standardhälbe suuruse šoki mõju



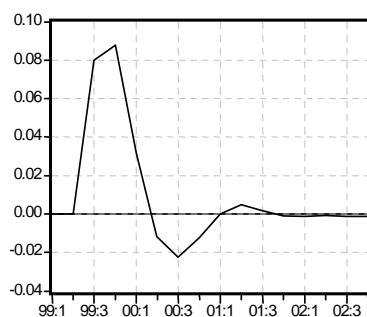
RES_ToHI 1 standardhälbe suuruse šoki mõju



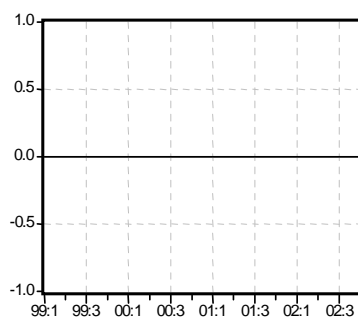
RES_DEF_M 1 standardhälbe suuruse šoki mõju



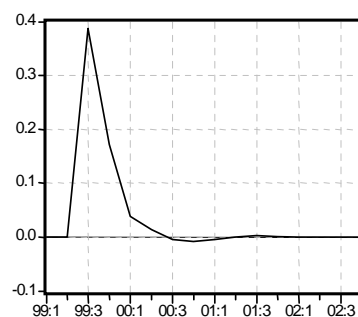
RES_DEF_X 1 standardhälbe suuruse šoki mõju



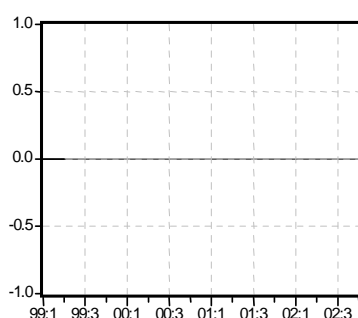
— $(THI_{4QF}-THI_{4QBF})/0.0234$



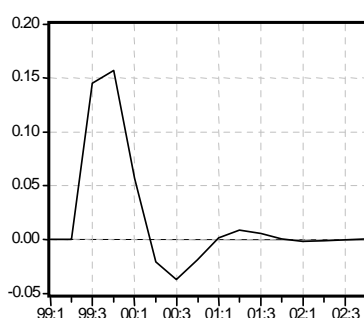
— $(TOHI_{4QF}-TOHI_{4QBF})/0.018$



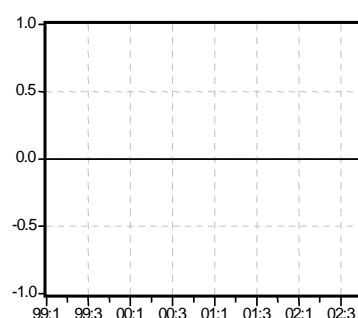
— $(DEF_{M_4QF}-DEF_{M_4QBF})/0.0267$



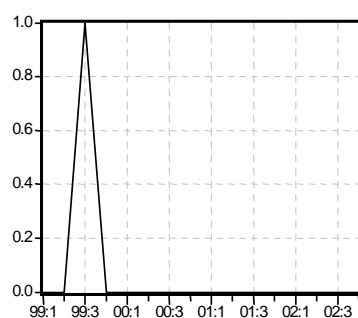
— $(DEF_{SKP_4QF}-DEF_{SKP_4QBF})/0.039$



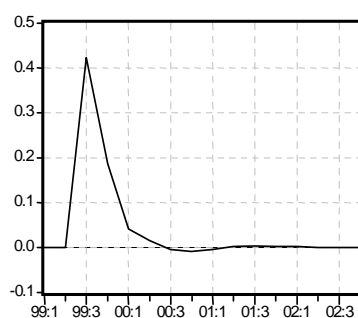
— $(RES_{THI_TRF}-RES_{THI_TRBF})/0.005$



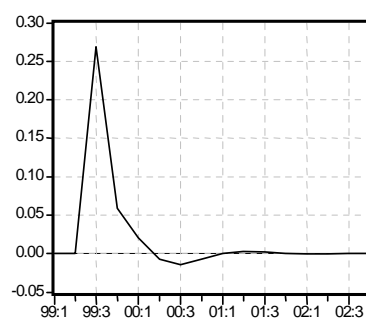
— $(RES_{THI_NTF}-RES_{THI_NTBF})/0.005$



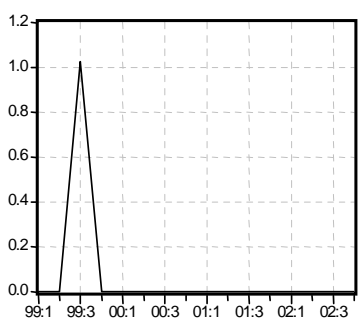
— $(RES_{DEF_XF}-RES_{DEF_XBF})/0.005$



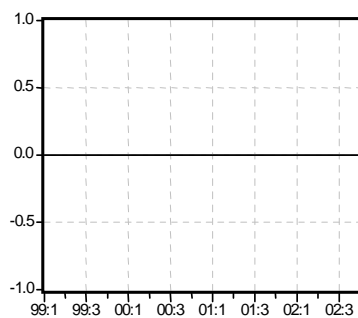
— $(RES_{DEF_MF}-RES_{DEF_MBF})/0.0061$



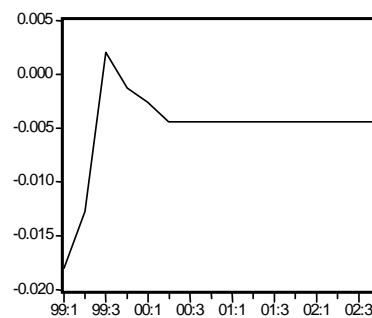
— $(RES_{DEF_SKPF}-RES_{DEF_SKPBF})/0.0088$



— $(DEF_{X_4QF}-DEF_{X_4QBF})/0.0199$

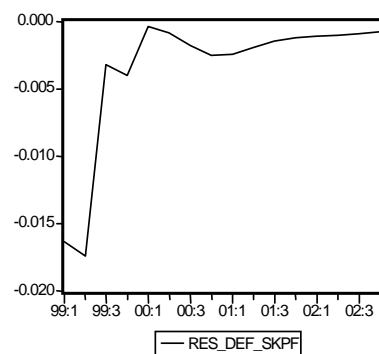
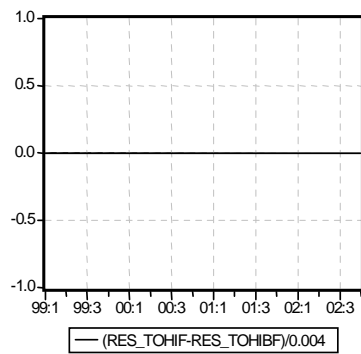
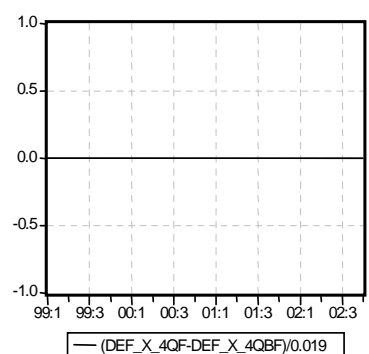
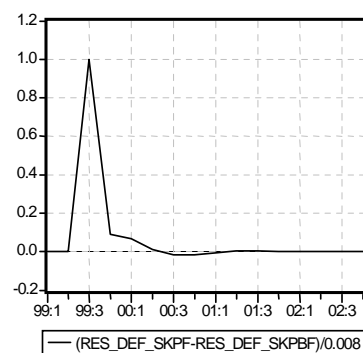
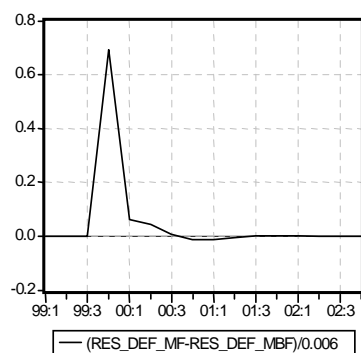
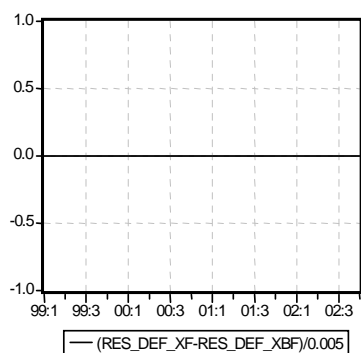
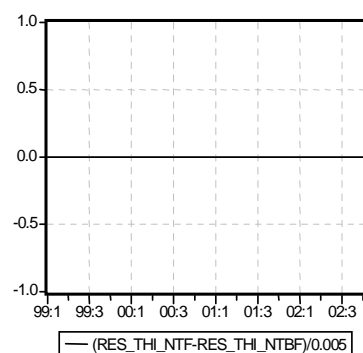
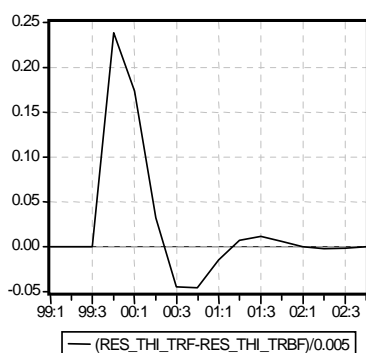
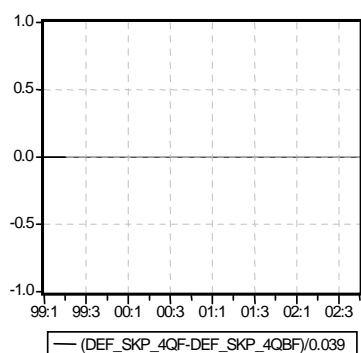
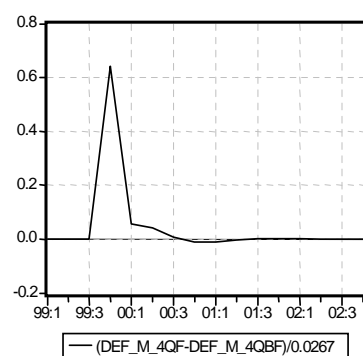
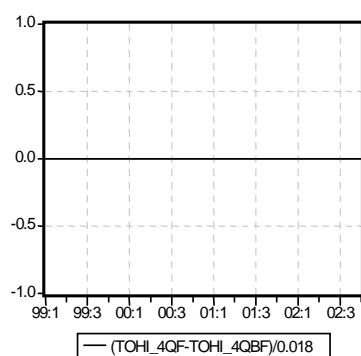
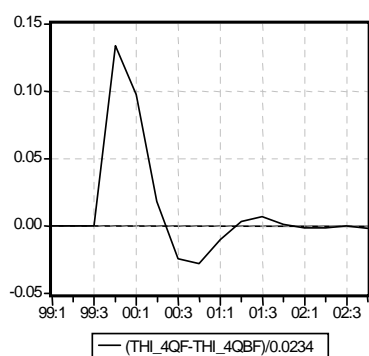


— $(RES_{TOHIF}-RES_{TOHIBF})/0.0044$

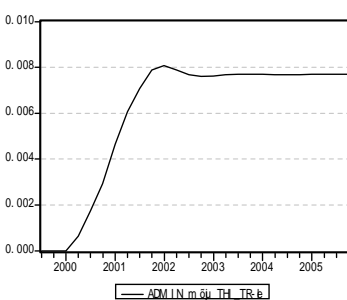
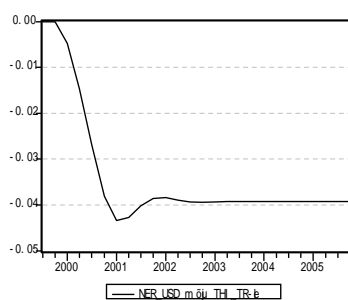
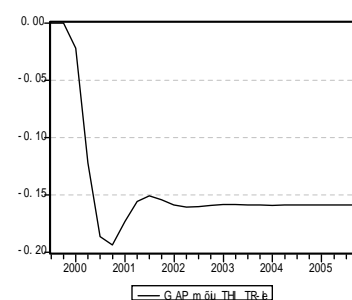
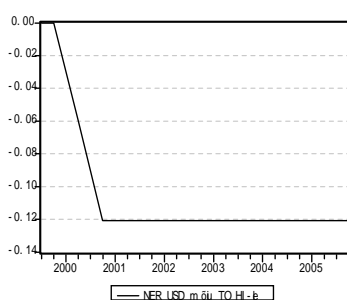
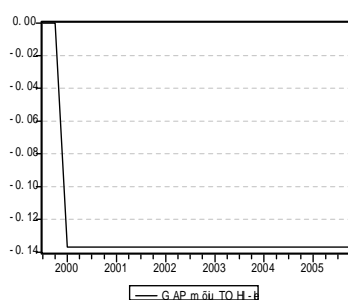
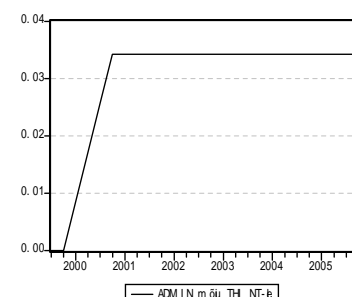
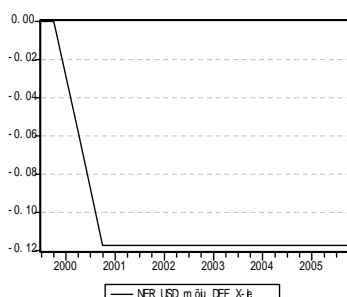
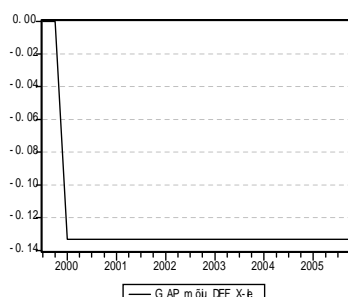
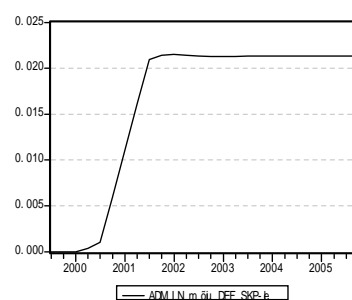
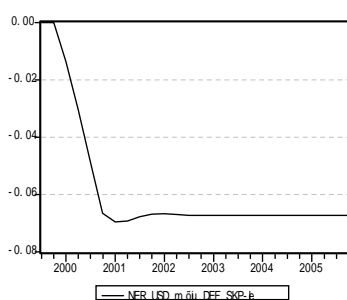
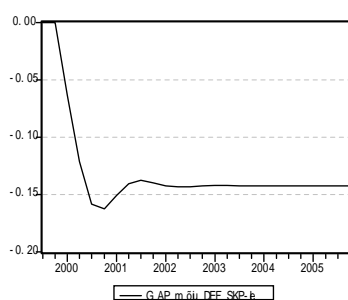
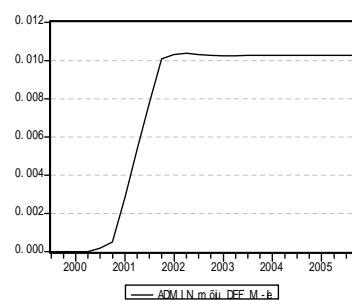
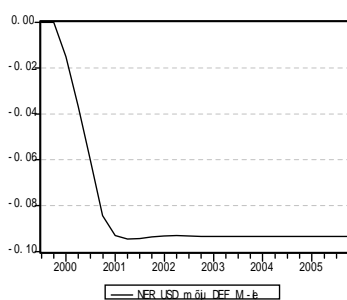
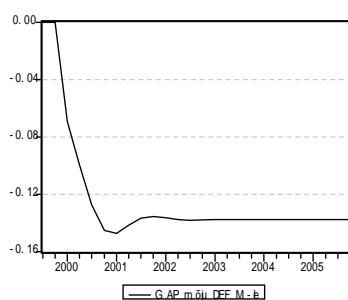


— RES_{DEF_XF}

RES_DEF_SKP 1 standardhälbe suuruse šoki mõju



LISA 6. Mudeli eksogeensete muutujate šoki mõjud



LISA 7. Võrrandisüsteem

Mudeli võrrandisüsteem koosneb neljast osast:

1) PIKAAJALISED VÕRRANDID

DEF_M_LR = 0.003016+466.899/@trend(90:1)^3
DEF_X_LR= 0.003016+2477.539/@trend(90:1)^3.5
TOHI_LR=0.003016+4494.974/@trend(90:1)^3.7
THI_TR_LR=0.003016+67.755/@trend(90:1)^2.4
THI_NT_LR=0.003016+407.736/@trend(90:1)^2.7

2) HÄLVETE VÕRRANDID

RES_THI_TR= 0.3182*RES_DEF_M - 0.0765*GAP_RSKP(-1) + 0.0747*RES_THI_NT(-1) +
0.0064*DME_9504_9603 - 0.0035*DME_9501_9503 + 0.6396*RES_THI_TR(-1) -
0.3962*RES_THI_TR(-2)

RES_THI_NT_Q = 0.0342*DUM_ADMIN - 0.352*THI_NT_LR(-1)
(RES_THI_NT +1)^4=(RES_THI_NT_Q +THI_NT_LR+1)*(RES_THI_NT_Q(-1)+
THI_NT_LR(-1)+1)*(RES_THI_NT_Q(-2)+THI_NT_LR(-2)+1)*(RES_THI_NT_Q(-3)+
THI_NT_LR(-3)+1)

RES_TOHI = -0.1209*(NER_USD_GEOM4Q-1) - 0.13708*GAP_RSKP - 0.0045

RES_DEF_M=0.5196*RES_DEF_X+0.4814*RES_DEF_SKP(-1)-0.0115*DMS_9802-0.0019

RES_DEF_X = 0.9714*RES_TOHI

RES_DEF_SKP= 0.5781*RES_THI_TR + 0.4933*RES_THI_NT(-3) + 0.0115*DMS_9801 +
0.3798*RES_DEF_X

3) INDEKSITE ARVUTAMINE

THI_TR_4Q=(RES_THI_TR+THI_TR_LR+1)^4
THI_TR_Q=THI_TR_4Q*THI_TR_Q(-4)/THI_TR_4Q(-1)
THI_TR_BQ=THI_TR_BQ(-4)*THI_TR_4Q

THI_NT_4Q=(RES_THI_NT+THI_NT_LR+1)^4
THI_NT_Q=THI_NT_4Q*THI_NT_Q(-4)/THI_NT_4Q(-1)
THI_NT_BQ=THI_NT_BQ(-4)*THI_NT_4Q

THI_4Q=TR4Q_KAAL_THI4Q*(THI_TR_4Q)+(1-TR4Q_KAAL_THI4Q)*(THI_NT_4Q)
THI_Q=THI_4Q*THI_Q(-4)/THI_4Q(-1)
THI_BQ=THI_BQ(-4)*THI_4Q

DEF_M_4Q=(RES_DEF_M+DEF_M_LR+1)^4
DEF_M_Q=DEF_M_4Q*DEF_M_Q(-4)/DEF_M_4Q(-1)
DEF_M_BQ=DEF_M_BQ(-4)*DEF_M_4Q

DEF_X_4Q=(RES_DEF_X+DEF_X_LR+1)^4
DEF_X_Q=DEF_X_4Q*DEF_X_Q(-4)/DEF_X_4Q(-1)
DEF_X_BQ=DEF_X_BQ(-4)*DEF_X_4Q

$TOHI_4Q = (RES_TOHI + TOHI_LR + 1)^4$
 $TOHI_Q = TOHI_4Q * TOHI_Q(-4) / TOHI_4Q(-1)$
 $TOHI_BQ = TOHI_BQ(-4) * TOHI_4Q$

$DEF_SKP_4Q = (RES_DEF_SKP + DEF_SKP_LR + 1)^4$
 $DEF_SKP_Q = DEF_SKP_4Q * DEF_SKP_Q(-4) / DEF_SKP_4Q(-1)$
 $DEF_SKP_BQ = DEF_SKP_BQ(-4) * DEF_SKP_4Q$

$DEF_DD_BQ = (RSKP * DEF_SKP_BQ - RX * DEF_X_BQ + RM * DEF_M_BQ) / (RSKP - RX + RM)$
 $DEF_AD_BQ = (RSKP * DEF_SKP_BQ + RM * DEF_M_BQ) / (RSKP + RM)$
 $DLOG(DEF_INV_BQ) = 0.8557 * DLOG(DEF_SKP_BQ) + 0.1169 * (DMS_9801 - DMS_9801(1))$

4) **KAALUDE ARVUTAMINE**⁴¹

$TR4Q_KAAL_THI4Q = (THI_TR_BQ(-4) * ((-THI_NT_BQ(-4) * THI_TR_KAAL_THI * THI_TR_BQ) + (THI_NT_BQ(-4) * THI_NT_BQ * THI_TR_KAAL_THI) + (THI_NT_BQ * THI_TR_KAAL_THI(-4) * THI_TR_BQ(-4)) - (THI_NT_BQ * THI_NT_BQ(-4) * THI_TR_KAAL_THI(-4)))) / (THI_BQ(-4) * (-THI_TR_BQ * THI_NT_BQ(-) + THI_NT_BQ * THI_TR_BQ(-4)))$

⁴¹ Kaalude arvutamine on vajalik mudelis esinevate THI erinevate indekskujude omavaheliseks teisendamiseks