

# **Ekspordihindade kujunemine**

**Martti Randveer  
Mari Rell**

**Tallinn  
1999**

Selle töö eesmärk on Eesti ekspordihindade kujundavate tegurite väljatoomine ning nende mõju hindamine. Töö esimeses osas anname ülevaate ekspordihindade kujunemise teoreetilistest aspektidest. Töö teises osas kirjeldame Eesti ekspordihindade dünaamikat aastatel 1994 – 1998 ja kolmandas peatükis hindame nii ekspordihindade kui ka ekspordinõudlust ja –pakkumist mõjutavate tegurite mõjusuunda ja –ulatust Eestis. Töös esitatud empiirilise hinnangu kohaselt olid Eesti ekspordikaupade hinnad ajavahemikul 1994. aasta I kvartal – 1998. aasta III kvartal samasuunalises sõltuvuses nii kodumaisest hinnatasemest kui ka peamiste väliskaubanduspartnerite sissetulekust. Need majandusseosed olid statistiliselt olulised ning võrrandi parameetrid stabiilsed.

Autorite e-posti aadressid: [mrell@epbe.ee](mailto:mrell@epbe.ee); [randveer@epbe.ee](mailto:randveer@epbe.ee)

**Toimetise autorite arvamused ei pruugi ühtida Eesti Panga seisukohtadega**

## Sisukord

Sisukord	2
1. Ekspordihindade kujunemise teoreetilised aspektid	3
2. Ekspordihindade dünaamika Eestis	6
3. Ekspordihindade kujunemise empiiriline hinnang	8
3.1. Ekspordihindasid mõjutavad tegurid	8
3.2. Ökonomeetriline analüüs	9
3.2.1. Ekspordihinna empiiriline hinnang	9
3.2.2. Ekspordinõudluse ja -pakkumise mudel	12
3.3. Tulemuste tõlgendamine	14
Kokkuvõte	15
Lisa 1	17
Lisa 2	19
Lisa 3	20
Kasutatud kirjandus	22

## 1. Ekspordihindade kujunemise teoreetilised aspektid

Välismajandusteoorias pööratakse suurt tähelepanu ekspordinõudlust ja -pakkumist mõjutavate tegurite esitamisele ning nende mõju määratlemisele. Teoreetilistes ja empiirilistes käsitlustes on jõutud üksmeelsele seisukohale - ekspordihinnad on nii ekspordinõudluse kui ka -pakkumise olulised mõjutajad. Sellest johtuvalt võib ekspordihindade kujunemist vaadelda peamise ekspordinõudlust ja -pakkumist selgitava teoreetilise kontseptsiooni – mittetäieliku asenduskaupade mudeli (*imperfect substitutes models*) raamistikus.<sup>1</sup>

Mittetäieliku asenduskaupade mudeli kasutamisel eeldatakse, et eksport- ja importkaubad ei ole kodumaiste (siseturul kaubeldavate) hüviste täielikud asenduskaubad. Mittetäieliku asenduvuse eelduse kehtimist põhjendatakse esiteks sellega, et juhul, kui kodu- ja välismaised kaubad on teineteisega täielikult asendatavad, peaks: (1) kas välis- või kodumaine kaup hõlmama kogu turu tõrjudes teise kauba sealt täielikult välja (Magee (1975)) ja (2) ükski riik ei tohiks siis olla samaaegselt ühe ja sama kauba eksportija ning importija (Rhombert (1973)). Kuna aga enamik riike on paljude kaubagruppide eksportijad ja importijad üheaegselt, võib väita, et suur osa välis- ja kodumaistest kaupadest ei ole üksteisega täielikult asendatavad. Teiseks on mitmetes empiirilistes uurimustes<sup>2</sup> näidatud, et (1) sarnaste toodete hinnad võivad erinevates riikides üksteisest oluliselt erineda ka võrdlemisi pika perioodi vältel ning (2) võivad erineda ka sama toote eksport- ja siseturu hinnad. Siit tuleneb järeldus – enamiku kaupade puhul nn. ühe hinna seadus ei kehti. Seetõttu võib mittetäieliku asenduskaupade mudeli aluseks olevat väidet eksport- ja importkaupade ning kodumaiste kaupade mittetäieliku asendatavuse kohta pidada realistlikuks.

Mittetäieliku asenduskaupade mudelis iseloomustavad riigi i ekspordinõudlust ning ekspordipakkumist järgmised seosed:

$$X_i^d = f(Y^* e, \bar{P}X_i, P^* e)$$

$$X_i^s = g(\bar{P}X_i(1 + S_i), \bar{P}_i)$$

$$PI^* = \bar{P}X_i(1 + T^*) / e$$

$$X_i^d = X_i^s$$

kus

$X_1^d$  - väliskaubanduspartnerite poolt nõutav riigi i eksporttoodete kogus;

$X_1^s$  - riigi i ettevõtete poolt pakutav eksporttoodete kogus;

$PI^*$  - riigi i eksporttoodete hinnad (väljendatuna riigi i vääringus), millega importöörid neid hüviseid ostavad;

$\bar{P}X_i$  - riigi i eksporttoodete hinnad (väljendatuna riigi i vääringus), mida antud maa eksportöörid saavad oma toodangult;

$Y^*$  - väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku tase;

<sup>1</sup> Järgnevas tekstis toetume ekspordihindade kujunemist mõjutavate tegurite väljatoomisel ja analüüsimisel olulisel määral Morris Goldsteini ja Mohsin S. Khani artiklile “*Income and Price Effects in Foreign Trade*”, mis on avaldatud Ronald W. Jonesi ja Peter B. Keneni toimetatud raamatus “*Handbook of International Economics. Volume 2: International Monetary Economics and Finance*”.

<sup>2</sup> vt näiteks Isard (1977) ning Kravis ja Lipsey (1978).

$P_1$  - kodumaine hinnatase riigis I;  
 $P^*$  - väliskaubanduspartnerite kodumaine hinnatase;  
 $T^*$  - toliitariifid riigi i eksportkaupadele;  
 $S_i$  - subsiidiumite määr riigi i eksportkaupadele;  
 $e$  - riigi i ja tema väliskaubanduspartnerite valuutade nominaalne vahetuskurss.

Ülalesitatud seoste olemuse võib kokku võtta järgmiselt. Mittetäieliku asenduskaupade mudeli puhul eeldatakse, et kooskõlas traditsioonilise nõudluse teooriaga maksimeerivad majandusagendid eelarvepiirangu raames oma kasulikkust. Samuti eeldatakse, et eksportkaupade puhul on tegemist normaalkaupadega ( $e$  kaupadega, mille sissetulekuelastsus on positiivne, st ostja tulude suurenemisel suureneb ka selle kauba tarbimine). Selle tulemusena sõltub vaatlusaluse riigi eksportkaupade nõutav kogus samasuunaliselt nii väliskaubanduspartnerite nominaalsest sissetulekutasemest kui ka nende eksporttoodete välismaiste asenduskaupade hinnast (ülalesitatud seostes on selle näitaja lähendmuutujaks valitud väliskaubanduspartnerite kodumaine hinnatase) ning vastassuunaliselt eksportkaupade endi hinnast.

Samas konkureerivad vaatlusaluse riigi eksportöörid välisturgudel mitte üksnes nende maade kodumaiste tootjatega, vaid ka tootjatega kolmandatest riikidest. Sellest tulenevalt eeldatakse paljudes vastavasisulistes töödes seda, et hinnakonkurents osalevad peamiselt erinevate riikide eksportöörid. Seetõttu väljendatakse nendes töödes ekspordinõudlust mõjutavat hinnakonkurentsi vaatlusaluse riigi eksporthindade ja temaga välisturgudel võistlevate maade eksportööride pakutavate kaupade hinna ( $PX_C$ ) suhtega, mis on kohandatud valuutakurssidega ( $PX_i/PX_C^*e$ ). Ekspordinõudluse võrrand on sel juhul järgmise kujuga:

$$X^d_i/X^{d*} = v(PX_i/PX_C^*e)^3, \quad v' < 0,$$

kus  $X^{d*}$  tähistab nõutavat ekspordi kogust kolmandatest riikidest.

Kuigi ülaltoodud võrrandil on mõningaid puudusi<sup>4</sup>, on selline lähenemisviis üks levinumaid ekspordinõudluse hinnaelastsuse arvutamise meetodeid.

Vastavalt ülalesitatud ekspordipakkumise võrrandile suureneb ekspordi pakutav kogus eksporttoodete hinna tõustes ja väheneb vaatlusaluse riigi hinnatasemes tõustes. Seejuures mõjutab kodumaine hinnatase ekspordipakkumist kahel viisil. Esiteks peaks ekspordipakkumine sõltuma eksporttootmisega seotud kulude suurusest – ekspordiga seotud tootmiskulude suurenemine peaks ekspordipakkumist vähendama ja vastupidi. Kuna üldjuhul on muutused tootmiskuludes ja hinnatasemes teineteisega sarnased, võib kodumaist hinnataset pidada suhteliselt heaks tootmiskulude lähendmuutujaks. Teiseks võib osa kodumaistest ettevõtjatest kasutada tootmisressursse nii kaubeldavate hüviste (*tradeables*) kui ka mittekaubeldavate hüviste (*non-tradables*) tootmiseks. Muudel võrdsetel tingimustel suurendab kodumaise hinnataseme langus eksporttootmise suhtelist kasumlikkust ning vastupidi. Eksporditootmise suhtelise kasumlikkuse tõus suurendab omakorda aga ekspordi pakkumist. Seega mõjutab kodumaise hinnataseme muut ekspordi

<sup>3</sup> Antud võrrandi puhul on tegemist nn asenduse elastsuse (*elasticity of substitution*) raamistikuga.

<sup>4</sup> Nii näiteks eeldatakse selles raamistikus, et nõudlus erinevate riikide ekspordi järele on ühesuguse sissetulekuelastsusega.

pakkumist ka sel viisil, et ta muudab eksporditootmise suhtelist kasumlikkust võrreldes mittekaubeldavate hüviste tootmisega.

Ekspordikaupade pakkumist suurendab nende ekspordihindade tõus. Tulenevalt sellest, et riigi ekspordikaupade hinnad muutuvad vastassuunaliselt nende kodumaise subsideerimise tasemele ja neile sihtriigis kehtestatud tollimääradele, sõltub ka pakutavate ekspordikaupade kogus subsideerimisest ja tollimääradest.

Mõnedes ekspordipakkumist<sup>5</sup> käsitlevates empiirilistes töodes lisatakse kodumaisele hinnatasemele ning ekspordihinnaindeksile ekspordipakkumist selgitavasse võrrandisse vaatlusaluse riigi sissetuleku trend. Taolist lähenemist põhjendatakse sellega, et sissetuleku kasvuga kaasneb üldjuhul ka tootlikkuse suurenemine. Tootlikkuse suurenemine tähendab aga muudel võrdsetel tingimustel pakkumise kasvu. Teisisõnu võib antud riigi ettevõtete poolt pakutav ekspordi kogus suurenda ka juhul, kui kodumaine hinnatase ja ekspordihinnad ei muutu.

Kokkuvõttes võib öelda, et mittetäieliku asenduskaupade mudeli raamistikus mõjutavad ekspordinõudlust:

- (1) väliskaubanduspartnerite nominaalne sissetuleku tase;
- (2) ekspordihinnad;
- (3) väliskaubanduspartnerite kodumaine hinnatase ja
- (4) kolmandate riikide ekspordihinnad.

Ekspordipakkumine sõltub omakorda:

- (1) kodumaisest hinnatasemest;
- (2) ekspordihindadest;
- (3) eksporditava riigi sissetuleku trendist (Y trend);
- (4) ekspordikaupadele määratud subsiidiumite tasemest ning
- (5) ekspordikaupadele kehtestatud tollimääradest.

Eeldusel, et ekspordinõudluse hinnaelastsus on negatiivne, tingib ekspordipakkumise tõus muudel võrdsetel tingimustel ekspordihindade alanemise. Juhul, kui ekspordipakkumise hinnaelastsus on positiivne, põhjustab ekspordinõudluse suurenemine muudel võrdsetel tingimustel ekspordihindade tõusu. Teisisõnu tingivad ekspordipakkumise suurenemist/vähendamist põhjustavad tegurid ekspordihindade alanemise/tõusu ning ekspordinõudluse suurenemist/vähendamist põhjustavad tegurid ekspordihindade tõusu/alanemise. Seega juhul, kui me eeldame, et ekspordinõudluse hinnaelastsus on negatiivne ning ekspordipakkumise hinnaelastsus positiivne, võib ekspordihindade tegurid avaldada järgmiselt:

$$PX_i = f(Y^+e, P^+e, P_i^+, PX_c^+, Ytrend^-, S_i^-, T^*)$$

Vastavalt ülalesitatud võrrandile tõstavad ekspordihindu väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetulekutaseme kasv, väliskaubanduspartnerite asenduskaupade hindade tõus (antud võrrandis on nende muutujate lähendmuutujaks valitud väliskaubanduspartnerite hinnatase), vaatlusaluse riigi kodumaise hinnataseme ja kolmandate riikide ekspordihindade tõus ning alandavad vaadeldava riigi kasvav

<sup>5</sup> vt. näiteks Goldstein ja Khan (1978).

sissetuleku(reaalne SKP)trend, eksportkaupade subsideerimise taseme tõus ja väljaveokaupadele sihtriigis kehtestatud tollimäärade tõstmine.

Mõnedes ekspordihindade kujunemist puudutavates töödes<sup>6</sup> on eeldatud, et eksportöörid kasutavad ekspordihindade kujundamisel nn hinnakõrgendi meetodit (*mark-up pricing*). Nii näiteks on Clark (1977) eeldanud, et ekspordihinnad sõltuvad samasuunaliselt tööjõu ühikkulust, tegeliku ja potentsiaalse SKP vahest vaatlusaluses riigis ja selle maa kaupu importivates riikides ning kolmandate riikide ekspordihindadest.

## 2. Ekspordihindade dünaamika Eestis aastail 1994 - 1998

Eelmises peatükis jõudsimel selgusele selles, et ekspordihindu mõjutavad nii pakkumis- kui ka nõudluspoolsed tegurid. Järgnevalt vaatleme Eesti ekspordihindade dünaamikat nõudluse ja pakkumise raamistikus, ekspordihinna indeksi alamkomponentide muutumist ning võrdleme ekspordihinna indeksi dünaamikat teiste Eesti hinnaindeksitega.

Analoogselt teiste oluliste hinnaindeksitega (tarbijahinna indeks (THI), tootjahinna indeks (ToHI), ehitushinna indeks (EHI)) pidurdus ajavahemikul 1994 - 1998 ka ekspordihinna indeksi kasvutempo. Kui 1994. ja 1995. aastal kallinesid Eesti eksportkaubad 36 %<sup>7</sup> ja 15,1 %, siis 1996 - 1998 olid need näitajad vastavalt 11,3 %, 7,5 % ja 2,1 %.<sup>8</sup>

Ekspordihinna indeksi kasvutempo on aastaarvestuses olnud madalam kui teised peamised Eesti hinnataset kirjeldavad hinnaindeksid (vt lisa 1, tabel 1). Vaid 1997. aastal oli tootjahinnaindeksi juurdekasv (7,4 %) veidi madalam kui ekspordihindade tõus (7,5 %). Ekspordihinna indeksi väiksem kasvutempo tulenes eeldatavasti sellest, et vaatlusaluse perioodi alguses oli ekspordihindade hinnaühildumine jõudnud kaugemale kui suletud sektori ja Eesti siseturule toodetavate hüviste hindade oma.

Teoreetilises plaanis peaks üheks olulisemaks ekspordihindade nõudluspoolseks teguriks olema nominaalse sissetuleku taseme<sup>9</sup> muutus peamistes väliskaubanduspartnerriikides. Muutused väliskaubanduspartnerite nominaalses sissetulekutasemes võivad omakorda tuleneda kolmest tegurist: (1) reaalse SKP muutumisest, (2) muutustest nominaalkurssides ning (3) hinnataseme muutustest. Järgnevas peatükis esitatud ökonomeetrisest analüüsist selgub, et nende kolme komponendi põhjal kokku kaalutud peamiste kaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku muutust väljendav lähendmuutuja<sup>10</sup> oli vaadeldaval perioodil oluline Eesti ekspordihindade kujunemist mõjutav tegur.

<sup>6</sup> vt. näiteks Clark (1977) ja Deppler-Ripley (1978).

<sup>7</sup> Statistikaameti mitteametlik hinnang.

<sup>8</sup> Ekspordihinna indeksi arvutamine ja selle tõlgendamine on mitmeti problemaatiline. Esiteks tuleb arvestada seda, et eksportkaupade hinnatõus võib teatud juhtudel olla tingitud nende eksportkaupade kvaliteedi tõusust. Teiseks on ajavahemikul 1994-1998 igal aastal vahetatud ekspordihinna indeksi arvutamise aluseks olevat nn eksportkaupade korvi. Seetõttu on järeldused ekspordihindade dünaamika ja seda mõjutavate näitajate kohta paratamatult ligikaudsed.

<sup>9</sup> Mõõdetuna kaupu ja teenuseid eksportiva riigi vääringus.

<sup>10</sup> Järgnevalt käsitletakse peamiste väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku all nende kolme komponendi põhjal kokku kaalutud näitajat. Peamiste väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku lähendmuutuja arvutamise meetodit on täpsemalt kirjeldatud osas 3.1.

Eesti peamiste väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku muutus aasta arvestuses oli eriti suure mõjuga 1996. ja 1997. aastal (Vt lisa 1, tabel 2), mil see kasvas vastavalt 13,3% ja 13,5%. 1995. aastal jäi väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku kasv neile aastatele pisut alla, 1998. aastal esialgsetel hinnangutel koguni alanen ning 1999. aastal kasvas 8%.

1995. aastal pidurdas Eesti kroonides mõõdetud välikaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku kasvu oluliselt Eesti krooni kursi tugevnemine enamiku kaubanduspartnerite valuutade suhtes<sup>11</sup>. Eeldatavasti oli see üheks olulisemaks ekspordihindade kasvu kiire aeglustumise põhjuseks - 1994. aastal ulatus ekspordihinna indeksi tõus 36%ni, järgmisel aastal üksnes 15,1%ni. Ekspordihindade kasvu soodustasid 1995. aastal Eesti krooni nõrgenemine Soome marga suhtes ning suhteliselt kõrge inflatsioonitempo Venemaal, Lätis ja Leedus.

1996. aastal väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku juurdekasv võrreldes 1995. aastaga kiirenes. Peamiselt tänu jätkuvalt kõrgele inflatsioonitempole Venemaal ning Lätis ja Leedus. Seda toetas ka Eesti krooni nõrgenemine Läti, Leedu, Rootsi ja Suurbritannia valuutade suhtes.

Erinevalt 1996. aastast kasvas väliskaubanduspartnerite nominaalne sissetulek 1997. aastal eeskätt tänu muutustele nominaalkurssides - Eesti kroon nõrgenes oluliselt enamiku väliskaubanduspartnerite (eeskätt Läti, Leedu ja Suurbritannia) valuutade suhtes. Vaatamata inflatsioonitempo pidurdumisele Venemaal, Lätis ja Leedus oli hinnakasv nendes riikides jätkuvalt üheks väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku suurenemise teguriks.

Esialgsetel hinnangutel alanen 1998. aastal peamiste väliskaubanduspartnerite nominaalne sissetulek esmajoonen tänu Vene rubla kursi märkimisväärsele nõrgenemisele Eesti krooni suhtes ja Venemaa reaalse SKP alanemisele.

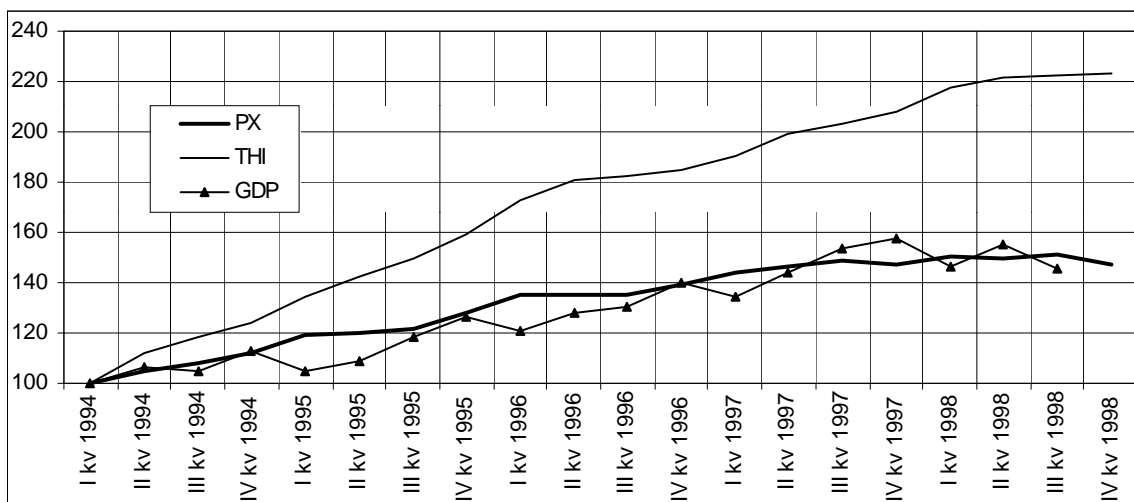
Vaatamata sellele, et Eesti taoline väikeriik on maailmaturul üldjuhul hinnavõtja, viitab ekspordihindade dünaamika siiski võimalusele, et nende kujunemist on kõnealusel ajavahemikul mõjutanud ka muutused tootmiskulude tasemes<sup>12</sup>. Ajavahemikul 1994 - 1998 tõusid ekspordihinnad tervelt 60%. Sedavõrd suurt tõusu on raske põhjendada üksnes peamiste väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku suurenemise või mõne muu teguriga.

Eeldades seda, et ekspordihinna indeks peegeldab tõepäraselt Eesti eksportkaupade hindu ja selles töös tootmiskulude lähendmuutujaks valitud THI dünaamika tootmiskulude muutust Eestis, võime väita, et need on omavahel seotud (vt joonis 1). Enamgi veel, selle töö 3. peatükis esitatud ökonomeetrilise analüüsi kohaselt osutusid tarbijahinnad oluliseks eksportkaupade hindu mõjutavaks teguriks.

Ligikaudsed andmed ekspordihinna indeksi alamkomponentide kohta näitavad seda, et ajavahemikul 1994 – 1998 erinesid üksikute kaubagruppide ekspordihinna indeksite muutused üksteisest oluliselt. Kui mineraalsete toodete ja keemiakaupade hinnatõus ulatus vaatlusalusel ajavahemikul vastavalt 87 ja 71 protsendini, siis toidukaupade ja puidu ning

<sup>11</sup> Eesti kroon tugevnes oluliselt nii Rootsi krooni, Läti lati, Leedu liti, Suurbritannia naela kui ka Venemaa rubla suhtes.

<sup>12</sup> Tootmiskulude lähendmuutujaks on käesolevas töös valitud tarbijahinna indeks.



**Joonis 1. Ekspordihindade tegurite dünaamika**

puidutoodete ekspordihinnad kasvasid üksnes 17 ja 14 protsendi võrra. Teiste Eesti oluliste eksporditüüpide – tekstiili ja tekstiilitoodete ning muude tööstuskaupade (nt masinate-seadmete, mööbli) hinnatõus küündis 67 ja 42 protsendini. Tähelepanuväärne on seejuures asjaolu, et nende kahe viimase kaubagrupi ekspordihindade tõus oli käsitletaval ajavahemikul võrdlemisi stabiilne.

### 3. Ekspordihindade kujunemise empiiriline hinnang.

#### 3.1. Ekspordihindasid mõjutavad tegurid

Ekspordihindade kujunemist mõjutavate tegurite valikul lähtusime mittetäielike asenduskaupade mudelist, mida kirjeldasime selle töö esimeses peatükis. Vastavalt sellele peaksid empiirilises hinnangus selgitavate muutujatena vaatluse all olema järgmised tegurid:

- (1) väliskaubanduspartnerite nominaalne sissetulekutase;
- (2) väliskaubanduspartnerite hinnatase;
- (3) Eesti hinnatase;
- (4) ekspordikaupadele kehtestatud tollimäärad;
- (5) kolmandate riikide ekspordihinnad;
- (6) Eesti sissetulekutrend;
- (7) ekspordikaupade subsideerimise tase.

Meie oludes on neist näitajatest keeruline arvuliselt määratleda tollimäärasid ning subsideerimise taset. Seejuures ei tohiks subsideerimist väljendava näitaja väljajätmine aga mõjutada hinnangu täpsust, kuna selle teguri roll on Eestis väga väike.

Lisaks jätsime välja viienda muutuja - kolmandate riikide ekspordihinnad - kuna andmete kättesaamine osutus raskeks ning näitaja kokkukaalumine väga aeganõudvaks.

Seega vaatleme peamiste mõjuteguritena ülejäänud nelja näitajat või nende lähendmuutujaid.



**Väliskaubanduspartnerite nominaalne sissetulekutase:** arvestasime Eesti üheksa suurema kaubanduspartneri (Soome, Saksamaa, Rootsi, Suurbritannia, Taani, Holland, Venemaa, Läti, Leedu) sisemaist koguprodukti, valuutade nominaalkursse ning Eesti ekspordi osakaalu vastava kaubanduspartneri sisemajanduse kogutoodangus. Nende näitajate abil kaalusime vastava lähendmuutuja (nn kaubanduspartnerite kaalutud SKP Eesti kroonides) ning kasutasime selle alusindeksit.

**Väliskaubanduspartnerite hinnataseme** arvutamisel kasutasime lähendmuutujana üheksa suurema kaubanduspartneri tarbijahinna indeksit, mis on kokku kaalutud vastavatesse maadesse mineva ekspordi osakaaluga koguekspordist. Arvestasime ka nominaalkursi muutusi.

**Eesti hinnataseme** lähendmuutujana kasutasime tarbijahinna indeksit.

**Eesti SKP trendi** lähendmuutujana kasutasime kodumaist SKPd.

### 3.2. Ökonomeetiline analüüs

Eelkirjeldatud näitajate alusel moodustasime aegread perioodiga 1994.a I kvartal kuni 1998.a III kvartal. Kontrollitud on aegride integreerituse järku (lisa 2, tabel 1). Selles töös on kasutatud ainult esimest järku integreeritud aegridu, kusjuures vastavad read on eelnevalt logaritmitud kujul. Järgnev ökonomeetiline analüüs on teostatud *Eviews*'i abiga

#### 3.2.1 Ekspordihinna empiiriline hinnang

Siinkohal hindame empiiriliselt ekspordihindade kujunemist ning püüame välja selgitada, millised muutujad mõjutavad oluliselt ekspordihindu.

Ökonomeetrilise analüüsi käigus ilmnes, et olulisteks ekspordihindade kujunemist mõjutavateks näitajateks on Eestis kodumaine hinnatase ja väliskaubanduspartnerite kaalutud SKP. Viimase mõju ei avaldu mitte kohe, vaid ühekvartalilise viitajaga. Loogiline oleks ka veelgi pikema viitaja kasutamine, kuid see katse andis statistiliselt mitteolulise tulemuse.

Ekspordihinna regressioonvõrrand esitub kujul<sup>13</sup>

$$D(px)_t = 0,48 * D(thi) + 0,17 * D(gdp (-1)) - 0,03 * DM_{974}$$

(7,551309)                      (3,383630)                      (-2,741937)

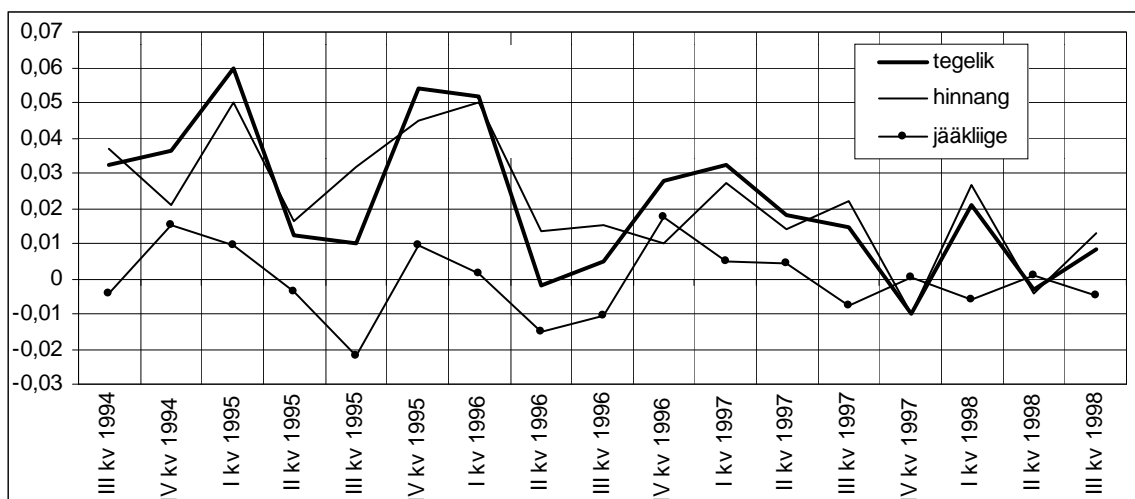
<i>Determin. kordaja</i>	0,74	<i>F-statistik</i>	20,26
<i>kohaldatud</i>			
<i>Determin. kordaja</i>	0,71	<i>Tõenäosuds(F-stat.)</i>	0,00
<i>DW statistik</i>	2,04		

<sup>13</sup> Väiketähed tähistavad muutujate naturaallogaritmide ning sulgudes on toodud vastavate koefitsientide t-statistikud.

Lisaks nendele kahele näitajale tuli võrrandisse lülitada ka näiline muutuja, mille arvvärtus 1997. aasta IV kvartalis oli 1, muudel perioodidel aga 0. Näilise muutuja lisamise tingis asjaolu, et 1997. aasta IV kvartalis, ilmselt tulenevalt Aasia majanduskriisist, ekspordihinna indeks alanes. Aasia majanduskriis põhjustas maailmaturul osa kaupade (nt põllumajandussaaduste) hinnalanguse ja See võis kaudselt mõjutada ka Eesti ekspordihindasid, mida osaliselt kinnitab ka kaubagruppide lõikes vaadeldud hinnadünaamika (vt lisa 1, tabel 3).

Kasutatud regressioonivõrrandi graafilisel kujutisel (vt joonis 2) on selgelt näha, et hinnang muutub täpsemaks just perioodi lõpus. Saadud empiiriline hinnang on küllalt kõrge kirjeldava tasemega ( $R^2$  väärtus on 74%), DW-statistik kinnitab 1. järku autokorrelatsiooni mitteesinemist hinnangus ning ka F-statistiku p-väärtus usaldusnivool 0,05 kinnitab kõikide võrrandis hinnatud parameetrite statistilist olulisust.

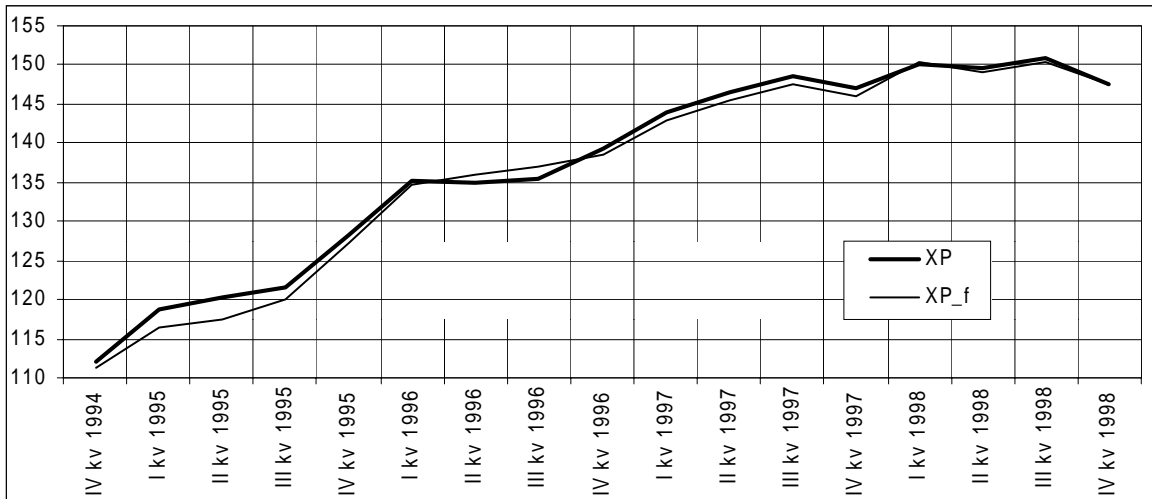
Analüüsi käigus proovisime ekspordihindasid kujundava tegurina võrrandisse lülitada ka USA dollari kursi dünaamikat iseloomustavat aegrida. Selgus, et näitaja parameeter kujunes võrrandis oluliseks ainult lühendatud perioodi vältel (1996.a I kvartal kuni 1998.a III kvartal; vt lisa 2, tabel 2.). Kogu perioodil hinnates on nii võrrandi parameetrid kui ka jääkliige ebastabiilsed.



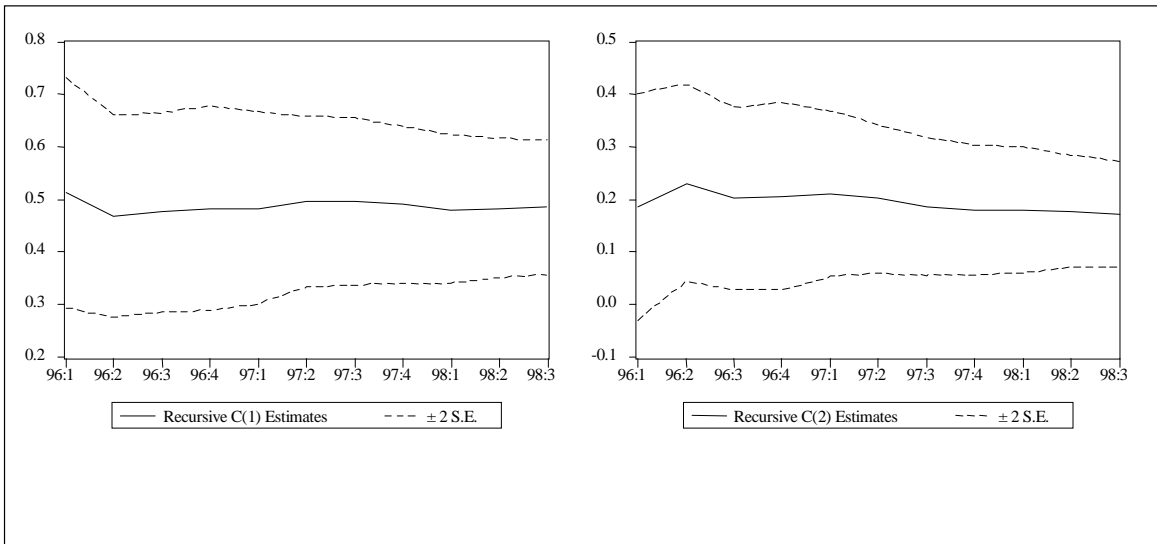
**Joonis 2. Ekspordihinna võrrandi hinnang ja jääkliige**

Lisaks kontrollisime jääkliikme omadusi ning võrrandi parameetrite stabiilsust. Vastavad test-statistikud ja olulisuse tõenäosused on toodud lisa 2 tabelis 2. Samuti kontrollisime parameetrite stabiilsust (rekursiivne koefitsientide test) ja jääkliikme stabiilsust (rekursiivne jääkliikme test; vt joonised 4 ja 5). Võrrandi stabiilsuse uurimiseks tegime ka *ex-post* dünaamilise simulatsiooni, mis annab hea ja küllalt täpse tulemuse ning kinnitab veel kord võrrandi head hindamistäpsust just vaadeldava perioodi lõpus. Dünaamilise simulatsiooni täpsust hindava Theil'i koefitsiendi väärtus (0,005) kinnitab samuti kõrget simulatsiooni täpsust.<sup>14</sup>

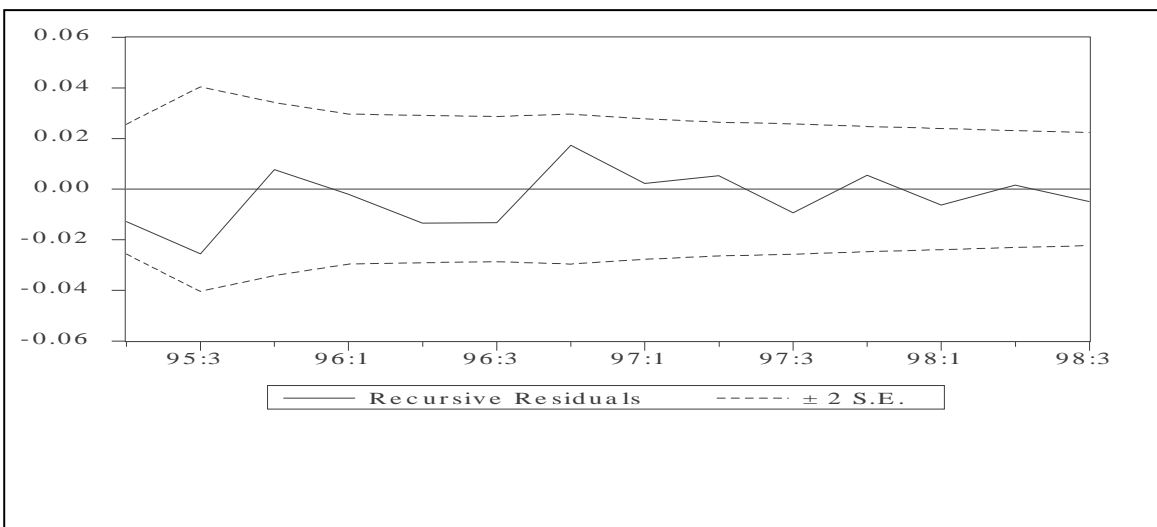
<sup>14</sup> Pindyck, Rubinfeld (1998) lk 389-387



**Joonis 3. Ekspordihinna ex-post dünaamiline prognoos**



**Joonis 4. Koefitsientide rekursiivne hinnang**



**Joonis 5. Jääkliikme rekursiivne hinnang**

### 3.2.2. Ekspordinõudluse ja -pakkumise mudel

Lisaks ekspordihindu mõjutavate tegurite väljaselgitamisele püüdsime hinnata ka esimeses peatükis kirjeldatud teoreetilist ekspordinõudluse ja -pakkumise mudelit. Teoreetilises mõttes on seega tegu simultaanvõrranditega, millest tulenevalt kasutasime ka vastavaid ökonomeetrisi lahendusmeetodeid.

Simultaanvõrrandisüsteemi kuju on järgmine:

$$\begin{aligned} XD_t &= \alpha_1 + \alpha_2 PX_t + \alpha_3 GDP_t + \varepsilon_t \\ XS_t &= \beta_1 + \beta_2 PX_t + \beta_3 P_t + \beta_4 SKP_t + \varepsilon_t \\ XD_t &= XS_t, \end{aligned}$$

kus ekspordinõudlus (XD) on funktsioon ekspordihinnast (PX) ja väliskaubanduspartnerite nominaalsest sissetulekust (GDP) ning ekspordipakkumine (XS) on funktsioon ekspordihinnast, kodumaisest nominaalsest sissetulekust (SKP) ja kodumaisest hinnatasemest (P)<sup>15</sup>. Mudelis on välistekkelisteks teguriteks kodumaine ja välismaine sissetulek ja kodumaine hinnatase. Sisetekkelised muutujad on ekspordihind ja ekspordikogus. Seega on tegemist kahe võrrandilise (M=2) süsteemiga; sisetekkeliste muutujate arv on kaks ja välistekkeliste muutujate arv kolm. Parameetrite hinnangu kooskõla tagamiseks kontrollisime identifitseerituse tingimust. Nii nõudluse kui ka pakkumise võrrand on identifitseeritud. Identifitseerituse piisavust kontrollides selgus, et nõudluse võrrand on üleidentifitseeritud ja pakkumise võrrand täpselt identifitseeritud.<sup>16</sup> Sellisel juhul tuleb mudeli parameetrite hindamisel kasutada kaheastmelist vähimruutude meetodit (2SLS).<sup>17</sup>

Esimesel sammul hindasime tavalise vähimruutude meetodiga võrrandit kujul

$$PX_t = \pi_{21} GDP_t + \pi_{22} P_t + \pi_{23} SKP_t + v_{t2}$$

Selgus, et ekspordihinda käsitleva võrrandi korral on kõik välistekkeliste muutujate parameetrid olulised (5% usaldusnivool) ja õige märgiga. Alljärgnevalt on toodud võrrand parameetrite hinnangud

$$\begin{aligned} D(px) = & 0,29 * D(gdp(-1)) & -0,09 * D(skp(-1)) & +0,53 * D(p) & -0,04 * DM_{974} \\ & (5,358436) & (-3,197765) & (10,23006) & (-4,043650) \end{aligned}$$

<i>Determin. kordaja</i>	0,86	<i>Võrrandi ST. hälve</i>	0,008
<i>kohaldatud</i>			
<i>Determin. kordaja</i>	0,82	<i>SSR</i>	0,0009
<i>DW statistik</i>	1,56		

<sup>15</sup> Siin ja edaspidi on ekspordinõudluse ja -pakkumise korral vaadeldud ainult kaupade põhieksporti.

<sup>16</sup> Vt Gujarati D.N. lk 665

<sup>17</sup> Vt Hill, Griffiths, Judge lk 293-297

Teise sammuna kasutasime ekspordihinna hinnangut nõudluse-pakkumise mudeli sisendina. Selgus, et ekspordipakkumine (XS) sõltub ekspordihinnast (hinna kasvades pakkumine suureneb, kusjuures hinnakasvu mõju on teatava viitajaga), kodumaisest hinnatasemest (hinnataseme kasvades ekspordipakkumine alaneb) ning kodumaisest sissetuleku tasemest (SKP kasvades ekspordipakkumine suureneb). Kõikide muutujate parameetrid osutusid statistiliselt oluliseks.

Ekspordinõudluse võrrandis kujunesid ootuspärasteks märgid, kuid ekspordihinna ja välispartnerite sissetuleku taseme muutuse mõju ei õnnestunud veenvalt tõestada, kuna hinnaelastsus osutus mudelis oluliseks ligikaudu 10%sel usaldusnivool, kuid kaubanduspartnerite kaalutud SKP (parameeter C(2)) osutus mitteoluliseks ( $p = 0,56$ ). Statistiliselt olulised olid sesoonsust väljendavad näilised muutujad (SDM(2);SDM(4)), mille võrrandisse lülitamine osutus vajalikuks, kuna sõltuvas muutujas ilmnes selgelt hooajaline kõikumine teises ja neljandas kvartalis. Seega kujunes keeruliseks just nõudluse hindamine. Edaspidi peaks mudelisse lülitama veel mõne muu nõudlust kujundava teguri. Töö käigus proovisime ka välispartnerite hinnataset käsitleda kui nõudluse tegurit, kuid see katse andis statistiliselt mitteolulise tulemuse. Pealegi on hinnataseme muutuse mõju kaudselt juba arvestatud, kuna ekspordinõudluse üheks teguriks on väliskaubanduspartnerite nominaalne sissetulek.

Hinnatud süsteemi võrrandid esituvad järgmisel kujul:

$$D(xd) = -1,18 \cdot D(px\_hinnang) \quad 0,21 \cdot D(gdp(-1))_i \quad +0,11 \cdot SDM(2) \quad + 0,18 \cdot SDM(4)$$

$$(-1,666214) \quad (0,582002) \quad (3,196339) \quad (6,447230)$$

---

<i>Determin. kordaja</i>	0,76	<i>Võrrandi ST. hälve</i>	0,05
<i>kohaldatud</i>			
<i>Determin. kordaja</i>	0,71	<i>SSR</i>	0,035
<i>DW statistik</i>	1,27		

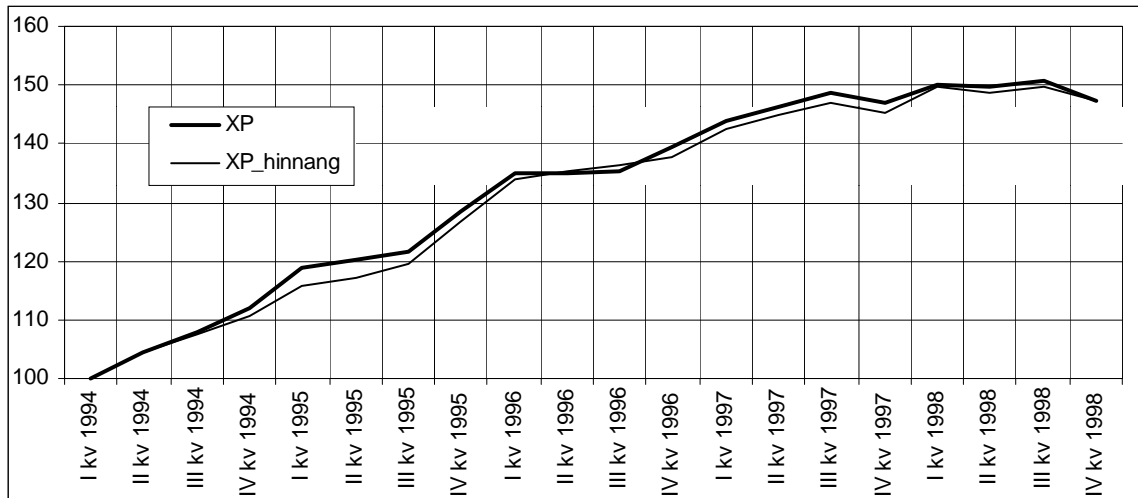
$$D(xs) = 2,15 \cdot D(px\_hinnang(-3)) \quad -2,65 \cdot D(thi(-1)) \quad +0,88 \cdot D(skp) \quad + 0,06$$

$$(-3,289474) \quad (-3,995288) \quad (5,612812) \quad (1,872658)$$

---

<i>Determin. kordaja</i>	0,79	<i>Võrrandi ST. hälve</i>	0,04
<i>kohaldatud</i>			
<i>Determin. kordaja</i>	0,74	<i>SSR</i>	0,029
<i>DW statistik</i>	1,72		

Graafiliselt näeb ekspordihinna hinnang välja nagu joonisel 6.



**Joonis 6. Ekspordihinna hinnang**

### 3.3. Tulemuste tõlgendamine

Nagu selgus juba selle peatüki eelmises osas, mõjutasid ajavahemikul 1994. aasta I kvartal – 1998. aasta III kvartal Eesti ekspordikaupade hindu kodumaine hinnatase ja peamiste väliskaubanduspartnerite nominaalne sissetulek. Seejuures tingis väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku 1%line tõus/langus Eesti ekspordihindade 0,17%lise suurenemise/vähendamise ning kodumaise hinnataseme 1%line muutus Eesti ekspordihindade 0,48 %lise samasuunalise muutuse.

Ülaltoodud ekspordihindu mõjutavate näitajate parameetrid viitavad sellele, et ekspordihindu mõjutasid vaadeldaval perioodil kõige enam kodumaised hinnad. Kuigi ekspordihinnad võivad mõningate kanalite kaudu mõjutada ka kodumaiseid hindu<sup>18</sup> ei olnud selle mõjukanalil osatähtsus eeldatavasti suure tähtsusega. Osaliselt annab sellest tunnistust ka Grangeri kausaalsuse test, mis osutas nende kahe näitaja vahelise selge eelnevuse puudumisele (vt lisa 3, tabel 1).

Samuelsoni (1973) poolt välja arvatud arenenud riikide kodumaiste hindade mõju nende maade ekspordihindadele ei erine oluliselt selles töös leitud samasisulisest näitajast (vt lisa 3, tabel 5). Eriti selgelt avaldub see sarnasus väiksemate arenenud riikide puhul – nii näiteks põhjustas kodumaise hinnataseme 1%line tõus/langus Taanis ja Rootsis vastavalt 0,36 ja 0,39%lise samasuunalise muutuse nende riikide ekspordihindades.<sup>19</sup>

<sup>18</sup> Ekspordihindade tõus võib suurendada Eesti majandussubjektide tulu, mille tulemusena võib aset leida kodumaise nõudluse tõus. Kodumaise nõudluse suurenemine võib omakorda põhjustada aga hinnataseme tõusu.

<sup>19</sup> Siinkohal võib eeldada, et võrdlust moonutab Eesti suguses siirdemajandusriigis ekspordihinna indeksi dünaamikat oluliselt mõjutav hinnaühildumine. Arenenud tööstusriikides peaks hinnaühildumise mõju olema selgelt väiksem.

Peatüki eelmises osas leidsime, et ekspordinõudlust selgitavate tegurite (ekspordihind ja väliskaubanduspartnerite nominaalne sissetulek) parameetrid meie mudelis on ootuspäraste märkidega. Ekspordinõudluse empiirilises hinnangus oli ekspordinõudluse hinnaelastsus negatiivne (-1,18).<sup>20</sup> Tulemuse usaldusväärsust vähendab aga asjaolu, et käesolevas töös esitatud ekspordinõudluse hinnaelastsust võib oluliseks pidada vaid ca 90%lise tõenäosusega ( $p = 0,1087$ ). Ekspordinõudluse sissetulekuelastsus oli eespool esitatud empiirilises hinnangus selgelt ebaoluline<sup>21</sup>.

Erinevalt Eesti kaupade ekspordinõudluse empiirilisest hinnangust olid kõik ekspordipakkumist mõjutavad tegurid statistiliselt olulised ja hinnangu kohaselt ekspordihindade tõus ning Eesti SKP kasv suurendavad ekspordipakkumist ja kodumaise hinnataseme kerkimine vähendab seda<sup>22</sup>.

## Kokkuvõte

Teoreetiliselt peaksid ekspordihinnad tõusma väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetulekutaseme ja välismaiste asenduskaupade hindade tõustes, vaatlusaluse riigi kodumaise hinnataseme kasvades ja kolmandate riikide ekspordihindade tõustes ning langema antud riigi sissetuleku (reaalse SKP) trendi langedes, ekspordikaupade subsideerimise taseme ja väljaveokaupadele kehtestatud tollimäärade alanedes.

Koos teiste oluliste hinnaindeksite (THI, ToHI, EHI) kasvutempo pidurdumisega pidurdus ajavahemikul 1994 - 1998 ka ekspordihindade kasvutempo. Kui 1994. ja 1995. aastal ulatus Eesti ekspordikaupade kallinemine aasta arvestuses 36% ja 15,1%ni, siis 1996 - 1998 olid need näitajad vastavalt 11,3%, 7,5% ja 2,1%. Seejuures on ekspordihinna indeksi kasvutempo olnud (väikeste eranditega) aeglasem kui teistel peamistel Eesti hinnatasel kirjeldavatel näitajatel.

Ligikaudsed andmed ekspordihinna indeksi alamkomponentide kohta näitavad seda, et perioodil 1994 - 1998 olid üksikute kaubagruppide ekspordihindade muutused üksteisest oluliselt erinevad. Kui mineraalsete toodete ja keemiakaupade hinnatõus ulatus vaatlusalusel ajavahemikul vastavalt 87 ja 71 protsendini, siis toidukaupade ja puidu ning puidutoodete ekspordihinnad kasvasid üksnes 17 ja 14 protsendi võrra. Teiste Eesti oluliste ekspordiaartiklite - tekstiili ja tekstiilitoodete ning muude tööstuskaupade (nt masinate, seadmete ja mööbli) - hinnatõus küündis 67 ja 42 protsendini.

Käesolevas töös esitatud empiirilise hinnangu kohaselt sõltusid ekspordikaupade hinnad ajavahemikul 1994.a I kvartal - 1998.a III kvartal samasuunaliselt nii kodumaisest hinnatasemest kui ka peamiste väliskaubanduspartnerite nominaalsest sissetulekust. Seejuures olid hinnatud majandusseosed statistiliselt olulised ning võrrandi parameetrid

---

<sup>20</sup> Reinhart (1995) hindas 10 areneva riigi ekspordinõudluse hinnaelastsust ja leidis, et see oli nendes riikides keskmiselt -0,44. Senhadji ja Montenegro (1998) uurisid 37 areneva maa ekspordinõudluse hinnaelastsust ning jõudsid järeldusele, et nendes riikides ulatus see keskmiselt -1,14 ni.

<sup>21</sup> Käesoleva töö lisa 3 tabelites 2 ja 3 on esitatud vastavat valdkonda käsitletud uurimistööde hinnangud erinevate riikide ekspordinõudluse hinna- ja sissetulekuelastsuse kohta.

<sup>22</sup> Eesti ekspordipakkumise hinnaelastsus ulatus selles töös esitatud empiirilise hinnangu kohaselt 2,145ni, mis ei erine oluliselt lisa 3 tabelis 4 esitatud teiste ekspordipakkumise hinnaelastsust käsitletud töödes välja toodud hinnangutest.

stabiilsed. Eesti väliskaubanduspartnerite nominaalse sissetuleku 1%line tõus/langus tingis Eesti ekspordihindade 0,17%lise suurenemise/vähendamise ning kodumaise hinnataseme 1%line muutus põhjustas Eesti ekspordihindade 0,48%lise samasuunalise muutuse.

Vastavalt uurimuses esitatud ekspordinõudluse ja -pakkumise empiirilisele hinnangule olid ekspordinõudlust selgitavate tegurite (ekspordihind ja väliskaubanduspartnerite nominaalne sissetulek) parameetrid ootuspäraste märkidega. Empiirilise hinnangu kohaselt oli ekspordinõudluse hinnaelastsus negatiivne (-1,18). Näitaja usaldusväärsust alandab asjaolu, et käesolevas töös esitatud ekspordinõudluse hinnaelastsust võib oluliseks pidada vaid ca 90%lise tõenäosusega. Ekspordinõudluse sissetulekuelastsus jäi empiirilises hinnangus ebaoluliseks.

Erinevalt Eesti kaupade ekspordinõudluse empiirilisest hinnangust olid kõik ekspordipakkumist mõjutavad tegurid statistiliselt olulised. Hinnangu kohaselt sõltub ekspordipakkumine samasuunaliselt ekspordihindadest ning Eesti sisemajanduse koguproduktist ja vastassuunaliselt kodumaisest hinnatasemest



## Lisa 1

**Tabel 1. Inflatsioon võrreldes eelmise aastaga 1994-1998 (%)**

	1994	1995	1996	1997	1998
<b>Tarbijahinnakasv</b>	<b>47,7</b>	<b>29,0</b>	<b>23,3</b>	<b>11,2</b>	<b>8,2</b>
sh avatud sektoris	33,8	17,4	18,6	7,8	6,0
varjatud sektoris	89,1	47,9	28,6	15,8	13,5
<b>Tootjahinna kasv</b>	<b>36,8</b>	<b>25,6</b>	<b>14,9</b>	<b>8,9</b>	<b>3,9</b>
sh töötlevas tööstuses	36,9	18,9	14,5	7,4	3,0
energeetikas ja mäetööstuses	35,5	56,6	15,8	14,6	7,8
<b>Ehitushinnakasv</b>	<b>38,7</b>	<b>34,7</b>	<b>18,7</b>	<b>10,1</b>	<b>7,7</b>
<b>Ekspordihinnakasv</b>	<b>36,0<sup>1</sup></b>	<b>15,1</b>	<b>11,3</b>	<b>7,5</b>	<b>2,1</b>

<sup>1</sup> Tegemist on Statistikaameti (mitteametliku) hinnanguga.

**Tabel 2. Ekspordihinnaindeksi ja väliskaubanduspartnerite SKP lähendmuutuja 1994-1998 III kv**

	XHI	välisSKP
I kv 1994	1,000	100,000
II kv 1994	1,046	106,673
III kv 1994	1,080	104,456
IV kv 1994	1,120	112,718
I kv 1995	1,188	104,435
II kv 1995	1,201	108,684
III kv 1995	1,214	118,392
IV kv 1995	1,282	126,799
<b>1995</b>		<b>1,08</b>
I kv 1996	1,348	120,578
II kv 1996	1,346	128,280
III kv 1997	1,353	130,071
IV kv 1996	1,391	140,163
<b>1996</b>		<b>1,134</b>
I kv 1997	1,436	134,495
II kv 1997	1,461	144,257
III kv 1997	1,483	153,441
IV kv 1997	1,468	157,423
<b>1997</b>		<b>1,135</b>
I kv 1998	1,499	146,660
II kv 1998	1,494	154,912
III kv 1998	1,506	145,842

**Tabel 3. Ekspordihinnaindeksi alamkomponentide  
dünaamika 1994-1999. a I kv (dets 1993 = 100)**

	Elusloomad, loomsed tooted	Valmistoidu- kaubad, joogid, tubakas	Mineraalsed tooted	Keemia- tooted	Puit, puidu- tooted	Tekstiil ja tekstiili- tooted	Kivist, tsemendist jne tooted, klaas	Muud tööstus- tooted (k.a mööbel)	<b>Kokku</b>
I kv 1994	113,4	105,4	111,6	105,2	104,2	102,6	103,2	102,7	<b>107,7</b>
II kv 1994	116,9	107,3	118,0	114,3	109,4	103,8	121,8	102,6	<b>112,6</b>
III kv 1994	108,8	109,3	134,2	119,2	111,4	110,9	114,7	103,1	<b>116,3</b>
IV kv 1994	117,7	109,1	143,3	131,7	115,3	117,9	113,3	104,1	<b>120,6</b>
I kv 1995	145,1	112,9	166,4	130,8	117,9	121,0	119,7	108,7	<b>128,0</b>
II kv 1995	137,5	113,2	171,6	142,1	114,8	120,5	123,4	109,1	<b>129,6</b>
III kv 1995	142,8	113,5	166,2	147,2	113,3	121,6	129,6	111,1	<b>130,9</b>
IV kv 1995	155,2	117,0	169,8	146,8	114,2	127,9	130,2	119,0	<b>138,2</b>
I kv 1996	163,0	120,9	177,8	153,6	110,6	132,8	131,4	126,9	<b>145,5</b>
II kv 1996	155,6	119,8	175,8	152,3	109,9	135,7	131,6	128,5	<b>145,2</b>
III kv 1996	147,0	119,5	177,3	152,2	110,4	134,7	141,0	127,4	<b>145,9</b>
IV kv 1996	149,1	119,1	179,2	164,3	110,1	145,7	142,9	126,6	<b>150,0</b>
I kv 1997	156,9	120,1	186,5	166,8	110,6	149,2	143,6	134,6	<b>154,9</b>
II kv 1997	165,1	120,4	190,0	168,1	113,7	151,0	144,0	135,0	<b>157,7</b>
III kv 1997	165,2	120,7	195,9	171,0	112,8	154,2	144,9	135,4	<b>160,0</b>
IV kv 1997	154,7	119,1	193,7	167,9	113,2	157,3	143,7	137,4	<b>158,4</b>
I kv 1998	157,4	121,0	213,4	176,8	114,8	160,4	143,5	137,9	<b>161,7</b>
II kv 1998	147,6	120,7	217,2	178,1	114,9	165,0	142,9	140,5	<b>161,2</b>
III kv 1998	146,9	120,1	218,2	180,5	115,3	169,1	144,8	141,1	<b>162,5</b>
IV kv 1998	138,3	117,5	189,0	173,7	114,6	166,2	143,9	142,1	<b>158,8</b>
I kv 1999	143,5	116,5	187,5	170,9	113,6	167,3	143,5	142,5	<b>157,4</b>

## Lisa 2

**Tabel 1. Aegridade integreerituse järk (kontrollitud DF- ja ADF-testi abil)**

Muutuja 1. differents	DF teststatistik	ADF(lag 1) teststatistik
PX	-2.074**	
THI		-2.766*c
CPI	-3.318*c,t	
SKP		-4.866***
GDP		-2.415**

\*(\*\*)(\*\*\*) - test lükkab ümber hüpoteesi, et aegrida sisaldab ühik juurt vastavalt 10% (5%) (1%) usaldusnivool, arvestades MacKinnoni kriitilisi väärtusi.  
c, t - statsionaarne aegrida sisaldab konstanti ja/või trendi

**Tabel 2. Jääkliikme testid**

Test	Statistik	Tõenäosus
Serial Correlation LM test (lag 4)	5,212	0,25
ARCH LM test (lag 4)	0,203	0,90
White's Heteros. Test (n*R2-statistik)	6,748	0,35
J.B.-statistik	0,151	0,93

**Tabel 3. Ekspordihinna regreesioonvõrrand (ühe seletava tegurina US dollar)**

Sõltuv muutuja: DLOG(PX)

Sample(adjusted): 1996:1 1998:4

Kasutatav vaaatluste arv: 12 (peale otspunktide kohandamist)

Muutuja	Koefitsient	Standardviga	t-statistik	Tõenäosus
DLOG (USD)	0,225109	0,108934	2,066474	0,0688
DLOG (THI)	0,282263	0,120917	2,334353	0,0444
DLOG (GDP(-1))	0,110755	0,065247	1,697469	0,1238
R-ruut	0,721016	Sõltuva muutuja keskvärtus		0,011561
Korrigeeritud R-ruut	0,659020	Sõltuva muutuja standardhälve		0,02031
Regressiooni standardviga	0,011860	Akaike informatsiooni kriteerium		-5,819054
Ruutjääkliikme summa	0,001266	Schwarzi kriteerium		-5,697827
Log likelihood	37,914320	F-statistik		11,62999
Durbin-Watson statistiline kriteerium	1,973566	Tõenäosus (F-statistik)		0,0032

### Lisa 3

**Tabel 1. Ekspordihinna ja tarbijahinna põhjuslikkuse test**

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1994:4 1998:3

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-statistik	Tõenäosus
THI does not Granger Cause PX	15	0,30932	0,86205
PX does not Granger Cause THI		1,83962	0,24035

**Tabel 2. Ekspordinõudluse lühi- ja pikaajaline hinnaelastsus<sup>1</sup>**

	Lühiajaline hinnaelastsus (0-6 kuud)	Pikaajaline hinnaelastsus (üle 2 aasta)
Hooper (1976)	-0,17	-0,79
Lawrence (1978)	-0,17	-1,85
Deppler ja Ripley (1978)	-0,80	-1,40
Beenstock ja Minford (1976)	-0,70	-1,73
Goldstein ja Khan (1978)	-0,76	-1,35
Taplin (1973)	-0,32	-1,33
Junz ja Rhomberg (1973)	-1,52	-3,88
Hickman ja Lau (1973)	-0,63	-0,95

<sup>1</sup> ülalesitatud tabel on esitatud Goldstein ja Khan (1978) töös

**Tabel 3. Ekspordi nõudluse sissetuleku elastsus pikal perioodil<sup>1</sup>**

Maa	Kogu eksport					
	Houthakker- Magee (1969)	Basevi (1973)	Goldstein- Khan (1978)	Deppler- Ripley (1978) a, b	Balassa (1979) c	Wilson- Takacs (1979)
Austria	-	-	-	1,08	2,04	-
Belgia	1,87	1,29	1,68	1,03	1,98	-
Kanada	1,41	1,15	-	0,69	1,89	1,97
Taani	1,69	-	-	1,08	1,82	-
Prantsusmaa	1,53	-	1,69	0,70	2,04	2,14
Saksamaa	0,91	1,33	1,80	1,11	2,27	1,59
Itaalia	2,68	1,18	1,96	1,12	2,07	-
Jaapan	3,55	1,62	4,22	1,45	2,00	-
Holland	1,88	0,85	1,91	0,65	1,91	-
Norra	1,59	-	-	0,75	1,82	-
Rootsi	1,75	1,22	-	1,14	1,93	-
Šveits	1,47	-	-	0,82	-	-
Suurbritannia	1,00	0,61	0,92	0,90	2,20	1,75
USA	0,99	0,92	1,01	1,32	2,02	2,15

a - ainult tööstuse eksport

b - tsüklilised muutused reaalses sissetulekus

c - reaalse sissetuleku trend

<sup>1</sup> vastav tabel on esitatud Goldstein ja Khani (1985) töös

**Tabel 4. Ekspordipakkumise pikaajaline hinnaelastsus<sup>1</sup>**

	Pakkumise hinnaelastsus	Andmete agregeerituse tase	Vaatlusalune riik
Magee (1970)	11,5	Kogueksport	USA
Goldstein ja Khan (1978)	6,6	Kogueksport	USA
	4,6	Kogueksport	Saksamaa
	2,5	Kogueksport	Holland
	1,9	Kogueksport	Prantsusmaa
	1,4	Kogueksport	Suurbritannia
	1,2	Kogueksport	Belgia
	1,1	Kogueksport	Itaalia
Dunlevy (1979)	2,1	Tööstuskaupade eksport	USA
	0,7	Kogueksport	Suurbritannia
Gylfason (1978)	2,4	Kogueksport	USA
	1,7	Kogueksport	Jaapan
	1,4	Kogueksport	Holland
	0,8	Kogueksport	Saksamaa
	0,8	Kogueksport	Suurbritannia
	0,5	Kogueksport	Itaalia
	Geraci ja Prewo (1980)	12,2	Kogueksport
6,7		Kogueksport	Jaapan
4,6		Kogueksport	Saksamaa
1,4		Kogueksport	Suurbritannia

<sup>1</sup> vastav tabel on esitatud Goldstein ja Khani (1985) töös

**Tabel 5. Ekspordihindade tegurite elastsused (\*)**

	Dep		Artus(1974)		Samuelson(1973)	
	ULC	Kolmandate riikide ekspordihinnad	Palgamäär	Kolmandate riikide ekspordihinnad	Kodumaised hinnad	Kolmandate riikide ekspordihinnad
Austria	...	1,02	-	-	...	0,21
Belgia	0,51	0,44	-	-	...	0,78
Kanada	0,49	0,46	-	-	0,67	...
Taani	0,26	0,66	-	-	0,36	0,46
Prantsusmaa	0,56	0,40	0,71	0,41	0,42	0,59
Saksamaa	0,57	0,40	0,58	0,36	0,38	...
Itaalia	0,19	0,44	-	-	...	0,80
Jaapan	0,58	0,58	0,42	0,54	...	0,60
Holland	...	0,24	-	-	0,15	0,56
Norra	...	1,31	-	-	...	0,96
Rootsi	...	0,99	-	-	0,39	0,83
Šveits	...	0,32	-	-	1,05	...
Suurbritannia	0,42	0,51	0,62	0,11	0,82	0,27
USA	1,53	...	0,85	0,09	0,99	0,19

\* vastav tabel on esitatud Goldstein ja Khani (1985) töös

## Kasutatud kirjandus

1. Clark, P. B. (1977), *The Effects of Recent Exchange Rate Changes on the U.S. Trade Balance*, P. B. Clark, D. E. Logue ja R. J. Sweeney eds. *The Effects of Exchange Rate Adjustments (U.S. Trasury, Washington, D. C.)* 201 – 236.
1. Deppler, M. C. ja D. M. Ripley, *The World Trade Model: Merchandise trade*, *IMF Staff Papes*, 25: 147-206.
2. Goldstein, Morris ja Mohsin S. Khan (1978), *The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach*, *Review of Economics and Statistics*, 60: 275-286.
3. Goldstein, Morris ja Mohsin S. Khan (1985), *Income and Price Effects in Foreign Trade in Ronald W. Jones ja Peter B. Kenen ed. Handbook of International Economics. Volume 2: International Monetary Economics ja Finance. Elsevier Scinece B. V.*
4. Gujarati, D.N. (1997), *Basic Econometrics*, New York, McGraw-Hill, Inc
5. Hill C., Griffiths W., Judge G. (1997), *Undergraduate Econometrics*
6. Isard (1977), *How Far Can We Push the 'Law of One Price'?*, *American Economic Review*, 67: 942:948.
7. Kravis, I. B. ja R. E. Lipsey (1978), *Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories*, *Journal of International Economics*, 7: 149-160.
8. Magee, S. P. (1975), *Prices, Income and Foreign Trade: A Survey of Recent Economic Studies*, in P.B. Kenen, ed., *International Trade and Finance: Frontiers for Research*. (Cambridge University Press, Cambridge).
9. Pindyck R.S., Rubinfeld D.L. (1998), *Econometric Models and Economic Forecast (fourth edition)*
10. Reinhart, C., (1995), *Devalutaion, Relatvie Prices, and International Trade*, *IMF Staff Papers*, vol. 42, No 2.
11. Rhomberg, R. R. (1973), *Towards a General Trade Model*, in: R. J. Ball, ed., *The International Linkage of National Economic Models (North-Holland, Amsterdam)*, 9-20.
12. Samuelson, L. (1973), *A New Model of World Trade*, *OECD Occasional Studies (Organization for Economic Cooperation and Development, Paris)*.
13. Senhadji, A. ja Claudio Montenegro (1998), *Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis*, *IMF Working Paper 1998/149*.
14. QMS (1994-1997), *Eviews User's Guide*

