

1. Sissejuhatus

Hinnavõrrandite ja Phillipsi kõvera (edaspidi PC) hindamise üheks probleemiks on ootuste käsitlemine ja nende kvantitatiivne väljendamine. Käesoleva uuringu eesmärk oli otsida ootuste kohta täiendavat eksogeenset informatsiooni, mis taotluse kohaselt pidi tõstma hinnavõrrandite ja kogu makromudeli adekvaatust.

Inflatsiooniootusi võib hinnata tulu kõverast¹ või küsitluse andmetel². Kuna Eesti kapitaliturg on veel arengustaadiumis ja siin puuduvad paljud instrumendid, siis pole ka tulukõvera kasutamine inflatsiooniootuste vaatlemisel efektiivne. Ainuke viis, kuidas täiendada infoga arvestada, on küsitluse andmete kasutamine. Küsitlustulemusena kasutasime Eesti Konjunkturiinstituudi (EKI) kvartaliväljaandes Konjunktuur avaldatud majapidamiste, tööstuse ja kaubanduse baromeetri andmeid (edaspidi EKIB).

Arusaadavalt alustasime küsitluse andmete analüüsist. Konventsionaalse skeemi kohaselt (vastavad testid on lisas 1) uurisime Eesti andmetel nii ootuste nõrka kui ka piisavat ja ranget ratsionaalsust. Siiski ei saanud me tavapärasest analüüsiskeemi jälgida üks-ühele. Nõrga ratsionaalsuse täpset testimist takistas asjaolu, et EKI küsitlusest ei selgu oodatav inflatsioonimäär mitte arvuliselt, vaid üksnes jaotusindikaatorina. Seetõttu kontrollisime ootuste nõrka ratsionaalsust kaudselt – selle põhjal, kuivõrd adekvaatselt vastavad EKIB ootused tegelikule inflatsioonile (ehk kui suur on ootuste kooskõla tegeliku inflatsiooniga)³. Selleks hindasime regressioonivõrrandeid, kus inflatsiooni seletavaks muutujaks on EKIB ootused.

Piisavat ja ranget ratsionaalsust analüüsiti EKIB ootuste kasutamisega inflatsiooni simuleerimisel ja prognoosimisel. Tahtsime selgitada – eeldusel, et EKIB ootused vastavad tegelikele –, kas EKIB ootusi sisaldavatel võrranditel on simulatsioonides või prognoosimisel eeliseid võrreldes teisiti määratletud ootustega. Alternatiiviks hindasime ARMA mudeleid ning uurisime EKIB ootuste prognostilist headust võrrelduna ARMA ennustusega⁴.

Ootuste analüüsi tulemused viitasid ühetähenduslikult piisava ratsionaalsuse esinemisele tootjate ja jaemüüjate ootustes. Seetõttu katsetasime neid inflatsioonivõrrandi täiendava seletava muutujana⁵. Niisiis üritasime selgitada, kas küsitlustest pärit ootused sisaldavad sedavõrd täiendavat informatsiooni, et tõsta hinnavõrrandite seletusvõimet.

¹ Vt näiteks Fung, Mitnick, Remolona (1999).

² Vt loend Hallsten (2000, lk 9).

³ Adekvaatsuse/kooskõla üle otsustamisel lähtusime seletava muutujana ootust sisaldava võrrandi peegeldustäpsuse elementaarsetest näitajatest (determinatsiooni kordajast jm), samuti selle jääkliikmete omadustest.

⁴ Prognoosi headuse näitajana kasutasime simulatsiooni keskmist ruutviga.

⁵ Näiteks kombinatsioonina mudelist lähtuva prognoosiga nagu tegid Isard, Laxton, Eliasson (1999).

2. EKI majapidamiste hinnaootuste käsitus ja interpreteerimine

2.1. EKI tarbijabaromeeter

Majapidamiste inflatsiooniootusi väljendab Eesti Konjunktuuriinstituudi tarbijabaromeeter, mis koostatakse, et selgitada majapidamiste turvatunnet, hoiakuid ja tulevikuootusi majandusliku olukorra suhtes. Tarbijabaromeetris on inflatsiooniootuse selgitamiseks esitatud küsimus järgmisel kujul:

“Milline on hindade muutus lähema 12 kuu jooksul (võrreldes möödunud 12 kuuga)?”

Vastused on määratud järgmiste variantidega:

- (1) hinnad tõusevad kiiremini
- (2) hinnad tõusevad sama kiiresti
- (3) hinnad tõusevad aeglasemalt
- (4) hinnad püsivad
- (5) hinnad langevad
- (6) ei oska öelda

Küsitluse vastused sünteesitakse kvantitatiivseks näitarvuks (EKI kõnepruugis “saldoks”, millist terminit kasutatakse ka allpool) järgmise algoritmiga:

$$(1) \quad \text{saldo} = \sum_i \omega_i * V_i$$

kus ω_i on i-nda variandi osatähtsus vastanutest, kusjuures $\sum_i \omega_i = 100$;

V_i on vastuse kaal;

$V_i = \{-1; -0,5; 0; 0,5; 1\}$, kui $i =$ hinnad langevad, siis $V = -1$ jne⁶;

$i = [1;5]$ ⁷.

2.2. Saldo seos oodatava inflatsioonimääraga

Nagu eelnevast ilmneb, väljendavad EKI küsimustikule vastajad oma arvamust

- a) osalt inflatsioonimäärade muutumise (ehk hindade muutuse kiiruse), osalt aga hinnamuutuse suuna kohta (vastusevariandid (4) ja (5));
- b) kvalitatiivselt ilma oodatavat inflatsioonimäärade täpsustamata.

Mõlemast sünnib probleem, mis oluliselt raskendab küsitluse tulemuste tõlgendamist ning kasutamist.

Eelpool esitatud viisil sõnastatud küsimustik on olemuselt üpris keeruline – kui mitte raskesti mõistetav, siis raskesti käsitlev kindlasti⁸. Vastajalt oodatakse arvamust mitte ainult hindade muutumise kohta (stiilis “kasvavad/alanevad”), vaid ka hinnamuutuse kiiruse (ehk protsessi kiirenduse) ennustust. Võib oletada, et keerukusest tulenev eksimise risk on suhteliselt kõrge.

⁶ Konjunktuur (1995, lk 49).

⁷ Saldost on välja jäetud hinnangut varjanud (“ei oska öelda”) vastajad.

⁸ Majapidamiste küsimustik on oluliselt keerulisem tootjatele või kaubandusele saadetavast ankeedist. Viimasega tahetakse hinnangut vaid järgmise kvartali inflatsiooni kohta. See on mõneti paradoksaalne. Just tootjad ja kaubandus on hinnakujundajad, mistõttu juba n-ö amet eeldab nende sektorite suuremat pädevust hinnaküsimustes ja inflatsiooni temaatikaga paremat kursis olekut.

Teine ja arvutustehniliselt peamine raskus on asjaolu, et vastused ega saldo ei väljenda oodatavat inflatsioonimäära arvuliselt. Saldo kasutamiseks inflatsiooniootuste analüüsis tuleb see kõigepealt inflatsioonimääraga seostada.

Teoreetiliselt on saldo teisendamine võrdlemisi komplitseeritud, kuna puudub vähimgi ettekujutus inflatsioonimäära ja saldo sõltuvuse funktsionaalse vormi kohta. Intuitiivselt võib oletada seost, mille kohaselt saldo suurem väärtus tähendab ka kõrgemat oodatavat inflatsioonimäära⁹.

Otsitava seose konstrueerimiseks alustame lihtsustusest. Saldo ja inflatsioonitempo seose määramiseks moodustame pinna, mille dimensioonideks on saldo (x -teljel) ja inflatsioonimäära muut (y -teljel). Oletusel, et kõik vastajad ennustasid sarnaselt, on x - y pinnal võimalik ette kujutada järgmisi punkte. Näiteks, kui kõik ootaksid inflatsioonitempo kasvamist, siis on saldo väärtus valemi (1) järgi $\text{saldo} = \sum_i^5 \omega_i * V_i = 1 * 100 = 100$, mis oleks punkti väärtus x -teljel. Vastava punkti asukoht y -telje suhtes oleks piirkonnas $y > 0$.

Kui kõik vastajad ennustaksid inflatsioonitempo püsivust, siis on saldo $\text{saldo} = \sum_i^5 \omega_i * V_i = 0,5 * 100 = 50$ ja punkti koordinaadid ($x = 50, y = 0$). Inflatsioonitempo alanemise ootusel on aga saldo $= 0$ ja punkti asukoht oleks piirkonnas ($x = 0, y < 0$).

Hinnaküsitluse ülejäänud vastusevariante kõnealuses koordinaadistikus paraku lokaliseerida ei saa. Kui kõik vastajad oletaksid hindade püsivust, siis selle korral teame küll, et punkti väärtus x -teljel on -50 , samas on punkti asukoht y -teljel määramata (see võib olla piirkonnas $-\infty$ kuni $+\infty$). Täpselt sama kehtib ka viimase vastusevariandi puhul, kui oodataks hindade langust, sel juhul oleks määramispiirkonnaks ($-100; [-\infty, +\infty]$).

Viimaste vastusevariantide määramatus tuleneb sellest, et nad ei ole kooskõlas esimese kolme variandiga. Ühel juhul väljendatakse arvamust protsessi kiiruse, teisel juhul kiirenduse kohta. Nimetatud erilaadilisus on ka põhjuseks, miks viimased vastusevariandid on määramatud koordinaadistikus saldo ja inflatsioonimäära muut¹⁰.

Kui tahame siiski kasutada kõiki vastusevariante, tuleb y -teljele kanda kiirendusest üldisem suurus ehk inflatsioon. Sel korral moodustub pind saldo-inflatsioon. Ülaltooduga analoogilise mõttelise eksperimendi korral ("kui kõik vastajad ootaksid ühtemoodi") saame määrata järgmised piirkonnad:

inflatsioonitempo kasvuootusel ($100, y > 1$);

inflatsioonitempo püsivuse ootusel ($x = 50, y > 1$, kuid madalamal kui eelmisel variandil);

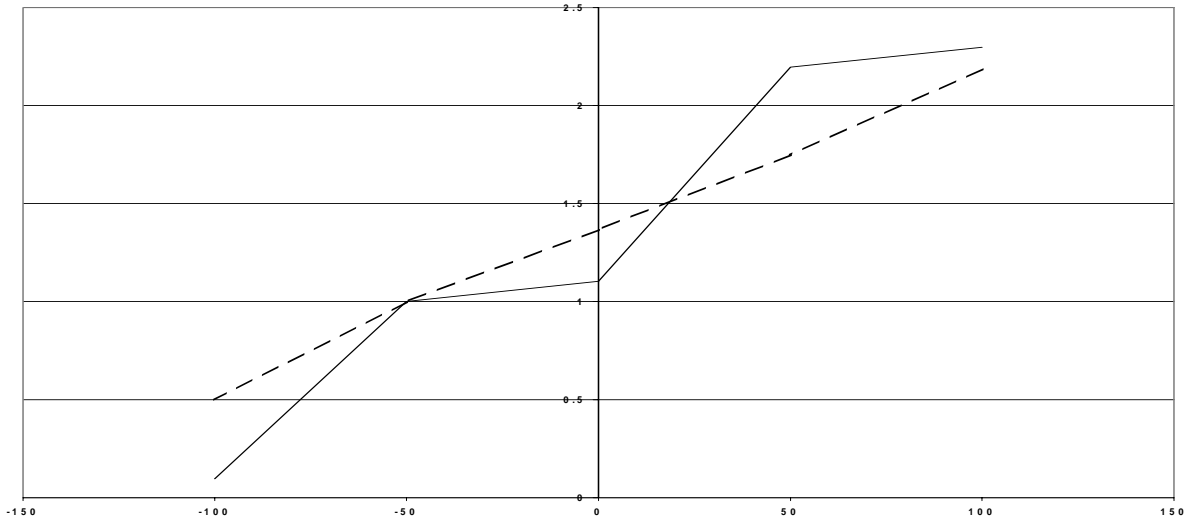
inflatsioonitempo alanemise ootusel ($x = 0, y > 1$, kuid madalamal kui eelmisel variandil);

hindade püsivuse ootusel ($x = -50, y = 1$);

hindade languse ootusel ($x = -100, 0 < y < 1$).

⁹ Mida enam vastajaid usub inflatsiooni kiirenemist, seda kõrgem on oodatav inflatsioonitempo.

¹⁰ Siit tuleneb ka põhjus, miks ei tohiks vastusevariante sünteesida lihtsa kokkukaalumisega teel (vähemasti mitte nii lihtsalt, kui soovitakse ülal esitatud arvutuseeskiri). Kõnealuse üldistusmeetodi korrektsel rakendamisel peab saldo moodustuma variantidest, mis vastavad näitaja sama järku diferentsidele.

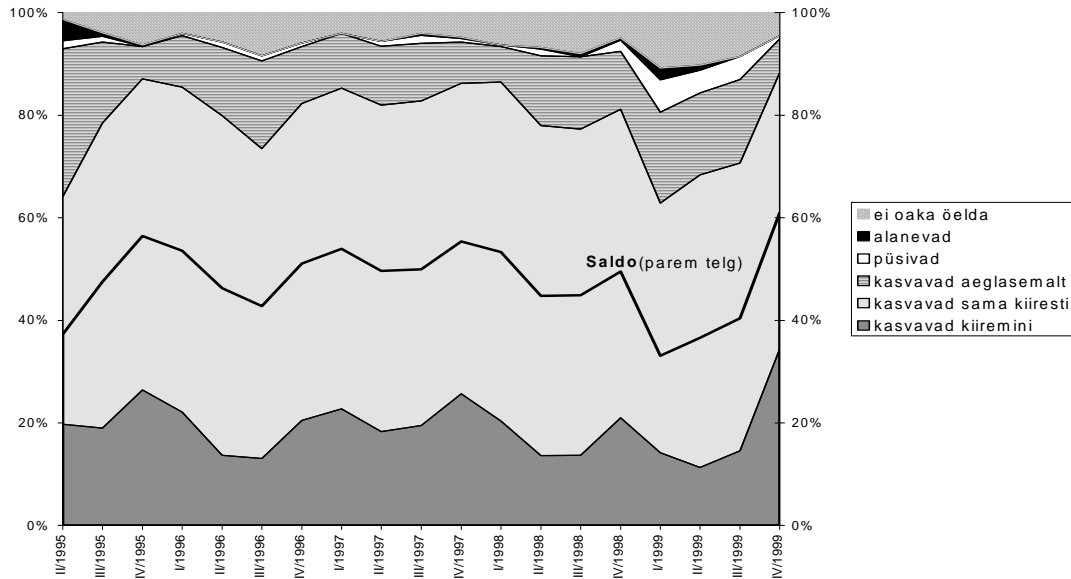


Joonis 1. Hinnaküsitluse vastuse ja inflatsioonimäära sõltuvuse funktsionaalse vormi võimalik kuju

Antud eksperimendi käigus saime teada ühe punkti täpse asukoha: $(-50, 1)$, ühe punkti väärtuse konkreetses vahemikus $(-100, [0 \dots 1])$ ja kolm punkt, mis on positsioneeritud y-teljel üksteise suhtes. Seda on vähe, et midagi konkreetset kasvõi oletadagi. Nagu suvaliselt konstrueeritud joonis 1 näitab, võib saldo ja inflatsioonitempo seost iseloomustada seosekuju alates lihtsast lineaarsest võrrandist kuni komplitseeritud logistilise funktsioonini¹¹.

Õnneks osutus vaadeldav probleem empiirikas hoopiski lihtsamaks. Saldo aegrea silmitsemisel ilmnes, et vastused koondusid saldo = 50 lähedasse ümbrusesse (see tähendab, et enamik vastajatest ootas jätkuvalt inflatsioonitempo püsimist).

¹¹ Saldo võiks esitada ka diferentsiaalskaalal, kuid ega sellestki palju targemaks saa. Võidame juurde veel ühe täpse lokaliseerimise punkti: $d'(THI) = 0$, kui saldo = 50, mis aga on ebapiisav seose määratlemiseks.



Joonis 2. Tarbijabaromeetri vastuste struktuur koos saldo kõveraga (paremal teljel)

See andis võimaluse kõrvale jätta enamiku intervallist $[-100, 100]$ ja uurida vaid saldo = ~ 50 lähiümbruskonda. Kuna saldo variatsioon 50 ümber on minimaalne, siis pole ka vale spetsifikatsiooni viga suur. Nii kasutasimegi inflatsioonitempo ja saldo seose lähendina lineaarset funktsiooni.

2.3. Vastustes sisalduva inflatsiooninäitaja determineerimine

Majapidamistele suunatud küsimustiku keerukuse tõttu on täiesti võimalik, et ankeedis küsitud asemel vastatakse hoopiski muud. Näiteks, kuigi tahetakse arvamust aastase inflatsiooninäitaja kohta, annavad vastajad kuu või kvartali hinnamuutuse hinnangu. Võimalik on seegi, et 12 kuu inflatsiooniootuse asemel on vastajate horisondiks lähem tulevik (näiteks kuu või kvartal). Lõpuks on ka mõeldav, et majapidamiste inflatsiooniootus pole identne THI struktuuriga, millega tavatsetakse majapidamisi riivavaid hinnamuutusi iseloomustada, vaid põhineb muul tarbimiskorvil või inflatsiooninäitajal.

Seetõttu uurisime kõigepealt, milline on EKI küsimustikule vastajate poolt ennustatav inflatsiooninäitaja.

- 1) On see kuu, kvartali või tõepoolest aasta pikkust perioodi iseloomustav näitarv?
- 2) Milline on majapidamiste ootuste horisont?
- 3) Milline avalikus statistikas esitatud inflatsiooninäitajaist (kasutasime THId ja avatud sektori THId¹²) sobib enam majapidamiste ootustega?

Identifitseerimise probleemi lahendamiseks kasutasime korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi. Algse viite ennustatud inflatsiooninäitaja kohta andis korrelatsioonanalüüs, mille käigus arvutasime korrelatsioonikoefitsiendi saldo ning

¹² Avatud sektori indeksit kasutasime juhaks, kui majapidamised seostavad inflatsiooni eelkõige kaupade (ja mitte teenuste) hinnamuuduga.

kõikvõimalike ennustushorizontide (st viitaegade), inflatsiooninäitajate ja nende käsitusperioodide lõikes. Majapidamiste (sesoonselt tasandatud) ootused korreleeruvad THI ja avatud sektori THI kvartaalse inflatsiooniga jooksvas ja järgmises kvartalis.

Korrelatsioon kahe järjestikuse kvartaliga tuleneb tõenäoselt inflatsiooni mõningasest inertsist. Sobivus jooksva kvartali inflatsiooniga, mis esmapilgul viitaks ekslikule tulemusele – ennustatakse justkui tegelikult teada olevat näitajat – on siiski loogiliselt seletatav. Statistika tootmise kestuse tõttu on küsitluse hetkeks – kvartali keskel – teada vaid kvartali esimese kuu THI. Kogu kvartali kohta on vaid kvartali keskpaigaks kujunenud hinnatasemed, mis on aga statistiliseks näitajaks üldistamata ning avalikkusele teadustamata. Seetõttu võib majapidamiste ennustus tegelikult olla hetkeks kujunenud hinnataseme ja inflatsiooni ebateadlik hinnang.

Korrelatsioonanalüüsist järeldub, et majapidamiste ootused on seostatavad THI või avatud sektori THI kvartaliindeksiga. Täpsema vastuse näitaja sisu kohta annab regressioonanalüüs, mis on küsitlustega saadud ootuste (ratsionaalsuse) analüüsi konventsionaalne instrument (vt lisa 2).

2.4 Majapidamiste ootuste ratsionaalsuse analüüs

Kui lubame identifitseerimisprobleemi esinemist ehk eeldust, et EKI majapidamiste ankeedi vastused ei ühti küsituga, siis tuleb möönda ka sesoonsuse esinemise võimalust saldo aegreas¹³. Eeldusel, et ootused on inflatsiooni tegeliku dünaamikaga kooskõlalised, peaks saldo sisaldama sesoonsust nagu tarbijahindade kvartaalsed indeksidki. Paraku ei õnnestunud saldo aegreas sesoonsust tuvastada.

Nimetatud lahknemine – tarbijahindade kvartaalne indeks sisaldab sesoonsust, kuid selle ootused mitte – võiks viidata saldo seosele niisuguse hinnaindeksiga, milles sesoonsus puudub (selliseks on nelja kvartali indeks). Paraku ilmnes eelnevast analüüsist, et tegelikult saldo sellise indeksiga ei seostu. Järelikult oleme olukorras, kus saldo peab seostuma sesoonsust sisaldava inflatsiooninäitajaga.

Niisugusele olukorrale on kaks seletust. Esiteks kergelt utopiline oletus, et majapidamised on oma ootustes sesoonsuse elimineerinud ja teiseks, et majapidamiste ootused on ebaadekvaatsed.

Ratsionaalsuse testimiseks koostame regressioonivõrrandid, kus THI ja avatud sektori THI seletava muutujana esineb saldo. Hindamistulemus on vilets – regressioonis on ebaoluline nii sesoonselt tasandatud kui ka tasandamata andmetel. Kuidagi õnnestub¹⁴ avatud sektori võrrandi hindamine, kui seletavate muutujatena lisada saldole ka trend (vt lisa 2). Saldo rolli on keeruline tõlgendada – see peegeldab

¹³ Kui saldo peegeldaks (küsimuse kohaselt) aastase inflatsiooni hinnangut, siis sesoonsuse analüüsi vajadus puuduks.

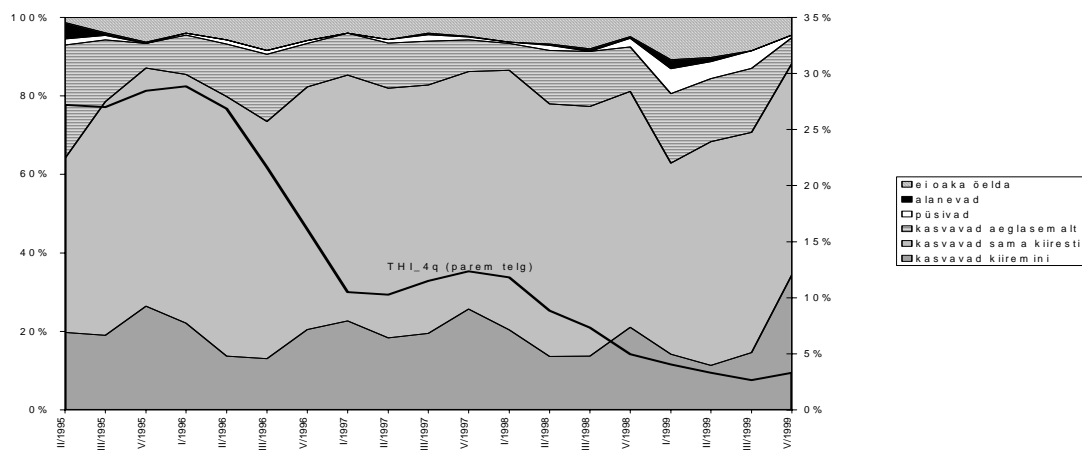
¹⁴ “Õnnestumine” pole ehk parim väljend tulemuse iseloomustamiseks – otsustades näiteks jääkliikmete (mittenormaalsete) omaduste põhjal.

inflatsiooni lühiajalist variatsiooni¹⁵, mis pole aga sesoonne (kuivõrd sesoonsust ei õnnestunud saldo aegreas tuvastada).

Kuna ootuste regressioon tegeliku inflatsiooniga kujunes suhteliselt ebaoluliseks, siis oletasime, et selle põhjuseks on aegridades sisalduvad struktuursed muutused. Sestap uurisimegi, kas vaatlusvahemikus on võimalik eristada alamperioode, millal ootuste kujundamist mõjutavad erinevad tegurid. Paraku ei parandanud seegi märkimisväärselt ootusi tegeliku inflatsiooniga siduvat võrrandit. Seetõttu võib kokkuvõtteks järeldada, et vähemasti kõnealuses uuringus kasutatud analüüsimeetoditega ei õnnestunud majapidamiste ootustes nõrka ratsionaalsust tuvastada. Ühelt poolt võiks niisugune tulemus peegeldada majapidamiste ootuste ekslikkust. Samas ei saa välistada ka seda, et nõrga ratsionaalsuse puudumine tuleneb majapidamistele suunatud keerulise küsimustiku väärtõlgendamisest või majapidamiste kvalitatiivse hinnangu vigasest teisendamisest oodatavaks inflatsioonimääraks (peatume vigade võimalikel allikatel järgmises osas).

EKI majapidamiste baromeetri põhjal hinnatud inflatsiooniootuste sedavõrd ilmne ebaratsionaalsus on ehmatav tulemus, millel võib olla mitmeid põhjusi. Ebaratsionaalsust rõhutav analüüsi tulemus võib olla tingitud EKI andmete (saldo) töötlemisel tekkinud eksimustest. Samas ei saa kõrvale jätta väljavaadet, et eksimused sisalduvad juba EKI lähteandmetes ja saldoses. Ja lõpuks ei saa välistada võimalust, et majapidamiste inflatsiooniootused ongi kiivas.

Koostame tabeli (tabel 1), mille esimene veerg peegeldab lihtsustatult küsitluse käigus toimuva infotöötlemise staadiume. Järgmistes veergudes on esitatud vea võimalikud allikad ning eksimuse tagajärjed. Tabelit tuleks täiendada neljandagi veeruga, mis näitab konkreetse eksimuse ja selle tagajärje esinemist või puudumist meie poolt kasutatud andmetes ja analüüsis. Paraku nõuaks selline eritlus iseseisvat uuringut, mistõttu piirdume siinkohal vaid pealiskaudsel vaatlusel silma hakkavate tõikadega.



Joonis 3. Tarbijabaromeetri vastuste struktuur koos TH1 aastakõveraga

¹⁵ Üritasime seostada saldo hälvet ka TH1 ning avatud sektori TH1 hälvetega pikaajalisest kasvutrajektoorist. Paraku eduta.

Tabel 1. Küsitluse käigus toimuva infotöötuse staadiumid, vea võimalikud allikad ning eksimuse tagajärjed

Küsitluse ja selle tulemuste kasutamise stiliseeritud staadiumid	Eksimuse allikas	Eksimuse tagajärg
VALIM	mitterepresentatiivne	ekslik üldistus üldkogumile
ANKEEDI KÜSIMUS	keeruliselt ja segaselt formuleeritud küsimus	küsimuse väärtõlgendamine ja küsitust erinevate ootuste väljendamine
VASTUSTE ÜLDISTUS: SALDO	<ul style="list-style-type: none"> • kokkukaalumise eeskirja ekslikkus • kaalude ekslikkus 	ootuste vale üldistus
SALDO SEOS INFLATSIOONIGA	<ul style="list-style-type: none"> • inflatsiooninäitaja spetsifitseerimine • ootuste horisondi valik • seose funktsionaalse vormi spetsifitseerimine 	modeli vale spetsifikatsioon
SALDO JA INFLATSIOONI SEOSE KVANTITATIIVNE HINNANG	statistiliseks töötuseks ebasobivad andmed (vaatluste vähesus, struktuurinihked jne)	ekslikult hinnatud mudel

1. Nagu eelnevalt viidatud, on saldo arvutamise kaalusüsteem vale, kuna selle elemendid on võrdse intervalliga. Võrdse intervalliga kaalud tuleks kõne alla loomult sarnaste suuruste (antud juhul sama järku diferentside) sünteesimisel. Nagu aga eelnevalt märkisime, on vastusevariandid oma olemuselt erinevad, iseloomustades kas hindade muutumise suunda või muutumise kiirust.
2. Paraku on küsitav ka kokkukaalumise lähteandmestik. Illustreerimiseks esitame veel korra joonise 3, lisades selle nüüd aga ka 12 kuu tarbijahinnaindeksi. Tulemus on jällegi ehmatav – EKI küsitluses moodustavad vastajate põhiosa ehk ~50% inimesed, kes ootavad sõltumata tegeliku inflatsioonitempo dünaamikast (ehk drastilisest langusest) igal juhul ja alati püsivat inflatsioonitempot. Sellise tagajärje võivad tingida tabeli kahel esimesel real mainitud eksimused – valimi mitterepresentatiivsus või eksimused küsimustikule vastamisel. Kui see pole nii, siis on hüpoteetiliselt võimalik, et majapidamiste inflatsiooniootused ongi sellised – ebaratsionaalsed, isegi mitte kohanduvad, vaid püsivalt valed.

3. Tootjate ootused

Tootjate hinnaootused väljenduvad EKI tööstusbaromeetris. Baromeetri ankeediga esitatakse tootjatele järgmine küsimus: “Kuidas muutuvad valmistoodangu müügihinnad (prognoos tulevaseks kvartaliks võrreldes jooksva kvartaliga)?” Vastuseks on antud kolm varianti: hinnad (1) tõusevad, (0) jäävad samaks, (–1) alanevad. Küsitluse tulemused üldistatakse kvantitatiivse näitajaga “saldo”, mis arvutatakse valemiga (1), kasutades sulgudes näidatud kaale.

Majapidamistega võrreldes on tootjate küsimustik oluliselt lihtsam, mistõttu on hõlpsam ka küsimustiku vastuste tõlgendamine ja kasutamine. Tootjad prognoosivad järgmise kvartali hinnataset, seega langeb ära horisondi määratlemise probleem. Definitsiooni kohaselt peaks hinnaootus seostuma tootjahinnaindeksiga, seega puudub identifitseerimise ülesande lahendamise vajadus.

Nagu majapidamiste küsitluse puhul, ei väljenda ka tootjate küsitlusest tuletatud “saldo” oodatavat inflatsioonimäära arvuliselt. Saldo iseloomustab vastajate jaotust. Kui saldo väärtus on nullist suurem, siis on ülekaalus hinnakasvu ootused, vastupidisel juhul (saldo < 0) on valdav hinnalanguse ootus. Saldo kasutamiseks inflatsiooniootuste analüüsis tuleb see teisendada inflatsioonimääraks.

Intuitiivselt võib oletada seost, mille kohaselt saldo suurem väärtus tähendab ka kõrgemat oodatavat inflatsioonimäära. Moodustame pinna tootjahinna indeks (y -telg) ja saldo (x -telg). Sarnaste vastuste korral saame sel pinnal kolm punkti asukohta määravat piirkonda. Kui kõik vastajad ootavad hindade

- alanemist, siis punkt on piirkonnas $[-100, 0 < y < 1]$,
- püsivust, siis punkt on piirkonnas $[0, y = 1]$,
- kasvamist, siis punkt on piirkonnas $[100, y > 1]$.

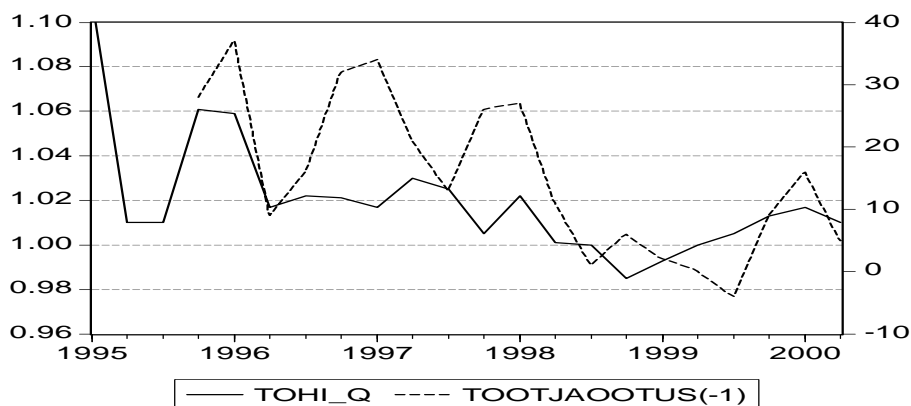
Nagu majapidamiste puhul, on siingi probleemiks kõvera valik, millega antud punktid ühendada. Parema puudumisel oletasime saldo ja hinnamuutuse lineaarset seost.

Tabel 2. Saldo ja kvartaalse tootjahinnaindeksi korrelatsiooni koefitsiendid

Korrelatsiooni koefitsient/ viitaeg	Sesoonselt tasandamata		Sesoonselt tasandatud	
	Negatiivne viitaeg	Positiivne viitaeg	Negatiivne viitaeg	Positiivne viitaeg
0	0.5184	0.5184	0.6649	0.6649
1	0.3109	0.6785	0.6146	0.6530
2	0.5328	0.4322	0.5616	0.5220

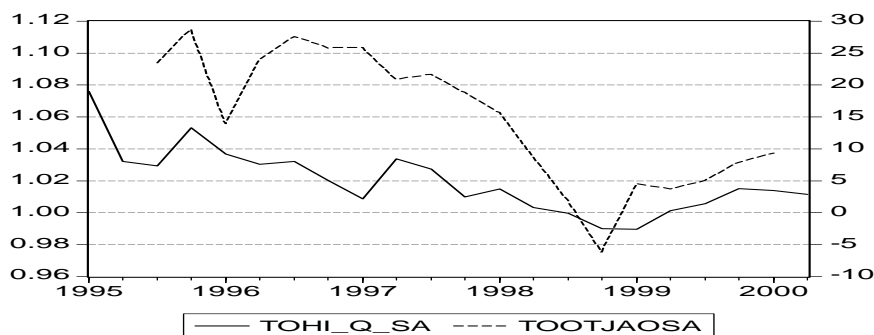
Esmase viite tootjate inflatsiooniennustuse kohta andis korrelatsioonanalüüs. Nagu arvata võiski, on tootjate ootused vastavuses tootjahindadega. Korrelatsioonikoefitsiendid ulatusid sõltuvalt viitajast 70%ni (vt tabel 2). Ankeedile vastav on ka ootuste horisont ehk järgmine kvartal.

Siiski näitavad korrelatsioonikoefitsiendid olukorda tegelikust mõnevõrra ilusamana. Sesoonselt tasandamata andmetest ilmnes, et tootjate hinnaootust (vähemasti EKI ankeedi järgi) määras 1996–98 suuresti sesoonne muster (vt joonis 4). Tootjahinna indeksiga iseloomustatavate kaupade hinnadünaamikas polnud paraku aga taoline muster – vähemasti mitte sedavõrd reljeefselt – tuvastatav.



Joonis 4. Tootjaootuste saldo (parem skaala) ja tootjahinna kvartaalne indeks

Mõnevõrra parem oli tulemus sesoonselt tasandatud andmete kasutamisel. Pärast sesoonse mustri elimineerimist selgub, et tootjate ootused on 1996. a teisest poolest heas kooskõlas tootjahinnaindeksi tegeliku dünaamikaga. Jooniselt 5 on näha, et tootjad ennustavad üldjoontes täpselt hindade muutumist nii enne kui ka pärast trendi murdumist. Sama tunnistavad ka tootjate ootuste saldo sisaldavad regressioonivõrrandid (vt lisa 3). Võrrandid näitavad, et ootused omavad inflatsiooni seletavat jõudu (või vastupidi). Sellest järeldame, et tootjate ootused on nõrgalt ratsionaalsed.



Joonis 5. Tootjaootuste sesoonselt tasandatud saldo (parem skaala) ja tootjahinna kvartaalne indeks

Mõnevõrra ootamatu tulemuse andis ootuste horisondi vaatlus. Korrelatsioon- ja regressioonanalüüsist selgus, et tootjate ootus kattub sama ja eelmise kvartali inflatsiooniga. Seetõttu võib oletada, et tootjate, nagu majapidamiste vastustes kajastub tegelikult hinnang küsitluseks kujunenud hinnatasemele ja inflatsioonile. Korrelatsioon eelmise kvartali inflatsiooniga peegeldab aga hinnaootuste kujunemise inertsiaalset (tagasivaatavat) iseloomu.

Julgustatuna nõrga ratsionaalsuse ilmnemisest huvitas meid järgmisena tootjate ootuste piisav ratsionaalsus. Kasutasime inflatsiooniproгноosi alternatiivse instrumendina ARMA mudelit, lubades selles vajaduse korral ka trendi. Hindamistulemustest (vt lisa 4) selgub, et ARMA abil on vähemasti vaatlusperioodil võimalik inflatsiooni edukalt kajastada ja prognoosida. Selleks vaatleme mõlema mudeli prognoosivõimet nii *ex post* kui ka *ex ante* aspektist.

Ex post prognoosi diagnostikast ilmnes, et kuigi saldot sisaldaval võrrandil on inflatsiooni suhtes teatud seletavat jõudu, pole vastava võrrandi *ex post* simulatsiooni omadused siiski kuigi head. Näiteks Theili koefitsiendi dekompositsioon on ilmselt ebarahuldav. Kuigi kaugel ideaalsest, on ARMA *ex post* simulatsiooni tulemused selgelt paremad. *Ex post* prognoosist järeldub, et tootjate ootused ei oma võrreldes trendi sisaldava ARMAga paremat seletusjõudu.

Samas võib kahelda, kas *ex post* prognoos on iseenesest parim tee prognoosivõime määramiseks. Teadupärast sisaldab kogu vaatlusperioodi kohta hinnatud võrrand juba lähteandmestikus arenguid, mille prognoosimise võimet peaks tegelikult kontrollima. Seetõttu on märksa täpsem kasutada prognoosivõime testimiseks *ex ante* prognoosi, mille käigus leitakse võrrandi headus hindamisperioodi väliste vaatluste simuleerimise teel. *Ex ante* prognoosi tulemused on esitatud lisa 6. Sealt ilmneb, et tootjate ennustusel põhineva võrrandi abil tehtud prognoos ületab ARMA mudeli oma. Sellest järeldub EKI küsitlusega hinnatud tootjate ootuste piisav ratsionaalsus.

4. Jaemüüjate ootused

Jaemüüjate hinnaootused väljenduvad EKI kaubandusbaromeetris. Baromeetri ankeediga esitatakse müüjatele järgmine küsimus: “Kuidas kaupade müügihind muutub järgneval 3–4 kuul võrreldes jooksva perioodiga?” Vastuseks on jällegi kolm varianti: (1) hinnad tõusevad, (0) jäävad samaks, (–1) alanevad. Küsitluse tulemused üldistatakse kvantitatiivse näitajaga “saldo”, mis arvutatakse valemiga (1) kasutades sulgudes näidatud kaale.

Nagu teiste baromeetrite puhul, ei väljenda “saldo” siingi oodatavat inflatsioonimäära arvuliselt, vaid vastajate jaotust. Saldo teisendamisel inflatsioonimääraks talitasime nagu tootjate ootustega – oletasime saldo ja jaehinna muutuse¹⁶ lineaarset seost.

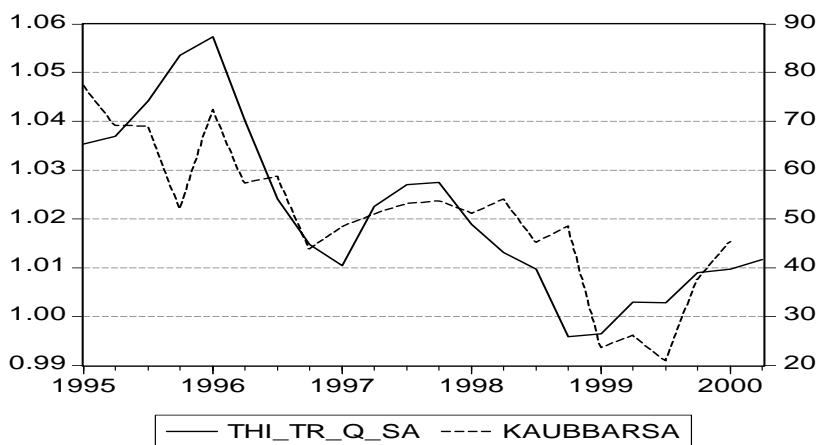
Esmase viite jaemüüjate inflatsiooni (nõrga) ratsionaalsuse kohta andis korrelatsioonanalüüs. Nagu arvata võiski, lähevad hulgimüüjate ootused hästi pihta

¹⁶ Eeldasime, et jaehinnamuutus seondub avatud sektori hinnaindeksiga.

tootjahindade ning avatud sektori THI muutusele. Vastavad korrelatsioonikoefitsiendid on vahemikus 70–80% (vt tabel 3). Mõnevõrra ootamatu tulemuse andis ootuste määratlemine. Korrelatsioonanalüüsist selgus, et jaemüüjate ootus kattub eelkõige sama ja eelmise kvartali inflatsiooniga (vt tabel 3). Seetõttu võib oletada, et nagu majapidamiste vastustes, kajastub ka jaemüüjate vastustes tegelikult (ebateadlik või intuiitiivne) hinnang hetkeks kujunenud hinnatasemele ja inflatsioonile. Korrelatsioon eelmise kvartali inflatsiooniga peegeldab hinnaootuste kujunemise inertsiaalset (tagasivaatavat) iseloomu.

Tabel 3. Jaemüüjate saldo ja avatud sektori tarbijahinnaindeksi korrelatsiooni koefitsiendid

Korrelatsiooni koefitsient/ viitaeg	Sesoonselt tasandamata		Sesoonselt tasandatud	
	Negatiivne viitaeg	Positiivne viitaeg	Negatiivne viitaeg	Positiivne viitaeg
0	0.6262	0.6262	0.8083	0.8083
1	0.7067	0.3003	0.8066	0.6109
2	0.4780	0.2534	0.6188	0.5040



Joonis 6. Jaemüüjate ootuste sesoonselt tasandatud saldo (parem skaala) ja avatud sektori THI

Kuigi saldo jälgib suhteliselt hästi avatud sektori inflatsiooni, ilmneb arvutustes siiski, et jaemüüjate ootused vajavad inflatsiooni seletamiseks lisaks veel vabaliiget või trendi (vt lisa 5). Põhjus pole küll selles, et jaemüüjad ei tabaks inflatsiooni alanemise trendi. Kui vaadata saldo aegrida, siis näeme, et selle alanemine on kooskõlas inflatsioonitempo alanemisega. Trendi olulisuse põhjus on formaalne – jaemüüjate ootuste ja inflatsiooni seos sisaldab struktuurinihkeid. Jooniselt 6 näeme, et perioodi alguses, nagu ka alates 1999. aastast, on saldo ja inflatsiooni seos raskesti tuvastatav. Seevastu aastail 1996–1998 on võrrand statistiliselt (ja ka majanduslikult tõlgenduselt) täiesti rahuldav. Nii võiks järeldada, et vähemasti perioodil 1996–1998 esineb nõrk ratsionaalsus.

Kontrollisime ka jaemüüjate ootuste piisavat ratsionaalsust. Prognoosivõime testimisel lähtusime *ex ante* prognoosist, mille käigus leidsime konkreetse võrrandi

headuse hindamisperioodi väliste vaatluste simuleerimise teel. Lisas 6 esitatud tulemustest ilmneb, et jaemüüjate ennustusel põhineva võrrandi abil tehtud prognoos ületab täpsuselt ARMA mudeli oma. Sellest järeldub EKI küsitlusega hinnatud ootuste piisav ratsionaalsus.

5. HPC võrrandi teoreetiline taust

Inflatsiooni modelleerimisel kasutame nii ette- kui ka tagasivaatavaid ootusi sisaldavat nn hübriid Phillipsi kõverat (edaspidi akronüümina HPC). HPC on võimalik teoreetiliselt tuletada õige mitmel viisil¹⁷. Esitame siinkohal näiteks Gali ja Gertleri (1999) tuletuskäigu põhisammud.

HPC nagu kõigi uue PC vormide konventsionaalseks lähtepunktiks on järjestatud lepingu mudelid (*staggered contracts models*). Järjestatud lepingu mudeli looja Taylori selgitusel kehtestab firma oma toodangu hinna kindlaks perioodiks, mis sisaldab N kuud/kvartalit/aastat. Kui $N = 2$, siis perioodi t hinnatase on $p_t = 0.5(x_t + x_{t-1})$, kus x on perioodil kehtiv hind, mis x_t puhul on kehtestatud samal perioodil ning x_{t-1} puhul eelmisel perioodil. Keskmise hinnataseme üldistatud kujuks on $p_t = \sum d_i x_{t-i}$, kus d_i on $(t-i)$ -ndal perioodil kehtestatud hindade osatähtsus.

Calvo esitas hinnavõrrandi teisenduse, mille arendus lubas käsitada hinnamuutmist tõenäosuste kaudu ja diskreetse jaotusena. Konkreetse perioodil on tõenäosus, et firma ei korrigeeri oma toodangu hinda, võrdne θ -ga ning tõenäosus, et korrigeerib hindu võrdub vahega $1 - \theta$.

Siit avaldub keskmine hinnatase kui

$$(2) \quad p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^*$$

kus p_t^* tähistab perioodil t kehtestatud optimaalseid hindu, p_{t-1} varem kehtestatud, kuid nüüdseks mitteoptimaalseks muutunud hindu. Nimetatud aspektist võiks parameetrit θ nimetada ka jäikuse määraks, mis ei lase firmadel hindu sõltuvalt asjaolude muutumisest uuendada.

Optimaalsete hindade kujundamisel on eesmärgiks ajaldatud kasumi maksimeerimine, mis Calvo järgi toimub järgmiselt:

$$(3) \quad p_t^f = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t(mc_{t+k}^n)$$

Võrrandi kohaselt määratakse hind piirkulu oletatava arengu alusel, arvestades tõenäosuga, et hinnad jäävad fikseerituks lepingukohaseks perioodiks.

Hinnavõrrandist saab tuletada inflatsiooni kui

¹⁷ Vt näiteks Hallsten (2000).

$$(4) \quad \pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t(\pi_{t+1})$$

kus $\lambda = (1 - \theta)(1 - \beta\theta)/\theta$

Esitatud inflatsioonivõrrand ei sisalda empiirikas sageli esinevat tagasivaatavat käitumist, mistõttu Gali ja Gertler laiendasid Calvo mudelit. Võrreldes Calvoga on arenduseks kahte tüüpi firmade kooseksisteerimine. Ettevaatel rajaneva käitumisega firmade osatähtsus on $1 - \omega$. Kõnealused firmad käituvad Calvo mudeli kohaselt ja määravad optimaalse hinna, kasutades kogu olemasolevat informatsiooni, et ennustada piirkulu dünaamikat. Seevastu ülejäänud firmad (osatähtsusega ω) on ettevaatest loobunud ning kasutavad hinnakujunduseks möödanikku.

Sealjuures on ettevaatavalt käituvate firmade hinnad p_t^f ja tagasivaatavate firmade hinnad p_t^b , mistõttu

$$(5) \quad \bar{p}_t = (1 - \omega)p_t^f + \omega p_t^b$$

Gali ja Gertler eeldavad, et tagasivaatavate firmade hinnareeglil on järgmised omadused:

a) reegli ja optimaalse käitumise hälve pole püsiv, mistõttu kummagi pikaajaline tasakaaluseisund on sama, b) perioodil t kehtestatud hind põhineb perioodist $t - 1$ ja varasemast pärit informatsioonil. Eeldatakse samuti, et firmadel pole teada, millist hinnakujundusviisi – ette- või tagasivaatavat – kasutavad teised.

Sel korral

$$(6) \quad p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1}$$

mis tähendab, et tagasivaatav firma määrab oma hinna viimase hinnamuutuse p_{t-1}^* põhjal, korrigeerides seda inflatsiooniga. Ühendades erinevad hinnakujunduse reeglid, avaldavad Gali ja Gertler järgmise HPC võrrandi

$$(7) \quad \pi_t = \lambda mc_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1}$$

kus

$$\lambda \equiv (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1}$$

$$\gamma_f \equiv \beta\theta\phi^{-1}$$

$$\gamma_b \equiv \omega\phi^{-1}$$

$$\text{sealjuures } \phi \equiv \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]$$

Esitatud kujul on HPC võrrandi kordajad ilmsed funktsioonid mudeli parameetrites: hinna jäikusest θ , hinnakujunduse tagasivaate ulatusest ω ja ajaldamistegurist β .

Gali ja Gertleri HPC võrrandi iseärasuseks on äritsükli mõju iseloomustava näitaja määratlus, millena kasutatakse piirkulu (või mõnda selle lähendit). Enamlevinud samas rollis on siiski väljalaske lõhe¹⁸.

6. HPC empiiriline võrrand

Empiirilisel hinnangul ei lähtunud me mitte täpsest HPC teoreetilisest kujust, mille sõltuvalt baasraamistikust võib olla erinevaid kujusid. Kasutasime lähtepunktina Hallsten (2000, lk 10) laadis koostatud üldist spetsifikatsiooni, mis sisaldab teoreetilisest mudelist enam viitaegu:

$$(8) \quad \pi_t = c + \alpha_\pi(L) \pi_{t-1} + \alpha_\pi^e(L) \pi_{t+i|t}^e + \alpha_y(L) \text{GAP}_t + \sum_j \alpha_j(L) Z_{jt} + \varepsilon_t$$

kus c on konstant;

$\alpha_\pi(L)$, $\alpha_y(L)$, ja $\alpha_j(L)$ on polünoomid viitaja operaatoris L ;

π_t on inflatsiooni indikaator;

π_{t+i}^e on inflatsiooniootused ($i = [1,4]$);

GAP_t on SKP lõhe;

Z_j – Eesti inflatsiooni varasemate analüüsidega (vt Sepp, Vesilind, Kaasik 2000) määratletud relevantsed inflatsioonitegurid.

Inflatsiooni (ette- ja tagasivaatavate) ootuste puhul ei kasutatud parameetrite kitsendusi. Võrrandi hindamisel taandati ebaoluliste viitaegadega tegurid.

Hindasime PC kahe deflaatori kohta: THI avatud sektori hindadele ja tootjahindadele. THI kõrvalejätmise põhjuseks oli suletud sektori inflatsiooni määrav administratiivne hinnakujundus.

6.1. Tootjahinnad

Arvutustest ilmnes, et tootjate saldo ei paranda tootjahindade võrrandi seletusvõimet: kõnealune tegur osutus lihtsalt ebaoluliseks. Lisaks EKIB ootustele kujunesid ebaoluliseks ka mudelist tulenevad (*model consistent*) tootjahinnaootused (ehk ratsionaalsed ootused selle rangeimas vormis). Selgus, et tootjahinnad kujunevad eelkõige impordihinna ootustest lähtuvalt, kuna võrrandi ettevaatavaks muutujaks sobisid impordi deflaatori mudelist tulenevad ootused. Eesti majanduse avatuse tõttu on see loogiline, sest tootmise sisendid on reeglina imporditud. Seetõttu määravad tootmiskulude dünaamika impordihinnad ja impordil on hinnakujundusele määrav mõju. Tootjad võtavad arvesse ka nõudlust, mida võrrandis esitab viitajaga SKP lõhe.

¹⁸ Näiteks Hallsteni (2000, lk 7) esitatud HPC

$$\pi_t = -b_1 \pi_{t+2|t} + b_2 \pi_{t+1|t} + b_3 \pi_{t-1} + b_y y_t + b_q q_t$$

kus inflatsioon sõltub ootustest, inertsist, väljalaske lõhest y ja vahetuskursi hälbest tasakaalu suhtes.

Lisaks sisaldab võrrand väga kiiret veaparanduse mehhanismi (pikaajaline komponent on määratud jällegi impordihindadega $\text{LOG}(\text{TOHI_LR}) = \text{LOG}(\text{DEF_M}) + 4.111604$).

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{TOHI}) &= -0.7259 * \text{ECM}(-1) + 0.4824 * \text{DLOG}(\text{DEF_M}) + \\ &0.2858 * \text{DER_LRSKP}(-1) + 0.3145 * \text{DLOG}(\text{DEF_M}(1)) + \\ &0.27776 * \text{DLOG}(\text{DEF_M}(2)), \end{aligned}$$

kus

D, L on diferentsi ja vahe operaatorid;

TOHI – tootjahinnaindeks;

DEF_M – impordi deflaator;

DER_LRSKP – HP filtriga hinnatud SKP lõhe;

ECM = LOG(TOHI) - LOG(DEF_M) - c on veaparanduskomponent¹⁹.

Kokkuvõttes on tootjahinna inflatsiooni võrrand vastavuses intuiitiivse ettekujutusega sellest, kuidas kujunevad tootjahinnad väikeses avatud majanduses.

6.2. Avatud sektori hinnad

Eesti THI modelleerimise varasemate kogemuste (Sepp, Vesilind, Kaasik (2000)) kohaselt saab parima tulemuse, kui eristada inflatsiooni dünaamikas pikaajaline komponent (alusinflatsioon) ning dünaamiline komponent. Viimane on määratletud kui hälve alusinflatsioonist.

Hälvena esitatud spetsifikatsiooni tõttu on EKI ankeediga küsitletud hulгимүүјјate ootuste kasutamine raskendatud²⁰. EKIb ootused käivad siiski inflatsiooni muutuse ja mitte selle hälbe kohta. Võib-olla on see ka üks põhjusi, miks hulгимүүјјate ootused jäid avatud sektori inflatsiooni võrrandis ebaoluliseks.

Ettevaatava ootusena sobis HPCsse mudelist tulenev avatud sektori inflatsiooni ootus (defineerituna hälvena pikaajalisest komponendist):

$$\begin{aligned} \text{DER_THI_TR} &= 0.2632 * \text{DER_DEF_M} + 0.0677 * \text{DER_LRSKP} + \\ &0.2155 * \text{DER_TOHI} + 0.0098 * \text{DME_9503_9601} - 0.0056 * \text{DME_9603_9604} + \\ &0.3971 * \text{DER_THI_TR}(-1) + 0.2268 * \text{DER_THI_TR}(1) \end{aligned}$$

kus

eesliide DER on hälve pikaajalisest trajektoorist;

TOHI – tootjahinnaindeks;

THI_TR – avatud sektori tarbijahinnaindeks;

DEF_M – impordi deflaator;

DME_9504_9601 ja DME_9603_9604 – sisulise interpretatsioonita fiktiivsed muutujad jääkliikme normaliseerimiseks²¹.

¹⁹ Vt lisa 8.

²⁰ Kuigi kummaski formaadis kujutatud inflatsiooninäitaja dünaamikas on sarnast – hälbe kasvades kasvab ka THI_Q (eriti simuleeritud andmetel) –, ei saa mõlemat aegrida kaugeltki identseks lugeda (vt joonised lisa 7).

²¹ Vt lisa 9.

Võrrandi kohaselt sõltub avatud sektori inflatsiooni hälve selle pikaajalisest tasemest, mis on määratud ajafunktsiooniga ($THI_TR_LR=0.003016+67.755/TIME^{2.4}$), neljast põhiprotsessist:

- 1) tootjahindade dünaamikast;
- 2) impordihindade dünaamikast (kuigi impordihinnad määravad tootjahinnad ja nende kaudu ka tarbijahinnad, on nendel ka jaehindadele otsene mõju – kaupade osas, mis tulevad koduturule otse ja ilma töötlemata);
- 3) nõudluse survest, mida peegeldab SKP lõhe (eelmisega analoogiliselt avaldab seegi tegur toimet tootjahindadele, kust see tarbijahindadesse edasi kandub, võrrandi järgi arvestavad aga ka jaemüüjad ise hinna kujundamisel nõudluse survega);
- 4) inflatsiooni inertsist, mis näitab, et tarbijahindade määramisel kasutatakse sageli tagasivaatavat hinnakujundust (see on kooskõlas EKI hulгимüüjate hinnaootuse küsitluse tulemustega);
- 5) mudelist tulenevatest ettevaatavatest ootustest (oluline on ka ettevaatav hinnakujundus, parameetrite väärtuste järgi on selle kaal aga tagasivaatavast väiksem).

Kõnealuse võrrandi puhul tuleb rõhutada asjaolu, et see ei sisalda ilmsel kujul ühtegi tasakaalule suunavat või veaparandust edasikandvat protsessi. Kohanemine toimub väljaspool võrrandit ja tarbijahindadesse jõuab see kahe kanali – tootjahindade ja SKP – kaudu.

Kokkuvõte

1. Vähemasti kõnealuses uuringus kasutatud analüüsimeetoditega ei õnnestunud majapidamiste ootustes ratsionaalsust tuvastada. Ühelt poolt võiks niisugune tulemus peegeldada majapidamiste ootuste ekslikkust. Samas ei saa välistada ka seda, et ratsionaalsuse puudumine tuleneb majapidamistele suunatud keerulise küsimustiku väärtõlgendamisest või majapidamiste kvalitatiivse hinnangu teisendamiseveast oodatavaks inflatsioonimääraks.
2. Tootjate ja jaemüüjate ootused omavad inflatsiooni seletavat jõudu, millest järeldub, et need ootused on nõrgalt ratsionaalsed. *Ex ante* (hindamisperioodi välise) prognoosi tulemustest ilmneb, et tootjate ja jaemüüjate ennustust sisaldava võrrandi abil tehtud prognoos ületab ARMA mudeli oma. Sellest järeldub EKI küsitlusega määratud tootjate ja jaemüüjate ootuste piisav ratsionaalsus.
3. Hübridid Phillipsi kõvera hindamisest selgus, et küsitlusega määratud ootused ei sisalda sedavõrd täiendavat info, et parandaks hinnavõrrandite seletusvõimet. Arvutustest ilmses, et tootjate hinnaootus ei paranda tootjahindade võrrandi seletusvõimet: kõnealune tegur osutus lihtsalt ebaoluliseks. Tootjahinnad kujunevad impordihinna ootustest lähtuvalt. Avatud sektori HPC võrrandisse sobis ettevaatava ootusena mudelist tulenev avatud sektori inflatsiooniootus (defineerituna hälvena pikaajalisest komponendist).

Lisa 1. Küsitlusega saadud ootuste ratsionaalsuse analüüs

Küsitluse andmete analüüs hõlmab ootuste ratsionaalsuse taseme määramist, mis toimub kasutades lineaarset võrrandit $\Pi_t = \alpha + \beta \Pi_t^e + u_t$. Analüüsi tüüpskeem koosneb kolmest staadiumist (Razzak (1997), lk 1–2):

1. Nõrga ratsionaalsuse testimine, kus kontrollitakse järgmisi hüpoteese:

- (i) hinnang on nihketa (*unbiasedness*) $H_0^1: E(u_{t,e} | \Pi_t^e)$ nii, et $\alpha = 0$ ja $\beta = 1$;
- (ii) hinnang on efektiivne (*informational efficiency*) $H_0^2: E(u_t, u_{t-i,e}) \forall i \geq e$;²²
- (iii) nõrk ortogonaalsus (*weak orthogonality*) $H_0^3: E(u_t | \Pi_{t-i}) = 0$;
- (iv) piisav ortogonaalsus (*sufficient orthogonality*) $H_0^4: E(u_t | \Pi_{t-i}^e) = 0 \quad \forall i \geq e$.

2. Piisava ratsionaalsuse testimine

Piisavat ratsionaalsust kontrollitakse võrreldes küsitluse andmete prognoosivõimet teiste (näiteks ARMA) mudelite prognoosivõimega. Kui küsitlus osutub paremaks, siis täidavad küsitluse põhjal saadud andmed piisava ratsionaalsuse tingimust.

3. Range ratsionaalsuse testimine

Range ratsionaalsuse tingimus on täidetud, kui küsitluse tulemusel saadud mudeli prognoosivõime on parem kui erinevate mudelite kombinatsiooni prognoosivõime.

²² (i) ja (ii) kontrollitakse üheaegselt. Kui $\alpha = 0$ ja $\beta = 1$ ning jääkliikmes puudub autokorrelatsioon, siis nullhüpoteesid kehtivad. Praktikas piirduaksegi sageli ainult testidega (i) ja (ii) (vt näiteks Andersen, Gudmunsson (1998, lk 53)).

Lisa 2. EKIB majapidamiste ootusi (OOTUS_MAJ) sisaldava kvartaalse tarbijahinnaindeksi (THI_q) ja avatud sektori THI (THI_TR_q) võrrandi protokollid

Sõltuv muutuja: THI_Q

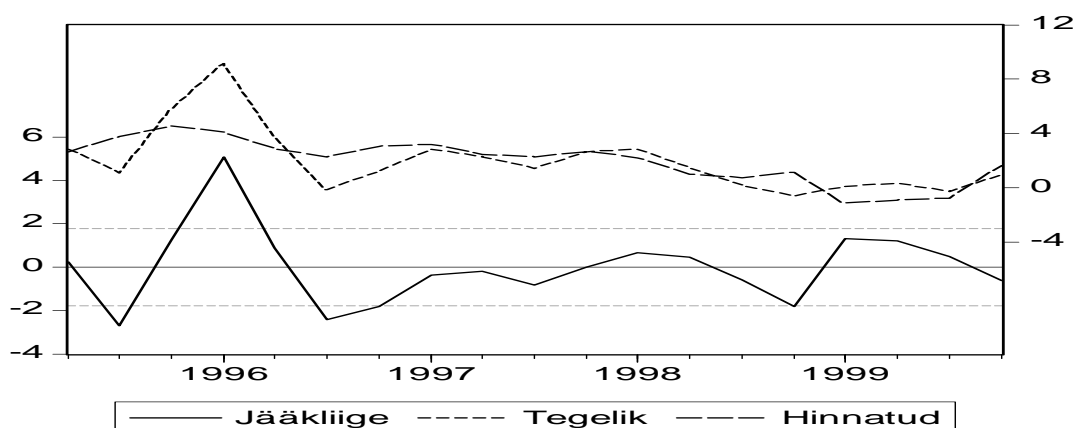
Hinnatud vahemik: 1995:2 1999:4

Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
OOTUS_MAJ	0.031972	0.046376	0.689404	0.5004
@TREND	-0.339026	0.060721	-5.583326	0.0000
C	7.384543	2.612588	2.826524	0.0122
Determinatsiooni kordaja R ²	0.674428	Sõltuva muutuja keskväärtes		2.810000
Kohaldatud R ²	0.633731	Sõltuva muutuja st.hälve		2.376318
Regressiooni standardviga	1.438151	Akaike infokriteerium		3.708533
Jääkliikmete ruutude summa	33.09246	Schwarzi kriteerium		3.857655
Log tõepära	-32.23106	F-statistik		16.57212
Durbin-Watsoni statistik	1.328388	Olulisus tõenäosus		0.000126

Sõltuv muutuja: THI_TR_Q

Hinnatud vahemik: 1995:2 1999:4

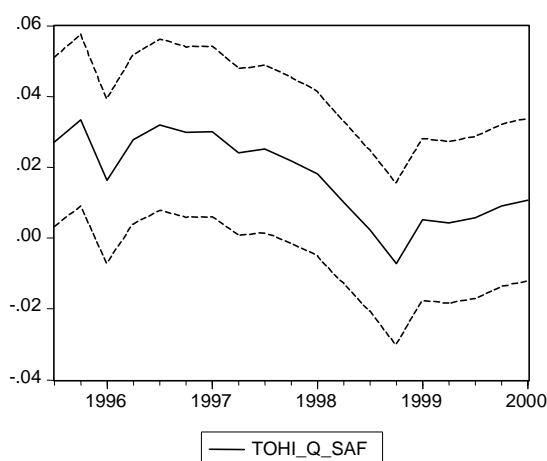
Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
OOTUS_MAJ	0.124199	0.024804	5.007259	0.0001
@TREND	-0.220807	0.063706	-3.466012	0.0030
Determinatsiooni kordaja R ²	0.470597	Sõltuva muutuja keskväärtes		1.967705
Kohaldatud R ²	0.439456	Sõltuva muutuja st.hälve		2.368231
Regressiooni standardviga	1.773082	Akaike infokriteerium		4.082616
Jääkliikmete ruutude summa	53.44493	Schwarzi kriteerium		4.182031
Log tõepära	-36.78485	F-statistik		15.11167
Durbin-Watsoni statistik	1.596204	Olulisus tõenäosus		0.001184



Lisa 3. Tootjate ootusi (OOTUS_TOOTJA_SA) sisaldava kvartaalse tootjahinnaindeksi (TOHI q_sa) võrrandid (sesoonselt tasandatud)

Sõltuv muutuja: TOHI_Q_SA
Hinnatud vahemik: 1996:3 2000:1

Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
OOTUS_TOOTJA_SA	0.000934	0.000133	7.042655	0.0000
Determinatsiooni kordaja R^2	0.626966	Sõltuva muutuja keskväärts		0.010940
Kohaldatud R^2	0.626966	Sõltuva muutuja st.hälve		0.013587
Regressiooni standardviga	0.008298	Akaike infokriteerium		-6.681195
Jäakliikmete ruutude summa	0.000964	Schwarzi kriteerium		-6.633991
Log tõepära	51.10896	Durbin-Watsoni statistik		1.887080



Prognoos: TOHI_Q_SAF
Tegelik: TOHI_Q_SA
Prognoosi periood: 1995:3 2000:1
Vaatluste arv: 19

Keskmine ruutviga	0.010227
Keskmine abs. viga	0.007556
Keskmine abs. viga protsentides	108.3907
Theiil koefitsient	0.232232
Nihke osakaal	0.004363
Hälbe osakaal	0.224620
Kovariatsiooni osakaal	0.771017

Sõltuv muutuja: TOHI_Q_SA
Hinnatud vahemik: 1996:3 2000:2

Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
OOTUS_TOOTJA_SA (-1)	0.000865	0.000131	6.603373	0.0000
Determinatsiooni kordaja R^2	0.553011	Sõltuva muutuja keskväärts		0.010981
Kohaldatud R^2	0.553011	Sõltuva muutuja st.hälve		0.013127
Regressiooni standardviga	0.008776	Akaike infokriteerium		-6.573046
Jäakliikmete ruutude summa	0.001155	Schwarzi kriteerium		-6.524759
Log tõepära	53.58437	Durbin-Watsoni statistik		1.398987

Sõltuv muutuja: TOHI_Q_SA
 Hinnatud vahemik: 1996:3 1999:4

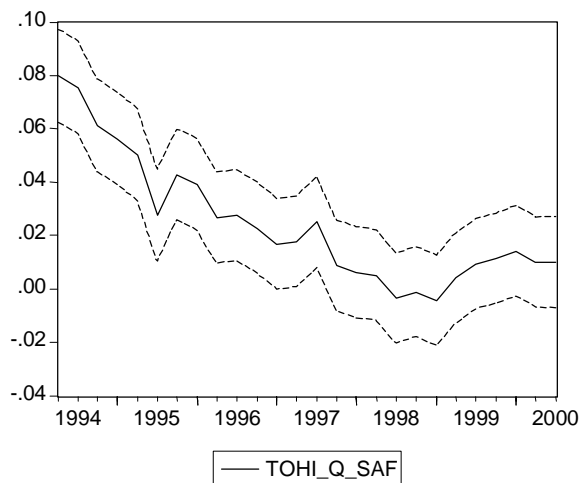
Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
OOTUS_TOOTJA_SA (1)	0.001005	0.000157	6.408586	0.0000
Determinatsiooni kordaja R^2	0.608632	Sõltuva muutuja keskväärtus		0.010749
Kohaldatud R^2	0.608632	Sõltuva muutuja st.hälve		0.014079
Regressiooni standardviga	0.008808	Akaike infokriteerium		-6.557647
Jääkliikmete ruutude summa	0.001008	Schwarzi kriteerium		-6.512000
Log tõepära	46.90353	Durbin-Watsoni statistik		1.745264

Lisa 4. Tootjahindade inflatsiooni ARMA võrrandi ja selle *ex post* simulatsiooni protokoll

Sõltuv muutuja: TOHI_Q_SA

Hinnatud vahemik: 1994:2 2000:2

Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
AR(1)	0.930494	0.024241	38.38452	0.0000
MA(1)	-0.817816	0.343948	-2.377735	0.0265
MA(2)	-0.815205	0.325298	-2.506026	0.0201
Determinatsiooni kordaja R ²	0.901551	Sõltuva muutuja keskväärtsus		0.026621
Kohaldatud R ²	0.892601	Sõltuva muutuja st.hälve		0.027283
Regressiooni standardviga	0.008941	Akaike infokriteerium		-6.484131
Jääkliikmete ruutude summa	0.001759	Schwarzi kriteerium		-6.337866
Log tõepära	84.05164	F-statistik		100.7328
Durbin-Watsoni statistik	2.287305	Olulisus tõenäosus		0.000000



Prognoos: TOHI_Q_SAF
 Tegelik: TOHI_Q_SA-1
 Prognoosi periood: 1994:1 2000:3
 Kohaldatud periood: 1994:2 2000:3
 Vaatluste arv: 25

Keskmine ruutviga 0.007959
 Keskmine abs. viga 0.005931
 Keskmine abs. viga protsentides 72.21590
 Theili koefitsient 0.110421
 Nihke osakaal 0.034301
 Hälbe osakaal 0.174528
 Kovariatsiooni osakaal 0.791171

Lisa 5. EKIB jaemüjate ootusi (OOTUS_JAE) sisaldava avatud sektori tarbijahinnaindeksi (THI_tr_q_sa) võrrandid (sesoonselt tasandatud)

Sõltuv muutuja: THI_TR_Q_SA
Hinnatud vahemik: 1994:1 1999:4

Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
OOTUS_JAE(1)	0.000883	7.88E-05	11.20536	0.0000
@TREND(1990:1)	-0.000732	0.000162	-4.503736	0.0002
Determinatsiooni kordaja R ²	0.770675	Sõltuva muutuja keskväärts		0.028951
Kohaldatud R ²	0.760251	Sõltuva muutuja st.hälve		0.024423
Regressiooni standardviga	0.011959	Akaike infokriteerium		-5.935085
Jääkliikmete ruutude summa	0.003146	Schwarzi kriteerium		-5.836913
Log tõepära	73.22102	F-statistik		73.93358
Durbin-Watsoni statistik	1.186940	Olulisus tõenäosus		0.000000

Sõltuv muutuja: THI_TR_Q
Hinnatud vahemik: 1994:1 1999:4

Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
OOTUS_JAE(1)	0.000987	0.000158	6.250650	0.0000
@TREND(1990:1)	-0.000925	0.000325	-2.842292	0.0095
Determinatsiooni kordaja R ²	0.535423	Sõltuva muutuja keskväärts		0.029039
Kohaldatud R ²	0.514305	Sõltuva muutuja st.hälve		0.034258
Regressiooni standardviga	0.023875	Akaike infokriteerium		-4.552285
Jääkliikmete ruutude summa	0.012541	Schwarzi kriteerium		-4.454114
Log tõepära	56.62742	F-statistik		25.35487
Durbin-Watsoni statistik	1.481125	Olulisus tõenäosus		0.000048

Lisa 6. Prognoosivigade võrdlus

1. Tootjate ootused

ARMA mudeli ja ootuste mudeli prognooside keskmised ruutvead

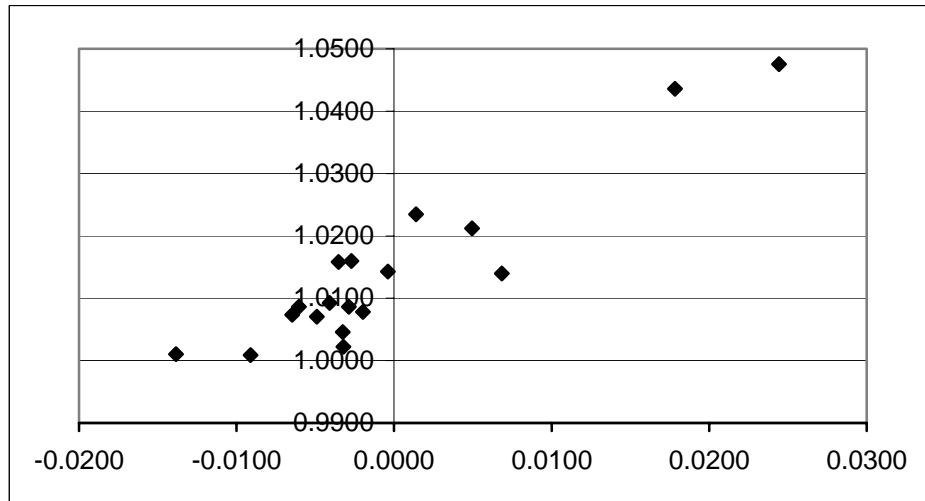
Prognoosi vahemik	Ootuste mudel	ARMA mudel
1991 q1-2000q1	0.007	0.01
1991 q2-2000q1	0.003	0.007
1991 q3-2000q1	0.004	0.002

2. Jaemüüjate ootused

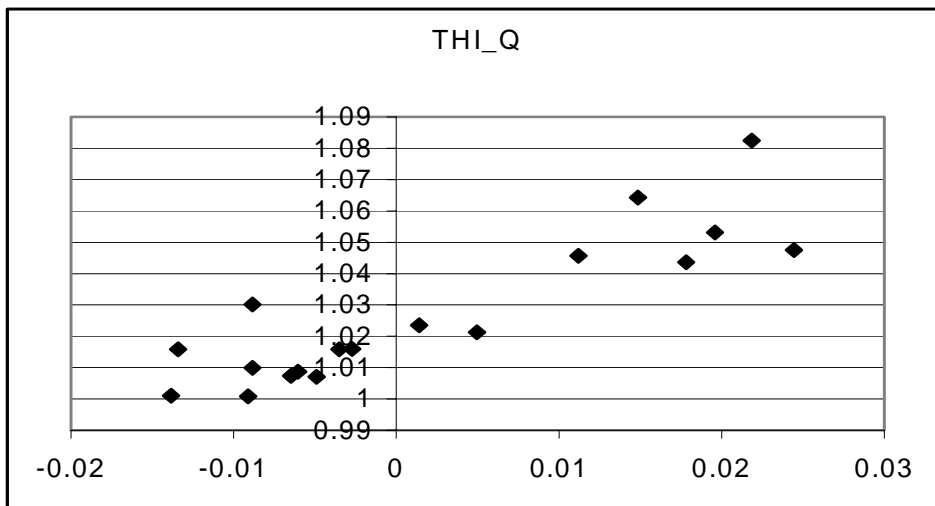
ARMA mudeli ja ootuste mudeli prognooside keskmised ruutvead

Prognoosi vahemik	Ootuste mudel	ARMA mudel
1991 q1-2000q1	0.009	0.014
1991 q2-2000q1	0.008	0.011
1991 q3-2000q1	0.007	0.010

Lisa 7. Inflatsiooni hälbe (DER_THI (x-telg)) ja kvartaalse THI seos



Joonis 1. Tegelikud andmed



Joonis 2. *Ex post* simulatsiooni andmed

Lisa 8. Sesoonselt tasandatud tootjahinna HPC protokoll

Sõltuv muutuja: DLOG(TOHI_SA)

Hinnatud vahemik: 1995:1 1999:3

Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
LOG(TOHI (-1))- LOG(DEF_M (-1))-4.111604	-0.725914	0.104985	-6.914483	0.0000
DLOG(DEF_M)	0.482446	0.090929	5.305766	0.0001
DER_LRSKP(-1)	0.285806	0.046367	6.163955	0.0000
DLOG(DEF_M (1))	0.314471	0.083151	3.781916	0.0020
DLOG(DEF_M (2))	0.277673	0.097543	2.846662	0.0129
Determinatsiooni kordaja R ²	0.956399	Sõltuva muutuja keskväärtus		0.019881
Kohaldatud R ²	0.943942	Sõltuva muutuja st.hälve		0.019791
Regressiooni standardviga	0.004686	Akaike infokriteerium		-7.667586
Jääkliikmete ruutude summa	0.000307	Schwarzi kriteerium		-7.419050
Log tõepära	77.84207	F-statistik		76.77334
Durbin-Watsoni statistik	1.579687	Olulisus tõenäosus		0.000000

Lisa 9. Avatud sektori THI HPC protokoll

Sõltuv muutuja: DER_THI_TR

Hinnatud vahemik :1995:1 2000:1

Muutuja	Koefitsient	St. viga	t-statistik	Olulisus tõenäosus
DER_DEF_M	0.263259	0.064444	4.085072	0.0011
DER_THI_TR (-1)	0.397094	0.058995	6.730940	0.0000
DER_LRSKP	0.067744	0.023118	2.930285	0.0110
DER_TOHI	0.215550	0.058837	3.663508	0.0026
DME_9503_9601	0.009783	0.002078	4.707727	0.0003
DME_9603_9604	-0.005577	0.002196	-2.539823	0.0236
DER_THI_TR (1)	0.226843	0.088945	2.550382	0.0231
Determinatsiooni kordaja R ²	0.963196	Sõltuva muutuja keskväärts		-0.004343
Kohaldatud R ²	0.947423	Sõltuva muutuja st.hälve		0.011028
Regressiooni standardviga	0.002529	Akaike infokriteerium		-8.861109
Jääkliikmete ruutude summa	8.95E-05	Schwarzi kriteerium		-8.512935
Log tõepära	100.0416	F-statistik		61.06609
Durbin-Watsoni statistik	2.427165	Olulisus tõenäosus		0.000000

Kirjandus

Andersen, P., Guðmunsson, M. (1998), *Inflation and Disinflation in Iceland*, Central Bank of Iceland, WP No 1

Fung, B. S. C., Mitnick, S., Remolona, E. (1999), *Uncovering Inflation Expectations and Risk Premiums from Internationally Integrated Financial Markets*, Bank of Canada, WP 99-6.pdf

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

Hallsten, K. (2000), *An Expectations-Augmented Phillips Curve in an Open Economy*, Sveriges Riksbank, WP No 108

Isard, P., Laxton, D., Eliasson, A.-C. (1999), *Simple Monetary Policy Rules Under Model Uncertainty*, IMF WP/99/75

Konjunktuur (1995), Nr 3 (114)

Razzak, W. A. (1997), *Testing the Rationality of the Reserve Bank of New Zealand's Survey Data*, Reserve Bank of New Zealand, WP G97/5

Sepp, U., Vesilind, A., Kaasik, Ü. (2000), *Estonian Inflation Model*, WP of Eesti Pank No 1/2000