

Eesti Pank
Bank of Estonia



Kinnisvara väärtuse kasvu mõju eratarbimisele Eestis

Annika Paabut, Rasmus Kattai

Eesti Panga Toimetised

5/2007

Kinnisvara väärtuse kasvu mõju eratarbimisele Eestis

Annika Paabut, Rasmus Kattai

Lühikokkuvõte

Käesolevas uurimuses analüüsitakse kinnisvara väärtuse kasvu mõju eratarbimisele. Uurimus sisaldab erialakirjanduse ülevaadet, rahvusvahelist võrdlust, Eesti kinnisvara väärtuse näitaja kalkulatsiooni, tarbimisfunktsiooni ökonomeetrilisel hindamisel leitud kinnisvara rikkusest tulenevat tarbimise piirkalduvust ning kinnisvara tagatisel potentsiaalse tarbimise näitaja kalkulatsiooni. Peamiste tulemustena võib välja tuua järgnevat: 1) kinnisvara väärtus Eestis on kiiresti kasvanud alates 2003. aasta III kvartalist, 2) kinnisvara rikkusest tulenev tarbimise piirkalduvus on 1,1%, 3) Eestis on kinnisvara rikkusest tulenev tarbimise piirkalduvus teiste riikidega võrreldes vägagi tagasihoidlik, 4) potentsiaalne tarbimine kinnisvara tagatisel viitab sellele, et kinnisvara rikkuse kasvu mõju eratarbimisele võib tulevikus suurenda.

JEL klassifikatsioon: E21, D12 ja D14

Märksõnad: kinnisvara, majapidamised, rikkus, tarbimine

Autorite e-posti aadressid: annika.paabut@epbe.ee; rasmus.kattai@epbe.ee

Toimetise autorite arvamused ei pruugi ühtida Eesti Panga ametlike seisukohtadega.

Ülevaade uurimusest

Kinnisvaraturu areng viimastel aastatel on pakkunud kõneainet nii Eestis kui mujal maailmas. Ka on kinnisvarahindade kiire kasv toonud kaasa selleteemaliste uurimuste ja analüüside avaldamise. On üldteada, et kinnisvara moodustab valdava osa kodumajapidamiste rikkusest ning seetõttu on loomulik küsida, kas selline rikkuse/jõukuse kasv viib ka muutusteni reaalmajanduses. Käesolev uurimus käsitleb just viimast probleemistikku. Uurimuse eesmärk on analüüsida kinnisvarahindade kasvu mõju eratarbimisele Eestis.

Käesolev töö on üles ehitatud järgmiselt. Esimeses peatükis kirjeldatakse teoreetilisi aluseid — analüüsitakse rikkuse/jõukuse erinevate komponentide ja nende väärtuse kasvu mõju kodumajapidamise tarbimisele. Teises peatükis antakse ülevaade vastavast erialakirjandusest. Nimelt koondatakse mitme uurimuse tulemused lähtuvalt töodes kasutatavatest andmetest: esmalt tuuakse ära mikroandmeid kasutavad uurimused, seejärel kirjeldatakse kalibreeritud mudelit ning peatükk lõppeb agregeeritud andmeid kasutavate analüüside kirjelduse/võrdlusega. Ka on ära toodud paneelandmetel hinnatud kinnisvara väärtuse kasvu mõju tarbimisele arenenud riikides (ja riikide grupis). Neljandas peatükis kirjeldatakse koostatud kinnisvara väärtuse näitajat. Viies peatükk hõlmab empiirilist analüüsi: esmalt hinnatakse tarbimisfunktsioon ning seejärel arvutatakse potentsiaalne tarbimine kinnisvara tagatisel. Seejuures lähtuti tarbimisfunktsiooni valikul funktsioonist, mis on kasutusel Eesti Panga makromudelil (vt. ka Kattai, 2005). Kuues peatükk võtab kogu too peamised tulemused kokku.

Kinnisvara väärtuse arvutamisel selgus, et kinnisvarafondi väärtus osakaaluna SKP-st on Eestis võrreldes teiste riikide sarnase näitajaga päris kõrge, mis annab alust uskuda, et enamik majapidamiste rikkusest on paigutatud eelkõige kinnisvarasse. Tarbimisfunktsiooni hindamisel leiti, et kinnisvara väärtuse kasvu mõju eratarbimisele on siiski tagasihoidlik — kinnisvararikkusest tulenev tarbimise piirkalduvus on 1,1%. Seega kandub Eestis igast kinnisvara väärtuse kroonist, mis hinnatõusu tulemusel on majapidamiste rikkust kasvatanud, tarbimisse vaid 1,1 senti, mis võrreldes teiste riikide vastavate näitajatega on väga väike (teiste riikide näitaja jääb vahemikku 1,3–7,5%). Tulemust võib põhjendada eelkõige sellega, et Eestis soetati ajavahemikul 1997–2005 kinnisvara eelkõige eluasemeks, mitte aga spekulatiivsetel eesmärkidel või investeeringuks. Lisaks tarbimise piirkalduvusele on töös arvutatud potentsiaalne tarbimine kinnisvara tagatisel (*HEW – home equity withdrawal*). *HEW*-i väärtus näitab tõusutrendi, kuid ometi ei ole tarbimine sedavõrd kasvanud. Seetõttu võib väita, et kinnisvara väärtusest tulenev eratarbimise kasv on olnud väiksem kui see oleks võimalik kinnisvarahindade kasvu korral. Kokkuvõtvalt, kinnisvara väärtuse kasvu mõju eratarbimisele Eestis ajavahemikus 1997–2005 oli

võrreldes teiste riikidega tagasihoidlik, kuid vaadeldes potentsiaalse tarbimise (kinnisvara tagatisel) trendi võib arvata, et tarbimine kinnisvara tagatisel tulevikus kasvab. Seda väidet toetab ka Eesti finantsturu areng.

Sisukord

1. Sissejuhatus	5
2. Kinnisvara väärtuse kasvu mõju eratarbimisele: teoreetiline raamistik	8
3. Teiste riikide kogemus eratarbimisele avalduva kinnisvara väärtuse kasvu mõju hindamisel	11
4. Kinnisvara väärtus Eestis	17
5. Kinnisvarahindade muutuse mõju eratarbimisele Eestis	22
6. Kokkuvõte	26
Kasutatud kirjandus	28
Lisad	32
Lisa 1. Ülevaade rikkusest tulenevat MPC-d sisaldavatest uuri- mustest	32
Lisa 2. Korterite väärtus	35
Lisa 3. Kinnisvarahindade arvutamine	36
Lisa 4. Ühikjuure testide tulemused ning eratarbimise kointeg- ratsioonitesti protokoll	39
Lisa 5. Eratarbimise võrrandis kasutatavad aegread ning eratar- bimise pikaajalise võrrandi parameetrite rekursiivsed hin- nangud	40

1. Sissejuhatus

Kinnisvarahinnad on viimastel aastatel muutunud väga kiiresti nii Eestis kui ka mujal. Sellest ajendatuna on koostatud uurimusi, mis käsitlevad nii kinnisvarahindade kasvu (nt. Gatzlaff ja Ling, 1994; Girouard jt., 2006; van den Noord, 2006; Wang ja Zorn, 1997 jt.) kui ka selle mõju reaalmajandusele (vt. nt. Aoki jt., 2002; Attanasio jt., 1998; Campbell ja Cochrane, 1999; Case jt., 1987; Catte jt., 2004 jne.). Käesoleva uurimuse peamine eesmärk on uurida kinnisvarahindade kasvu mõju eratarbimisele Eestis. On ju tarbimine üks olulisemaid agregeeritud nõudluse komponente ning elutsükli teooria kohaselt on tarbijate kulutused seotud nii inimkapitali kui ka ainelise ja finantsrikkuse väärtusega (Deaton, 1992).

Kui analüüsitakse kinnisvara väärtuse kasvu ja reaalmajanduse vahelisi seoseid, siis nimetatakse enamasti neli kanalit, mille kaudu kinnisvara väärtuse muutus võib mõju avaldada (Altissimo jt., 2005):

- rikkuse/jõukuse kanal (tarbimine),
- Tobini Q kanal (investeeringud),
- bilansikanal (erasektori kulutused) ning
- usalduse kanal (erasektori kulutused).

Neist kahte esimest on võimalik eraldi vaadelda, kuid kahte viimast on väga raske eristada. Kuna käesoleva uurimuse peamine eesmärk on uurida kinnisvara väärtuse kasvu mõju eratarbimisele, siis vaadeldakse just rikkuse/jõukuse kanalit.

Majandusteoorias väidetakse, et tarbija intertemporaalse kasulikkuse maksimeerimisel (arvestades terve eluea eelarvepiirangut) peab hetketarbimine olema proportsioonis rikkusega. Eelarvepiirangu tulude poolel on tavaliselt palgaline sissetulek ja mittepalgaline sissetulek (rent, kasum jmt) ning vastavat proportsionaalsust mõõdab tarbimise piirkalduvus (*marginal propensity to consume* — *MPC*). Ehkki võib väita, et kaupade ja teenuste tarbimise proportsionaalsust erinevatest sissetulekuliikidest mõõdab ka keskmine tarbimise kalduvus (*average propensity to consume* — *APC*)¹, on käesolevas töös oluliseks just esimene. Täpsemalt huvitab töö autoreid kinnisvara väärtuse kasvust

¹Keskmine tarbimise kalduvus on defineeritud kui see osa sissetulekust, mille kodumajapidamine kulutab kaupadele ja teenustele (tarbimine jagatud sissetulekuga), tarbimise piirkalduvus aga on defineeritud kui suurenenud sissetuleku krooni kohta suurenenud tarbimine (muutus tarbimises jagatud muutus sissetulekus).

tulenev tarbimise muutus (— mitte aga niivõrd tarbimisele kulutatava osakaalu muutus —), kui sissetulek suureneb kinnisvara väärtuse kasvu tõttu (rikkuse efekt).

Eelarvepiirangu loogika ütleb, et sissetuleku suurenedes inimene kas kulutab selle ära või pärandab teistele inimestele, valitsusele, heategevusorganisatsioonidele vmt. Samas tuleb rõhutada, et sissetulekute kasvu ja tarbimiskulutuste suurenemise ajaline vahe on väga oluline. Mõnel juhul ei mõjuta majanduse tsüklilisusest tulenev sissetuleku kõikumine tarbimiskulutusi üldse, samas mõnel juhul võivad muutused olla järsud (muutus varade väärtuses võib viia järsu muutuseni tarbimiskulutustes).

Rikkusest tuleneva tarbimise piirkalduvuse (*marginal propensity to consume out of wealth* — MPC_w) suurus sõltub sellest, millised eeldused on tarbimisfunktsiooni kohta tehtud. Näiteks võib eeldada, et pikema planeerimisperiodiga inimesed omavad väiksemat tarbimise piirkalduvust kui lühema planeerimisperiodiga inimesed (lühemat planeerimisperiodi omavad vanemaalised võivad võrreldes nooremaalistega palju meelsamini vara väärtuse kasvust tulenevat rikkust ära kasutada). Lisaks rahvastiku vanuselisele struktuurile mõjutab tarbimise piirkalduvust ka riskikartlikkus. Et aga käesolevas töös ei võeta eeldustena arvesse rahvastiku demograafilisi muutusi ning erinevat riskikartlikkust (eeldatakse homogeenset elanikkonda), võib tulemus nende eelduste muutmisel oluliselt erineda.

Missugune peaks aga olema MPC_w väärtus? Vastus sõltub sellest, milline on intertemporaalne asenduselastsus.² Hinnanguid nii tarbimise piirkalduvuse kui ka intertemporaalse asenduselastsuse kohta on erialakirjanduses mitmeid, kuid enamasti on siiski leitud, et asenduselastsus on väiksem kui 1. Realse äritsükli teooria kohaselt on intertemporaalse asenduselastsuse väärtus vahemikus 0,5–1.

Siinkohal tasub rõhutada, et MPC võib rikkuse komponentide lõikes erineda. Enamasti on eristatud kolme tüüpi rikkust: finantsrikkus (v.a. omakapital ettevõtetes), osalus ettevõtetes (omakapital) ning aineeline rikkus (peamiselt kinnisvara). Miks need tarbimise piirkalduvused erinevad? Põhjuseks võib olla turgude ebatäielikkus, erinev maksustamine³, pärandamismotiiv⁴ jmt. Tavaliselt on tarbijate käitumise jälgimisel eeldusteks piiramata ratsionaalsus, täius-

²Majapidamise soov muuta tarbimist erinevate perioodide vahel: mida väiksem asenduselastsus on, seda aeglasemalt langeb tarbimise suurenemisel piirkasulikkus ja seega on majapidamine rohkem valmis laskma tarbimisel ajas varieeruda. Kui intertemporaalne asenduselastsus on võrdne nulliga, siis on majapidamine valmis taluma suuri muudatusi tarbimises, et lõigata kasu diskontomäära väikestest erinevustest ning säästude tulumäärast.

³Osalust ettevõttes võidakse palju kõrgemalt maksustada kui näiteks kinnisvara.

⁴Siin on oluline osa ka rahvuslikul kultuuril/taval — näiteks itaallased pärandavad oma pereettevõtte lastele (vt. Paiella, 2004).

likud turud ja jääkuste või maksude puudumine. Ideaalsetes tingimustes, kus rikkuse jaotumist selle erinevate komponentide vahel saab muuta ilma kuldeta, on erinevate komponentide mõju tarbimisele loomulikult sama. Lühidalt võib rikkuse komponentide erinevat tarbimise piirkalduvust põhjendada järgmiste teguritega:

- erinev likviidsus — erinevatest rikkuse komponentidest tulenev *MPC* on positiivselt seotud konkreetse komponendi likviidsusega ning negatiivselt vara turuhinna ja tagatisvara väärtuse suhtarvuga (mõjutatud pankade kapitali adekvaatsuse nõudest);
- erinev pärandamismotiiv rikkuse komponentide lõikes — nt. osalus ettevõttes⁵ on ilmselt seotud suure pärandamismotiiviga ning seetõttu madala *MPC*-ga sellest rikkuse komponendist. Ka võib *MPC* erinevus olla tingitud erinevatest maksudest (nt. kinnisvara-, pärandi-, maamaks).
- nn. *mental accounting*, mis tähendab, et mõned varad sobivad tarbimiseks paremini kui teised.

Lisaks sellele, et ülalnimetatud rikkuse komponentide turuväärtuse muutuse mõju tarbimisele on erinev, võib tarbimise piirkalduvust mõjutada ka see, et erinevate varade hinnamuutused on etteaimamatud ning muutused varade väärtuses on püsivad.⁶ Selle hüpoteesi paikapidavust on kritiseerinud mitmed majandusteadlased, nagu näiteks Shiller (1981) ning LeRoy ja Porter (1981), kes väitsid, et tasuvus on märksa volatiilsem (defineeritud varade väärtuse läbi). Ka on leitud, et aktsiaturgude tulemit on võimalik pikemal perioodil prognoosida (vt. ka Shiller, 1984; Campbell ja Shiller, 1988; Campbell, 2001; Lewellen, 2001). Seega on tingimuslik oodatav tulusus ajas muutuv ning seda võib mõjutada ka riskikartlikkuse tsükliline muutus (Sundaresan, 1989; Campbell ja Cochrane, 1999).

Nagu öeldud, on erinevatest rikkuse komponentidest tulenev tarbimise piirkalduvus erinev. Erialakirjanduses on levinud üldine arusaam, et rikkuse komponentidest suurim *MPC* on finantsrikkusest tuleneval rikkuse väärtusel. Samas on ettevõtetes olevast osalusest ja kinnisvarast tuleneva *MPC* suhteline suurus rohkem vastuoluline: turuväärtuse muutus tuleneb pigem hinna kui koguse muutusest ning tarbimise tundlikkus nende hindade kõikumiste suhtes

⁵Osalus ettevõttes tähendab siin nende ettevõtete omandust, mille aktsiad ei ole emiteeritud väärtpaberiturul.

⁶Efektiivsete finantsturgude eeldus on, et varade hinnad jälgivad juhuslikku ekslemist (*random walk*) nii, et kõik muutused varade väärtuses on etteaimamatud ja püsivad. Teisisõnu, oodatav tasuvusmäär on konstantne ning muutused varade väärtuses viivad püsiva muutuseni tarbimises.

sõltub sellest, kui püsivaks neid hinnamuutusi peetakse ning kui likviidsed need varad on.⁷

Üldiselt peetakse kinnisvarast tulenevat *MPC*-d suuremaks kui ettevõtete osalusest tulenevat *MPC*-d, kuna rohkem on neid, kes omavad kinnisvara, kui neid, kel on osalus ettevõtetes (viimase omandiliigi omanikud kuuluvad oma sissetulekute tasemelt enamasti rikkamasse tuludetsiili). Samas võib rikkuse komponentidest tulenev *MPC* riigiti erineda seetõttu, et seadusandlik raamistik on erinev (nt. aktsiate omandamisel tuleb neid hoida teatava perioodi, et saada soodsamat maksumäära; laenuurg pole piisavalt arenenud jmt.).

Käesolev uurimus on koostatud järgmiselt. Kõigepealt kirjeldatakse kinnisvara väärtuse mõju teoreetilise raamistiku põhjal. Seejärel kirjeldatakse teiste riikide kogemusi eratarbimisele avalduva kinnisvaraväärtuse kasvu mõju hindamisel. Kolmandas osas kirjeldatakse Eesti viimaste aastate arengut, hinnatakse tarbimisfunktsiooni ning käsitletakse potentsiaalset tarbimist kinnisvara tagatisel. Viimane peatükk sisaldab kokkuvõtet peamistest uurimistulemustest.

2. Kinnisvara väärtuse kasvu mõju eratarbimisele: teoreetiline raamistik

Nagu eelnevalt mainitud, on rikkuse komponentide tarbimise piirkaldused erinevad. Mitmes uurimuses on käsitletud kinnisvara hinna kasvust tulenevat rikkuse suurenemist, mille tagajärjel tarbimine muutub, suuremaks kui ettevõtete osaluse väärtuse kasvu puhul, kuid väiksemaks kui finantsrikkuse väärtuse kasvu puhul. Samas osalise tasakaalu raamistikus eeldatakse vähem selget kinnisvara väärtusest tulenevat mõju majapidamiste tarbimisele eeskätt seetõttu, et kinnisvarahindade muutus mõjutab mittekinnisvara tarbimist kahel moel: positiivse rikkuse efekti ning negatiivse suhtelise hinna efekti kaudu.

Kinnisvarahindade muutuse mõjukanaleid on leitud aga veelgi rohkem. Aoki jt. (2005) arvates on neid kanaleid vähemasti kolm:

1. tarbijate optimism, mis toob kaasa suurenenud nõudluse nii kinnisvara kui ka mittekinnisvara järele,
2. elamispinna vahetamisega kaasneva püsikaupade tarbimise kasv,

⁷Siin tuleks arvestada ka finantsturu arengut, kuna kinnisvara puhul on likviidsus ilmselt väiksem, kuid laenuoodete olemasolul võib majapidamine kinnisvarahindade kasvust tulenevalt oma laenukoormust suurendada.

3. kinnisvara hindade kasvuga kaasnev majapidamiste bilansi efekt (eel-
dusel, et majapidamised on vastastikku seotud krediidi pii-
rangutega ja laenuinstrumendid eksisteerivad).

Seda mõjukanalite loetelu on veidi teise nurga alt vaadelnud ka Ludwig ja Slok (2002), kes nimetavad oma töös viit erinevat kanalit:

1. Teadlik rikkuse efekt (*realized wealth effect*) — kinnisvarahindade kasv suurendab netorikkust ning seega on tarbijatel võimalus müüa olemasolevat kinnisvara või laenata kinnisvara tagatisel tarbimise ja/või investeerimise eesmärgil.
2. Alateadlik rikkuse efekt (*unrealized wealth effect*) — kinnisvarahindade kasv ei pruugi tarbijaid mõjutada, et nad oma kinnisvara müüksid või laenukoormust suurendaksid, küll aga võivad nad seetõttu vähem säästa, kuna diskonteeritud netorikkus on kasvanud.
3. Eelarvepiirangu efekt (*budget constraint effect*) puudutab eelkõige neid, kes eluaset üürivad: kinnisvarahindade kasv võib tuua kaasa rendihindade kasvu, mis aga tähendab eluaset üürivatele majapidamistele eelarve pingestumist.
4. Likviidsuspiirangu efekt (*liquidity constraint effect*) on seotud finants-
turu toimimisega ning vastavate laenu-
toodete olemasoluga. Kui tarbijal ei ole võimalik laenata, siis hinnamuutusest tingitud tarbimise muutus võib olla tagasihoidlik või suisa olematu.
5. Asendusefekt (*substitution effect*) on seotud tarbijatega, kes alles planeerivad eluaset soetada. Kõrgemad kinnisvarahinnad tähendavad suuremat laenusissemakset ning kõrgemaid laenumakseid tulevikus. Seega peavad potentsiaalsed kinnisvaraomanikud piirama oma tarbimist, et rohkem säästa nii laenusissemakse kui ka tulevaste laenumaksete tarvis.

Selline efektide eristamine aga ei võimalda üheselt määratleda kinnisvarahindade muutuse ja eratarbimise vahelist seost, kuna need efektid võivad oma olemuselt tarbimist mõjutada erinevas suunas ning seega teineteist tasakaalustada. Esimene ja teine efekt on selgelt positiivsed — nende kaudu mõjutab kinnisvarahindade kasv eratarbimist positiivselt. Siinkohal tasub märkida, et eelkõige on need efektid seotud kinnisvaraomanike tarbimiskäitumisega. Kinnisvaraomanikud võivad end rikkamana tundes tarbimist suurendada, finantseerides seda kas laenukoormust tõstes või kinnisvara müües. Samas võivad nad vähem säästa, kuna kinnisvara olemasolu võib käsitleda ka kui säästu. Kui kinnisvarahinnad tõusevad, suureneb majapidamiste rikkus ning nad võivad säästmist vähendada. Kolmas ja viies efekt kirjeldavad kinnisvarahindade

kasvu mõju eratarbimisele pigem negatiivsena, kuna on seotud kinnisvara üürivate ja osta planeerivate majapidamistega. Kui kinnisvarahindade kasv toob kaasa üürhindade tõusu, ei saa kinnisvara üürivad majapidamised enam teisi kaupu ja teenuseid samal määral tarbida. Seega mõjutab kinnisvarahindade kasv tarbimist negatiivselt. Kui majapidamine säästab eesmärgiga tulevikus kinnisvara soetada ja samal ajal üürib eluaset, tähendab see, et kinnisvarahindade kasvu korral suurenevad nii eluasemekulutused kui ka tulevased laenu maksed ja vajalik laenusissemakse. Järelikult on mõju tarbimisele negatiivne. Neljas efekt sõltub eelkõige finantsturu arengust, mis võimaldab majapidamistel oma tarbimist üle aja siluda ning toetab mõnevõrra esimest efekti. Nende erinevate efektide koosmõju on empiirilisel hindamisel väga raske või isegi võimatu eristada. Küll aga saab vaadelda kinnisvara väärtuse kasvu korral nende efektide koosmõju eratarbimisele.

Peaasjalikult on kinnisvara väärtuse kasvu mõju tarbimisele seotud kinnisvara omandiga — kui tegemist on kinnisvaraomanikega, siis peaks kinnisvara väärtuse kasv mõjutama tarbimist positiivselt (vt. ka eelnevalt loetletud kanaleid). Samas esineb hulk inimesi, kes ei oma kinnisvara, vaid üürivad seda, ja osa neist soovib tulevikus endale eluaset soetada. Seega agregeeritud tasemel peaks kinnisvarahindade kasvu mõju tarbimisele olema seda suurem (positiivsem), mida suurem on kinnisvaraomanike arv riigis. Eestis omab kinnisvara ligikaudu 90%, Iirimaal 80%, Itaalias 78%, USAs 67,5%, EL-is keskmiselt 61%, Taanis 52,3%, Hollandis 52% ja Saksamaal 41% tööealisest elanikkonnast (vt. Ludwig ja Slok, 2002). Lisaks võib mainida, et kinnisvarahindade kasvu rikkuse/jõukuse efekt on seda tagasihoidlikum, mida vähem likviidne kinnisvara ja/või vähemarenenud finantsturg on. MacLennan jt. (1998) leiavad, et kinnisvara likviidsus on Euroopa riikides erinev, mis võib tuleneda tehnikukulude ning vara- ja pärandimaksude erinevusest. Pärandimaksu vabastust saab aga käsitleda kui edasimüümise piirangut.

Eeldades, et demograafia, netomigratsioon ja välismaine nõudlus kinnisvara järele on ebaolulised, võib arvata, et positiivne ja negatiivne efekt tasakaalustavad teineteist ning seetõttu kinnisvarahindadest tulenev rikkuse/jõukuse efekt puudub. Skinner (1989) viitab Ricardo samasuse idee edasiarendusele: kinnisvaraomanikud ei tarbi oma kinnisvara tulevast rikkust (majapidamised ei võta laene selleks, et lõigata kasu olemasoleva kinnisvara tulevasesest kõrgemast väärtusest tingitud sissetulekuefektist).

Varasemates empiirilistes töodes ei ole leitud mingit seost kinnisvarahindade ja tarbimise vahel (nt. Elliott, 1980), kuid viimaste aastate töödest (Bertraut, 2002; Case jt., 2002), nähtub, et agregeeritud tarbimise ja kinnisvarahindade vaheline seos on statistiliselt oluline ning nende mõju suureneb veelgi. Seega võib viimaste aastate uurimustele tuginedes väita, et Ricardo samasus enam ei kehti — kinnisvarahinnad ja agregeeritud tarbimine tõepoolest muutuvad sa-

mas suunas. Samas võib selline tendents tuleneda otseselt finantsturu arengust ja uutest laenuoodetest, mis võimaldavad inimestel tarbimist üle aja siluda.

3. Teiste riikide kogemus eratarbimisele avalduva kinnisvara väärtuse kasvu mõju hindamisel

Kinnisvara hindade ja seega ka väärtuse muutuse mõju tarbimisele on viimastel aastatel üha rohkem uuritud. Käsitatud raamistik ja uurimisülesande püstituse sarnasus käesoleva uurimusega on olnud järgnevalt kirjeldatud uurimuste valiku kriteeriumiks.⁸ Altissimo jt. (2005) leiavad, et enamik mikroandmeid kasutavatest, tarbimise ja kinnisvara väärtuse vahelist seost käsitlevatest uurimustest on koostatud USA andmetel. Eranditeks on viimastel aastatel avaldatud uurimused, mis tuginevad Itaalia andmetele (Paiella, 2003; Guiso jt., 2004). Täiendavalt märgivad Altissimo jt. (2005), et enamik uurimusi kasutavad limiteeritud andmebaase, kus ei tarbimine ega varad ei pruugi olla otseselt võrreldavad makronäitajatega. Samas näitavad mikrotaseme uurimused rikkuse/jõukuse kanali teoreetiliste aluste kehtivust üksikisiku tasandil (vt. ka Case ja Shiller, 1987; Campbell ja Cochrane, 1999; Paiella, 2003; Guiso jt., 2004). Järgnevalt antakse ülevaade erinevatest rikkuse/jõukuse efekti käsitlevatest uurimustest. Esmalt peatutakse mikroandmetel koostatud uurimustel, käsitletakse kalibreeritud mudelit kasutavat uurimust ning seejärel agregeeritud andmeid analüüsivaid uurimusi. Peatükk lõpeb paneel- ja ristanndmetel (riikide võrdlus) tehtud analüüside lühiülevaatega.

Mitmes uurimuses (vt. näiteks Mankiw ja Zeldes (1990), Attanasio jt. (1998), Vissing-Jorgensen (1999) ning Brav jt. (1999)) on kasutatud tarbimise ja rikkuse vahelise seose kirjeldamiseks tarbimisega laiendatud kapitali hindamise mudelit (*consumption-based capital asset price model* — *C-CAPM*). On leitud, et aktsiaomanike kulutused on rohkem seotud aktsiaturgude tulemitega kui mitteaktsiaomanike kulutused — seega on kinnitust leidnud otsene efekt. Parker (1999) ning Juster jt. (1999) on leidnud, et majapidamiste kulutused muutuvad kooskõlas rikkuse/jõukuse väärtuse kasvuga, kuid kumbki töö ei näita nende seost ajas ning seetõttu on makroseost raske kirjeldada.

Kinnisvara väärtuse kasvu ja majapidamiste tarbimise seost on mõnevõrra vähem uuritud. Guiso jt. (2004) leiavad mikroandmeid kasutades, et tarbimise piirkalduvus, mis tuleneb kinnisvara väärtusest, on ligikaudu 2 senti iga euro kohta. Mõnevõrra suurem on see finantsrikkuse korral — 4 senti euro kohta

⁸See valik ei ole kindlasti lõplik.

(hinnatud mudel on ära toodud uurimuse lisas 1). Samas, jagades majapidamised kinnisvara omanikeks ja üürnikeks, leiavad Guiso jt. (2004), et majaomanike tarbimise piirkalduvus on tulenevalt kinnisvara väärtusest ja kapitali väärtusest⁹ vastavalt 2 ja 3,5 senti euro kohta. Üürnike tarbimisele avalduvat olulist mõju Guiso jt. (2004) ei tuvastanud, kui tarbimise piirkalduvus netorikkusest jäi vahemikku 3,7–6,2 senti euro kohta. Kõik need tulemused viitavad rikkusega kaasnevale otsesele mõjule majapidamiste tarbimisele. Samas leitakse uurimustes, mis käsitlevad ka rikkuse kolmandat komponenti ehk osalust ettevõtetes, et selle komponendi mõju tarbimisele puudub. See aga võib olla tingitud kasutatud andmetest — ettevõtetes omavad osalusi üldjuhul suurema sissetulekuga majapidamised, kuid nende osakaal kogu küsimustikus oli väga väike.

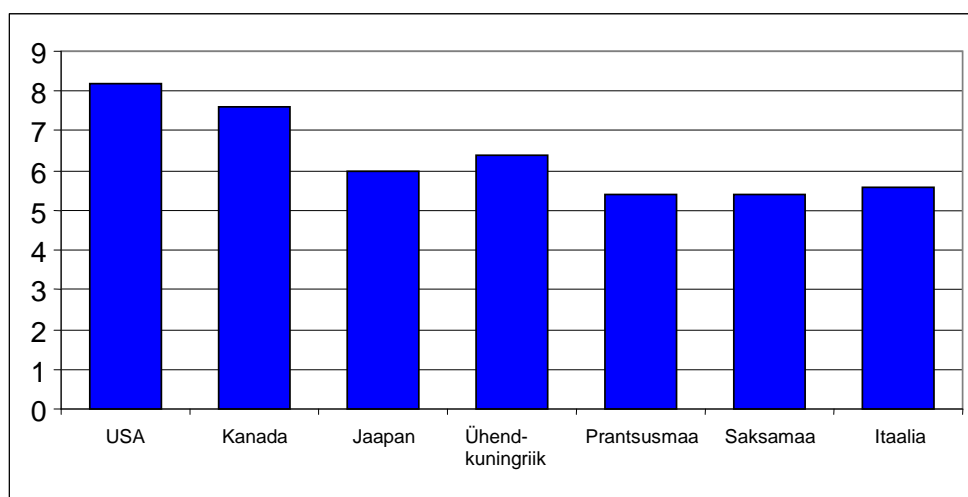
Attanasio ja Weber (1994) ning Attanasio jt. (2005) kasutasid samuti mikroandmeid uurimaks seost tarbimise ja kinnisvarahindade vahel 1980-ndate lõpus. Täpsemalt uurisid nad ühise põhjuslikkuse (*common causality*) hüpoteesi¹⁰, vastandades seda võimalusele, et kinnisvarabuum mõjutab rikkuse/jõukuse kanali kaudu tarbimist (nagu väitsid Muellbauer ja Murphy, 1990). Uurimusest selgus, et ühine põhjuslikkus on eratarbimise ja kinnisvarahindade sama-suunalise muutuse peamine põhjus. Attanasio jt. (2005) põhjendavad saadud tulemust järgmiselt: 1) enim muutusid tulemuste kohaselt noorema põlvkonna kulutused, 2) regionaalse kinnisvarahindade muutuse mõju oli olulisim just noorematele põlvkondadele, 3) regionaalne kinnisvarahindade muutus mõjutas nii nooremat kui vanemat põlvkonda ühtemoodi (hinnatud koefitsient oli sama) ning 4) nii üürnike kui ka omanike tarbimise muutus on sarnane kinnisvarahindade muutusega.

Mitmes teooriapõhises mudelis (nt. Rahvusvahelise Valuutafondi mudelis MULTIMOD) on struktuursed parameetrid (nt. tulumäärad ja planeerimispeerioid) kalibreeritud. Kalibreeritud rikkusest/jõukusest tulenev tarbimise piirkalduvus MULTIMOD-is on Altissimo jt. (2005) arvates mõistlik etalon, mis võiks olla ka empiirilisel hinnatud MPC suuruseks. Järgnev joonis kirjeldab MULTIMOD-is toodud kalibreeritud rikkusest/jõukusest tulenevat tarbimise piirkalduvust valitud riikide puhul. See jääb vahemikku 5,4–8,2 protsenti. Kõrgeim on USA näitaja, järgnevad Kanada, Ühendkuningriik ja Jaapan. Eurotsooni riikide rikkusest tulenev MPC jääb alla 6 protsenti.

Lisaks tuleb märkida, et MULTIMOD-is toodud rikkusest/jõukusest tuleneva MPC määravad ära neli komponenti, millest kolm (intertemporaalne

⁹Siin on kapitali väärtuse all mõeldud nii kaubeldavate aktsiatega kui ka mittekaubeldavate aktsiatega ettevõtete omandust.

¹⁰Ühise põhjuslikkuse hüpoteesi kohaselt ei ole tarbimine ja kinnisvara hinnad otseselt korreleeritud ning mõju on pigem kaudne. Aga selle hüpoteesi kohaselt muutuvad nad sarnaselt seetõttu, et neid mõjutavad samad tegurid nagu oodatav sissetulek vmt.



Joonis 1: Kalibreeritud rikkusest tulenev MPC valitud riikides (MULTIMOD).

Allikas: Altissimo jt., 2005.

tarbimise asenduselastsus, reaalne intressimäär ja surma tõenäosus) on riigiti samad ning neljas (subjektiivne diskontomäär) on erinev (vt. ka Fauquee jt., 1998).

Tarbimisfunktsiooni hinnatakse otse üksnes üksikutes uurimustes (vt. ka tabel 1): näiteks Hayashi (1982), Darby jt. (1999), Sefton ja in't Veld (1999), Fuhrer (2000) ja Willman (2003). Hayashi (1982) hindab USA andmetel sissetulekust tuleneva rikkuse kvaasierinevust (*quasi-differing human wealth*) tarbimisfunktsioonis, kasutades stohhastilist permanentse tulu hüpoteesist (*permanent income hypothesis — PIH*) tuletatud tarbimisfunktsiooni. Sarnast tarbimisfunktsiooni kasutavad ka Darby jt. (1999), analüüsides Ühendkuningriigi andmeid. Sefton ja in't Veld (1999) kasutavad surma tõenäosusega kattuvate põlvkondade (*overlapping generation — OLG*) mudelit (Blanchard (1985)). Willman (2003) arvestab OLG mudelis ka harjumuste kujunemist. Hayashi (1982) hindab rikkusest tulenevat MPC-d otse, saades tulemuseks teoreetiliselt põhjendatud vahemiku: 3,3–8,6 senti dollari kohta (USA andmed). Rikkusest tulenevat MPC-d hindavad otse ka Darby jt. (1999), kelle uurimuse tulemus sarnaneb Hayashi (1982) omaga (7,1 penni naela kohta Ühendkuningriigis). Sefton ja in't Veld (1999) defineerivad rikkusest tulenevat MPC-d planeerimisperioodi põhjal. Nende järgi on rikkusest tulenev MPC 3–16 senti USA dollari kohta USA-s, 9 senti Kanada dollari kohta Kanadas, 6–7 penni naela kohta Ühendkuningriigis ja 4–9 penni marga kohta Saksamaal. Nii nagu Sefton ja in't Veld (1999), hindas ka Willman (2003) rikkusest tulenevat

MPC-d planeerimisperioodi ning euroala kvartaliandmete põhjal. Tema leidis, et rikkusest tulenev *MPC* on 7–10 senti euro kohta, arvestades ajavahemikku 12–32 aastat. Harjumuste püsivuse parameetri väärtuseks hindas Willman (2003) 0,7–0,8, mis tähendab, et tarbijad siluvad oma tarbimist üle aja nii sissetulekute- kui tarbimisžokkide mõju elimineerimiseks (vt. Willman, 2003:26). Erinevalt Seftoni ja in't Veldi ebaharilikult kõrge ülempiiri hinnangust on Willmani tulemused ootuspärased ning kooskõlas MULTIMOD-is kasutatavate kalibreeritud näitajatega. Need tulemused näitavad, et ei ole kindlat põhjust arvata, nagu erineks rikkusest tulenev *MPC* Mandri-Euroopas ingliskeelsete (anglosaksi) riikide omast. Hinnatud rikkusest tulenevad tarbimise piirkaldused on toodud tabelis 1. Selgub, et selle näitaja väärtused erinevad üsna märkimisväärselt. Peamiselt võib seda selgitada asjaoluga, et hinnangu- te aluseks olev informatsioon erineb, kuna kasutatakse erinevat ajaperioodi ja erinevaid tarbimisfunktsioone (kitsendused on seega erinevad). Lisaks mõjutab riikide piirkalduvuste suurust ka tulu jaotus — kui suur osa kodumajapidamistest omab likviidsuspiirangut. Viimasega on omakorda seotud finantsturu areng (kui palju uusi laenukoode toodi turule jmt).

Tabel 1: Tarbimisfunktsiooni põhjal tuletatud rikkusest tuleneva tarbimise piirkalduvus

Uurimus	Euroala	Saksamaa	Ühendkuningriik	USA	Kanada
Hayashi (1982)				3,3–3,8	
Darby jt. (1999)			7,1		
Sefton ja in't Veld (1999)		4–9	6–7	3–16*	9
Willman (2003)	7–10				

Allikas: *Altissimo jt., 2005.*

Märkus: * – kasutavad analüüsis erinevat planeerimisperioodi.

Paneel- ja ristandmeid on kasutatud järgmistes töödes: Ludwig ja Slok, 2002; Bertaut, 2002; Boone jt., 1998; Labhard jt., 2005 ning Case jt., 2001. Ludwig ja Slok (2002) kasutavad Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni (OECD) 16 liikmesriigi paneelandmeid, kusjuures riigid on lähtuvalt nende finantssektorist klassifitseeritud väärtpaperituru- ja pangapõhiseks. Esimesse gruppi kuuluvad Austraalia, Kanada, Holland, Iirimaa, Rootsi, Ühendkuningriik ja USA ning teise Soome, Prantsusmaa, Itaalia, Jaapan, Norra ja Hispaania. Esimese grupi riikide omakapitalist tulenev *MPC* näitab, et 10%-line omakapitali hinna kasv toob kaasa peaaegu 1%-lise kasvu tarbimises pikema perioodi vältel. Ludwigi ja Sloki (vt. Ludwig ja Slok, 2002) hindamis-

tulemused näitavad, et kinnisvara- ja aktsiate väärtuse elastsus¹¹ tarbimiskulutuste suhtes on statistiliselt oluline ja positiivne. Lisaks leidsid nad, et kinnisvara väärtuse elastsus tarbimise suhtes moodustab ligikaudu poole aktsiate väärtuse elastsusest, mis on aga vastupidine Case jt. (2001) tulemusele. Case jt. (2001) leidsid, et kinnisvara väärtuse muutus mõjutab märkimisväärselt rohkem eratarbimist kui aktsiate väärtuse muutus. Viimane on aga intuiitselt vastuoluline tulemus — aktsiad on olnud ajalooliselt märksa likviidsemad (kergemini realiseeritavad) ning seega peaks nende väärtuse muutuse ülekandumine tarbimisse olema kõrgem kui kinnisvara puhul. Tulemust võib mõjutada kinnisvaraväärtust kirjeldav muutuja (või koostamismetoodika).

Bertaut (2002) hindas riike erinevate rikkuse/jõukuse liikide järgi, kasutades selleks nii aktsiaturu andmeid kui ka disagregeeritud majapidamiste rikkuse andmeid. Vastavalt andmete kättesaadavusele on tulemused toodud ära ka tabelis 2.

Rikkusest tuleneva *MPC* ja selle komponentide hinnangud Bertraut'i töös on sarnased Ludwig ja Sloki (2002) tulemustega — need on veidi madalamad Ühendkuningriigi ning kõrgemad USA, Kanada, Jaapani ja Prantsusmaa puhul. USA osutus ainsaks riigiks, mille kohta oli piisavalt andmeid, et jagada rikkus/jõukus omakapitali ja kinnisvara komponentideks. Bertraut'i (2002) leitud kinnisvara väärtusest tulenev *MPC* on märksa suurem kui Ludwigi ja Sloki (2002) töös — 9,7 senti dollari kohta. Omakapitali hindu kasutavast taandatud võrrandist (*reduced form equation*) saadud elastsuse näitajad on tunduvalt väiksemad kui Ludwigi ja Sloki (2002) vastavad väärtused (vt. tabelis 2 sulgudes olevaid näitajaid). Isegi USA-s ja Kanadas, kus vastavad disagregeeritud rikkuse/jõukuse andmed on kättesaadavad, näitab selline taandatud kujul võrrandi hindamistulemus, et omakapitali rikkuse muutus mõjutab tarbimist palju vähem kui seda näitavad tulemused, mis saadakse rikkuse/jõukuse andmeid hinnates. See võib tähendada, et aktsiaturgude andmeid kasutades võivad hinnangud olla allapoole nihkega.

¹¹Elastsus ei ole sama, mis tarbimise piirkalduvus — tarbimise piirkalduvus saadakse vastava rikkuse komponendi osakaalu korrutamisel kogurikkuses elastsusega (vt. ka Ludwig ja Slok, 2002)

Tabel 2: Hinnatud *MPC* ja erinevate rikkuse komponentide elastsus

	BE	FR	DE	IT	NL	PT	ES	SE	UK	US	CA	JP
Ludwig ja Slok (2002)												
MPC_w		1,4	2,0	3,0	–			–	4,9	4,0	4,0	4,0
e_{w-H}		0,11	0,11	0,11	0,03			0,03	0,03	0,03	0,03	0,11
e_{w-EQ}		0,04	0,04	0,04	0,10			0,10	0,10	0,10	0,10	0,04
Bertaut (2002)												
MPC_w		–	–	–	–			–	4,3	5,4	8,3	–
MPC_{w-F}		2,7	–					–	4,2	5,9	9,7	10,6
MPC_{w-H}		–	–					–		9,7	–	–
MPC_{w-EQ}		–	–					–		6,2	8,7	–
e_w		–	–	–	–			–	0,20	0,29	0,41	–
e_{w-F}		0,10	–	–	–			–	0,09	0,23	0,16	0,29
e_{w-H}		–	–	–	–			–	0,09	0,14	0,16	–
e_{w-EQ}		–	–	–	–			–	–	0,10	0,14	–
$(e_{w-Price})$		(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)			(0,03)	(0,04)	(0,06)	(0,06)	(0,02)
Boone jt (1998)												
$(e_{w-Price})$		(0,01)	(0,02)	(0,01)					(0,05)	(0,06)	(0,02)	(0,02)
Labhard jt (2005)												
MPC_w	0,7	0,8	7,8	2,8	1,3	-1,0	3,6		5,6	3,7	7,8	4,2
e_w	0,03	0,10	0,13	0,08	0,06	-0,02	0,07		0,16	0,12	0,19	0,16

Märkus: BE – Belgia, FR – Prantsusmaa, DE – Saksamaa, IT – Itaalia, NL – Holland, PT – Portugal, SP – Hispaania, SE – Rootsi, UK – Ühendkuningriik, US – USA, CA – Kanada, JP – Jaapan

Allikas: Altissimo jt., 2005.

Boone jt. (1998) hindavad pika perioodi tarbimisfunktsiooni OECD seitsme suure liikmesriigi (USA, Jaapan, Kanada, Saksamaa, Prantsusmaa, Itaalia, Ühendkuningriik) andmete põhjal. Kuna tol hetkel puudusid korrektsed andmed, kasutasid nad omakapitali ja kinnisvarahindade andmeid, hinnates nende mõju tarbimisele. Need hindamistulemused on kooskõlas eeltoodud Bertaut'i (2002) tulemusega, kuid nii nagu Bertaut'i tulemuste puhul, võivad ka Boone jt. (1998) hindamistulemused sisaldada allapoole nihet.

Labhard jt. (2005) kasutavad struktuurseid VAR mudeleid (SVAR), hindamaks kogu tarbimise elastsust netofinantsvara rikkuse suhtes. Seda elastsust kasutades leitakse rikkusest tulenev *MPC*. Enamikus Euroopa riikides on rikkusest tulenev *MPC* vahemikus 1–4 senti iga kogurikkuse euro kohta, kuid oluliselt kõrgem Saksamaal (8 senti euro kohta) ja negatiivne Portugalis. Autorid nendivad, et Saksamaa puhul võib hinnatud väärtus tuleneda eelkõige struktuursetest muutustest, mis on seotud Saksamaa ühinemisega.

Kokkuvõtvalt võib öelda, et kinnisvara rikkusest tuleneva *MPC* suurus sõltub suuresti tarbimisfunktsiooni valikust ning sellele kehtestatud eeldustest. Lisaks tarbimisfunktsioonile mõjutab tulemust ka andmete kvaliteet, kättesaadavus ning tüüp (mikro- või makroandmed). On üldteada, et makroandmetel hinnates võib tulemus olla mõnevõrra erinev mikroandmetel hinnatust peaaegjalikult agregeerimisega kaasnevate ebatäpsuste ja pisut erineva näitajate definitsiooni tõttu. Samas võib ülaltoodud uurimustele toetudes öelda, et kinnisvara rikkusest tulenev *MPC* peaks jääma vahemikku 1–9% iga kasvanud kinnisvara väärtuse ühiku kohta ja seda nii mikro- kui makroandmeid kasutades.

Eestis kui väikese avatud majandusega siirderiigis võib kinnisvara väärtuse kasvul olla aga sootuks teistsugune mõju. Järgnevas alapeatükis peatutaksegi pikemalt Eesti kinnisvara väärtuse leidmisel ning hinnatakse seejärel kinnisvara väärtuse muutuse mõju eratarbimisele tarbimisfunktsiooni põhjal.

4. Kinnisvara väärtus Eestis

Selleks, et analüüsida kinnisvarahindade ja nende muutuste mõju tarbimisele, on vaja koostada kinnisvara väärtust kajastav näitaja. Võimalikult täpse näitaja saamiseks küsisid autorid Maa-ametist andmeid nii hoonestatud¹² kui hoonestamata elamumaaga tehtud tehingute ja maakondade elamumaa ruutmeetrite kohta 2006. aasta I kvartali seisuga. Kinnisvara väärtus (hind * ruutmeetrite arv) on toodud tabelis 3.

¹²Siinkohal tuleb märkida, et hooneks loeti ka vundament ja varemed, mis tavamõistes hoone alla siiski ei kuulu. Seega on saadud hinnad siiski ligikaudsed.

Tabel 3: Elamumaa väärtus maakondade lõikes (miljardit krooni)

Maakond	2003	2004	2005
Harjumaa	73, 493	88, 091	128, 091
Hiiumaa	4, 252	4, 879	8, 023
Ida-Virumaa	8, 489	9, 525	16, 282
Jõgevamaa	4, 278	4, 331	7, 734
Järvamaa	3, 717	6, 594	13, 504
Läänemaa	14, 159	13, 790	22, 551
Lääne-Virumaa	12, 880	12, 703	17, 868
Põlvamaa	1, 916	3, 117	3, 701
Pärnumaa	31, 713	31, 551	41, 422
Raplamaa	9, 445	15, 732	19, 821
Saaremaa	8, 527	10, 733	15, 283
Tartumaa	25, 199	34, 764	57, 213
Valgamaa	9, 055	12, 318	19, 384
Viljandimaa	6, 388	19, 745	13, 071
Võrumaa	6, 189	6, 983	11, 374
Kokku (krooni)	219, 707	274, 861	395, 329
Nominaalne SKP (krooni)	132, 904	146, 693	173, 062
Elamumaa väärtus (% SKP-st)	165	187	228

Allikas: Maa-amet, autorite arvutused.

Lisaks elamumaa andmetele on allpool arvatud ka teine kinnisvara väärtust kirjeldav näitaja, nimelt korteri- ja eramuhindade põhjal.¹³ Käesoleva töö autorid on arvamisel, et viimati mainitud näitaja kirjeldab olukorda adekvaatsemalt eelkõige seetõttu, et hoonestatud elamumaa sisaldab ka varemeid ning seetõttu võib hoonestatud elamumaa tehinguhind olla märkimisväärselt alahinnatud. Kinnisvara väärtuse leidmiseks korteri- ja eramuhindade põhjal koostati hinnaindeks, mida kirjeldatakse lähemalt allpool. Põhjuseks, miks alternatiivne väärtuse leidmine siinjuures ära mainitakse, on asjaolu, et alternatiivne kinnisvaraväärtus moodustab osakaaluna SKP-st sootuks suurema näitaja — 2005. aasta IV kvartalis 291%.

Huvipakkuv on veel asjaolu, et elamumaa, mis peaks teoreetiliselt sisaldama kogu kinnisvararikkust, moodustab ligikaudu 228% SKP-st. Samad väärtused teiste riikide kohta on toodud tabelis 4 (teiste riikide näitajate kohta on Altissimo jt. (2005) öeldud, et tegu on kinnisvara väärtusega, seejuures selgitamata, kas näitaja sisaldab maa väärtust või mitte).

Tabel 5 sisaldab täiendava informatsioonina elamumaa järgi leitud kinnisvararikkuse jaotust. Ilmneb, et pisut enam kui pool kinnisvarast tulenevast rikkusest on kolme suurema linnaga maakonnas — Harju-, Pärnu- ja Tartumaal.

¹³Korteri- ja eramuhindade andmed on samuti pärit Maa-ametist; eramuhindade puhul on tuginetud pakkumishindadele, mis on kogutud kinnisvaraportaali City24 veebilehelt.

Tabel 4: Rikkuse komponentide osakaal SKP-s (%)

Riik ja aasta/ rikkuse komponendi osakaal SKP-s	EE 2005	FR 2000	DE 2000	IT 2000	UK 2000	US 2000	ES 2000	NL 2000
Finantsrikkus (% SKP-st)	-	234	180	227	297	341	187	297
Kinnisvararikkus (% SKP-st)	228/ 291	206	191	220	191	130	334	182

Märkus: EE – Eesti, FR – Prantsusmaa, DE – Saksamaa, IT – Itaalia, UK – Ühendkuningriik, US – USA, ES – Hispaania, NL – Holland.

Allikas: Altissimo jt., 2005 ja autorite arvutused.

Tabel 5: Elamumaa väärtus ning maakondades paikneva elamumaa väärtuse osakaal koguväärtuses

Maakond	Elamumaa väärtus 2005. aastal (miljardit krooni)	Osakaal koguväärtuses (%)
Harjumaa	128, 091	32
Hiiumaa	8, 023	2
Ida-Virumaa	16, 282	4
Jõgevamaa	7, 734	2
Järvamaa	13, 504	3
Läänemaa	22, 551	6
Lääne-Virumaa	17, 868	5
Põlvamaa	3, 701	1
Pärnumaa	41, 422	10
Raplamaa	19, 821	5
Saaremaa	15, 283	4
Tartumaa	57, 213	14
Valgamaa	19, 384	5
Viljandimaa	13, 071	3
Võrumaa	11, 374	3
Kokku	395, 329	100

Allikas: Maa-amet, Eesti Statistikaamet (ESA) ja autorite arvutused.

Tabelis 6 on esitatud pisut teistsugune rikkuse jaotus, kuna selle koostamisel on arvestatud vaid kortereid.¹⁴ Selgub, et enamik korterite väärtusest paikneb taas kolmes maakonnas — Harju-, Pärnu- ja Tartumaal —, mis hõlmasid 2005. aastal 87% korterite koguväärtusest. Korterite väärtus jagunes sa-

¹⁴Siin on arvestatud kahetoalise rahuldavas seisukorras oleva korteri ruutmeetri keskmist hinda (ESA) ning rahvaloenduse andmeid erinevate maakondade korterite ruutmeetrite kohta.

mamoodi ka eelnevatel aastatel. Samas tuleb aga meeles pidada, et tegemist on andmetega, mis muuhulgas kajastavad turu aktiivsust — andmed kirjeldavad tehingute keskmist hinda, mis aga omakorda sõltub tehingute arvust.

Tabel 6: Korterite väärtus maakondade lõikes

Maakond	Korterite väärtus 2003. aastal (miljardit krooni)	Korterite väärtus 2004. aastal (miljardit krooni)	Korterite väärtus 2005. aastal (miljardit krooni)	Osakaal koguväärtusest 2005. aastal (%)
Harjumaa	81, 294	99, 804	130, 657	70
sh Tallinn	72, 547	88, 539	115, 387	62
Hiiumaa	0, 210	0, 219	0, 288	0
Ida-Virumaa	3, 077	4, 516	7, 488	4
Jõgevamaa	0, 193	0, 395	0, 711	0
Järvamaa	0, 650	0, 824	1, 248	1
Läänemaa	1, 007	1, 316	2, 056	1
Lääne-Virumaa	1, 418	2, 060	3, 171	2
Põlvamaa	0, 244	0, 382	0, 748	0
Pärnumaa	6, 316	8, 783	11, 275	6
Raplamaa	0, 831	1, 091	1, 761	1
Saaremaa	1, 316	2, 036	2, 374	1
Tartumaa	12, 876	15, 902	20, 242	11
Valgamaa	0, 265	0, 418	0, 640	0
Viljandimaa	1, 283	1, 678	2, 355	1
Võrumaa	0, 764	1, 035	1, 389	1
Väärtus kokku	111, 749	140, 466	186, 410	100
Osakaal SKP-s (%)	86	96	108	

Allikas: Maa-amet, Eesti Statistikaamet (ESA) ja autorite arvutused

Arvutamaks, mil määral on kinnisvarahindade kasv tarbimist mõjutanud, on vaja kinnisvara väärtust kirjeldavat muutujat. Üheks võimaluseks on koostada kinnisvaraindeks. Olemasolevaid andmeid kasutades koostati käesoleva töö raames järgmine indeks.¹⁵

Kinnisvarahinnaindeksi arvutamisel on arvestatud kahetoaliste korterite hindu ning 2000. aasta rahvaloenduse andmete põhjal korterite ruutmeetrite arvu. Rahvaloenduse järgi moodustavad kolme suurema linna (Tallinn, Pärnu ja Tartu) korteriomanikud ligikaudu 48% kogu riigi korteriomanikest. Hinnaindeks on arvutatud järgmiselt:

$$I_{i,t} = \sum \frac{s_i \cdot p_{i,t}}{n}, \quad (1)$$

kus $I_{i,t}$ on kinnisvarahinnaindeks, $p_{i,t}$ on kinnisvara hind linnas i ajaperioodil t , i märgib vastavalt Tallinna, Tartut ja Pärnut, n on linnade arv (milleks on

¹⁵Kinnisvarahindade mõju tarbimisele on võimalik arvestada ka teisiti (vt. allpool).

3) ning s_i on kinnisvara omanike osakaal linnas i .

Kuna tabel 6 sisaldab kinnisvara väärtusena vaid kortereid, siis on alust arvata, et oluline osa elamufondist jääb arvesse võtmata. Kui arvestada eluruumide ruutmeetreid (2000. aasta rahvaloenduse andmetel), siis Harju-, Pärnu- ja Tartumaal asub 51% asustatud eluruumidest, kuid siia on arvestatud ka elamud ja elamuosad, mis antud juhul on väärtuse arvestamisel välja jäänud. Seetõttu on kvartaalse indeksi saamiseks võetud aluseks kahetoalise rahuldavas seisukorras korteri keskmine hind kolmes suuremas linnas ning korrutatud saadud kaalutud keskmine hind korterite ruutmeetrite arvuga nendes linnades. Saadud tulemus on omakorda korrutatud kahega. Selle põhjuseks on asjaolu, et vastavast näitajast on välja jäänud elamud ja elamuosad ning teistes linnades ja valdades olevad korterid. Nende väärtus on eeldatavasti sama suur kui olemasolevate korterite väärtus valitud linnades (vt. ka elamumaa väärtuse osakaalusid maakondade lõikes — väärtus jaguneb kolme maakonna ja ülejäänute vahel 1:1).

Selline indeks korrutatuna kahega võib mõningal määral oluliselt ülehinnata korterite väärtust, kuna Harju-, Pärnu- ja Tartumaa korterid moodustavad peaaegu 90% korterite koguväärtusest ning seega võib arvata, et indeks ei pruugi kirjeldada elamufondi korrektselt. Samas tuleb meeles pidada, et indeks ei hõlma eramuid ega eramuosi, mis aga võivad moodustada ligikaudu sama suure osa.

Lisaks korterite väärtuse indeksile leiti ka eramute väärtus, kuid selle erinevusega, et kasutati “Äripäeva” kogutud eramute pakkumishindu (City24 põhjal), mitte aga tehingupõhiseid hindu. Lisaks on tegu väga lühikese aegreaga (alates 2004. aasta I kvartalist). Neid numbreid kõrvutades saab aga leida kinnisvara väärtuse koondnäitaja kolme suurema linna kohta ning kõrvutada seda olemasoleva kinnisvarahinna indeksiga, mis omakorda on korrutatud kahega, katmaks eramute osa. Selgub, et see hinnaindeks alahindab süstemaatiliselt kinnisvara väärtust. Pealegi moodustab suuremates linnades paiknev kinnisvara enamiku kinnisvara väärtusest ning seetõttu tuleb vastav näitaja omakorda korrutada 4/3-ga, eeldades, et kolme linna kinnisvara väärtus on ligikaudu 75% (korterite väärtuse jagunemisel on arvestatud maakondi, mitte ainult linnu; vt. tabel 6). Täpsemalt on kinnisvara väärtuse arvutamist kirjeldatud uurimuse lisas 2. Uue kinnisvara väärtuse indeksi põhjal moodustas kinnisvara 2005. aasta IV kvartalis 291% 2005. aasta SKP-st (mõlemad jooksevhindades vastavalt 503 605,2 miljonit ja 173 062,3 miljonit krooni).

5. Kinnisvarahindade muutuse mõju eratarbimisele Eestis

Kinnisvara kui ühe rikkuse komponendi väärtuse kasvu mõju tarbimisele on erialakirjanduses hinnatud vastuoluliselt. Mitmes töös on leitud, et kinnisvarahindade kasv ei mõjuta tarbimist (nt. Elliott, 1980). Teistes seevastu väidetakse, et viimastel aastatel on kinnisvara väärtuse kasv põhjustanud suuremat tarbimist (nt. Ludwig ja Slok, 2002). Viimane kehtib ka teise rikkuse komponendi — finantsrikkuse — kohta. Milline on kinnisvarahindade kasvu mõju Eestis? Selle määratlemiseks on järgnevas alapeatükis hinnatud tarbimisvõrrandit veaparandusmudeli kujul. Lisaks on leitud potentsiaalne tarbimine kinnisvara tagatisel (*HEW* — *housing equity withdrawal*). See saadakse majapidamiste investeeringute ning laenu- ja liisingujäägi muutuse netovahena ning esitatakse osakaaluna kasutatavast tulust.

Kinnisvarahindade tõusust põhjustatud eratarbimise kasvu on hinnatud ökonomeetriselt tarbimisfunktsiooni kaudu, mille ülesehitus on sarnane Eesti Panga makromudelil EMMA kasutusel oleva tarbimisfunktsiooniga (vt. ka Kattai, 2005). Eeltoodu edasiarendusena on liigendatud majapidamiste varasid, mille tulemusena on võimalik eraldi välja tuua tarbimise (C) piirkalduvus (MPC) kinnisvara (elamufondi) väärtuse (H) suhtes (andmed ja ühikjuure testide tulemused on esitatud uurimuse lisades 4 ja 5). Pikaajalise tasakaaluseose hindamine annab tarbimise piirkalduvuseks kinnisvara väärtuse suhtes ligikaudu $0,011^{16}$ — kinnisvara väärtusele lisanduvast kroonist tarbitakse ära 1,1 senti (vt. tabel 7).¹⁷

Dünaamilise võrrandi hindamine annab lühiajaliseks MPC hinnanguks ligikaudu $0,004$ ($0,048 \overline{C/H}$), mis on umbes pool MPC pikaajalisest väärtusest. Võrreldes Eestit arenenud riikidega on siinne MPC üsna madal. Samas näitab rahvusvaheline võrdlusanalüüs, et üldjuhul kasvab MPC koos majapidamiste laenukoormuse tõusuga. 2005. aasta lõpus moodustas majapidamiste kinnisvaralaenude jääk umbes 25% SKP-st. Mitme arenenud riigi andmete põhjal leitud regressioonisirge järgi on sellisele laenukoormusele vastav MPC väärtus $0,01$ (vt. joonis 2).

Kuna kinnisvaraväärtuse ja tarbimise suhe on olnud vaadeldaval ajaperioodil muutuv, siis on ka MPC -s võimalik täheldada nihet. Tegemist on üksnes marginaalse nihkega, mis saab alguse 2003. aasta lõpust ning on seostatav kinnisvarahindade ülikiire kasvuga (vt. joonis 3).

¹⁶Vastavalt pikaajalise võrrandi spetsifikatsioonile $MPC \approx 0,010 \frac{\overline{H}}{\overline{Y}} \frac{\overline{C}}{\overline{H}} \approx 0,011$, kus ülakriips tähistab keskvärtust.

¹⁷Formaalsed kointegratsioonitestid (*trace, maximum eigenvalue*) tõendavad kointegratsiooni olemasolu (vt. lisa 4).

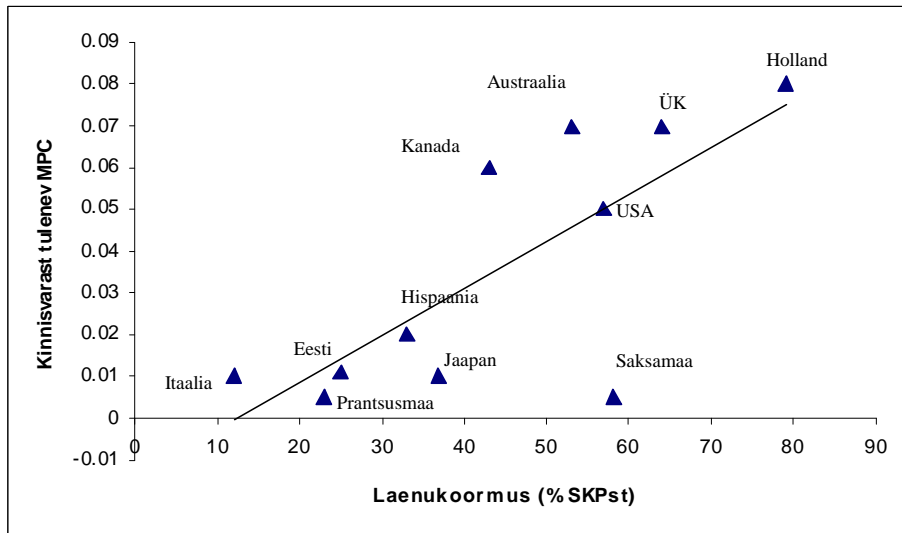
Tabel 7: Eratarbimise võrrand

<p><i>Pikaajaline seos</i></p> $\ln(C^*) = -0.185 + 0.995 \ln(Y) + 0.010 \left(\frac{H/P}{Y} \right) + 0.124 \left(\frac{D - L^C - L^H}{Y} \right) + 0.015 \left(\frac{K + F/P}{Y} \right) + 0.050 D0303$ <p style="text-align: center;"> <small> $\begin{matrix} -0.326 & 16.512 & 3.494 & 3.953 & 2.371 & 3.169 \end{matrix}$ </small> </p> <p>$R^2 = 0.991; DW = 2.235; s. e. = 0.015; NOB = 27$</p>
<p><i>Lühiajaline seos</i></p> $\Delta \ln(C) = 0.000 - 0.384 \ln(C_{-1} / C_{-1}^*) + 0.319 \Delta \ln(Y_{-1}) + 0.321 \Delta \ln(Y_{-2}) + 0.126 \Delta \ln(K_{-4} + F_{-4} / P_{-4}) + 0.02 \Delta \ln(L^C / P) + 0.048 \Delta \ln(H_{-2} / P_{-2}) + 0.053 D9904 - 0.026 D0003 - 0.023 D0401$ <p style="text-align: center;"> <small> $\begin{matrix} 0.074 & -2.973 & 2.502 & 2.564 & 2.620 & 1.992 & 5.444 & -2.301 & -2.287 \end{matrix}$ </small> </p> <p>$R^2 = 0.862; DW = 1.875; s. e. = 0.008; NOB = 30$</p>
<p>C – eratarbimine, Y – majapidamiste kasutatav tulu, H – elamufondi väärtus, P – eratarbimise deflaator, D – majapidamiste hoiused, L^C – tarbimislaenude jääk, L^H – kinnisvaralaenude jääk, K – ettevõtete tootmiskapital, F – otseste välisinvesteeringute netopositsioon, <i>Daakk</i> – fiktiivmuutuja (aasta; kvartal).</p>

Eelnevalt mainitud efekte silmas pidades võivad majapidamised laenuvõtmise või laenukoormuse suurendamise teel tarbimist suurendada. Seetõttu on kinnisvarahindade kasvu ülekandumine tarbimisse otseselt seotud finantsturu arenguga. Teisiti öeldes, see sõltub suuresti õigusaktidest ning pankade laenuandmispoliitikast. Eestis valitseb finantsturul küllaltki tihe konkurents ning seetõttu püüavad pangad meelitada kliente üha rohkem laenu võtma, pakkudes seda aina soodsamatel tingimustel, mistõttu need, kes veel mõni aeg tagasi ei olnud n.-ö. laenukõlblikud, seda nüüd juba on.

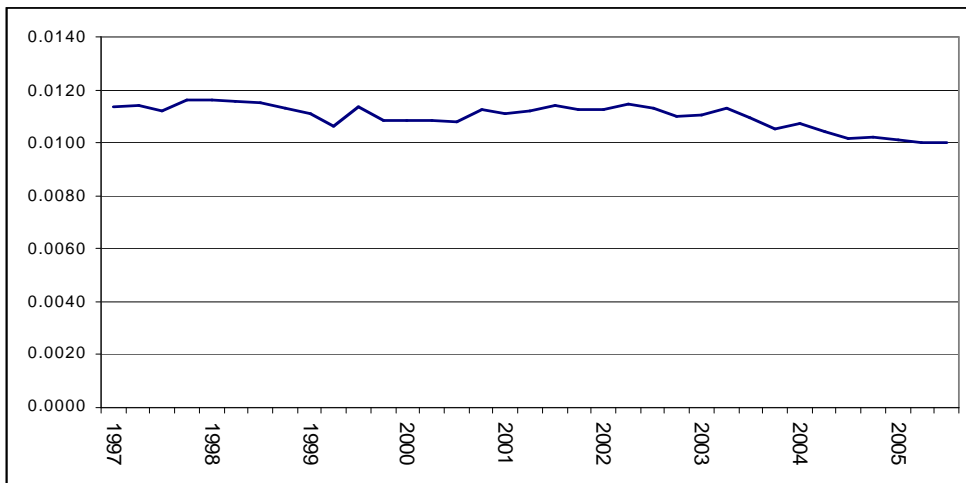
Üüriturug on Eestis küllaltki väike ning seetõttu võib arvata, et eelarvepiirangu efekt on üpris tagasihoidlik (kinnisvaraomanike hulk Eestis on peaaegu 90% kogu elanikkonnast), mis tähendab, et lähtudes erinevatest uurimustest (vt. ka uurimuse lisa 1) peaks kinnisvara rikkusest tulenev MPC olema oluliselt suurem — korterite üürihindade tõus suurendab pigem kinnisvaraomanike tulu/rikkust, kuid mitte agregeeritud tarbimist.

Nagu öeldud, on võimalik hinnata kinnisvarahindade ülekandumist tarbimisse ka teistmoodi, leides potentsiaalse tarbimise kinnisvara tagatisel (*HEW*). Enamasti saadakse *HEW* kinnisvara tagatisel antud laenude ja liisingute jäägi muutuse ning kodumajapidamiste ja kasumitaotluseta institutsioonide in-



Joonis 2: Eesti kinnisvarast tuleneva MPC võrdlus teiste riikidega

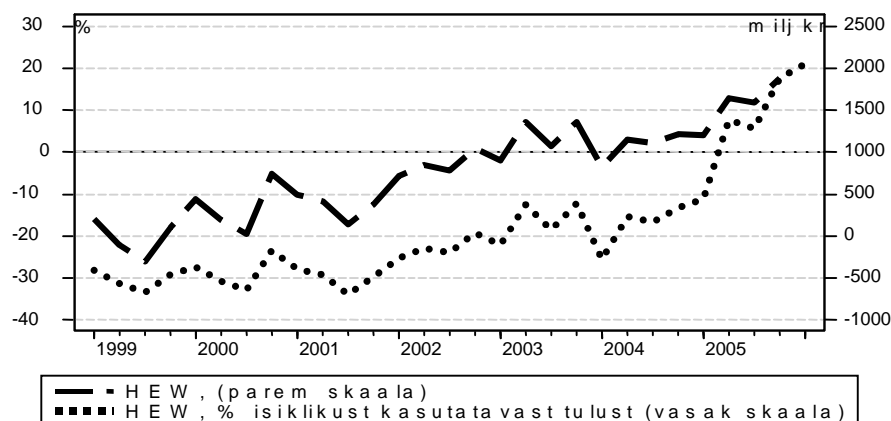
Allikad: IMF, autorite arvutused.



Joonis 3: Eesti kinnisvarast tulenev MPC muutus ajas

Allikas: autorite arvutused.

vesteeringute (mõlemad jooksevhindades) vahena. Seejärel jagatakse tulemus SKP deflaatoriga ning esitatakse ajaliseks võrdluseks osakaaluna (aastasest) kasutatavast tulust. Vastav näitaja on esitatud joonisel 4.



Joonis 4: Potentsiaalsete tarbimine kinnisvara tagatisel

Allikas: ESA, Eesti Pank ja autorite arvutused.

Joonisel 4 on näha, et *HEW* on enamasti negatiivne siis, kui investeeringute maht ületab muutuse laenu- ja liisingujäägis. Samas nähtub, et kahel perioodil on *HEW* olnud ka positiivne — 2002. aasta teisel poolel ja 2003. aastal ning alates 2005. aasta teisest poolest. 2002. aasta lõppu ja 2003. aastat iseloomustab intressimäärade langus ja kinnisvara väärtuse kasvu kiirenemine. 2005. aasta teise poole osas on alust arvata, et seoses kinnisvara väärtuse kasvuga on kinnisvara tagatisel võetud laenu maht hüppeliselt kasvanud. Sama kiiret *HEW* kasvu on täheldatud ka teistes riikides ning seega ei ole see ainuomane üksnes Eestile.

Teadlik rikkuse efekt võibki olla 2005. aasta lõpul tekkinud olukorra põhjuseks — üha enam inimesi leiab, et nende omanduses olev kinnisvara on väärtuslikum ning seega suurendatakse laenukoormust, et juba suurenenud rikkust kohe tarbima hakata. Samas ei pruugi võetud laenud olla kohe tarbitud — need võivad olla suunatud hoopis investeeringuteks uude kinnisvarasse, aktsiatesse jmt.

Alateadliku efektina toodud säästude vähenemist pole märgata olnud (vt. ka Kulikov jt., 2006), kuna säästumäär ei näi olevat mõjutatud leibkonna kasutuses oleva eluaseme omamisest.

Kuna *HEW* kirjeldab siiski potentsiaalset tarbimist (mis võib sisaldada nii tarbimist kui investeeringuid), siis ei saa öelda, kas kinnisvara väärtuse kasv mõjutab eratarbimist või mitte. Lisaks sellele puuduvad meil andmed majapidamiste finantsvarade kohta — kui palju on võetud laenu kinnisvara tagatisel, et soetada finantsvarasid või kui palju on müüdud kinnisvara, et soetada fi-

nantsvara (emiteeritud aktsiate või ettevõtete näol). Kokkuvõtvalt võib öelda, et arvestades kinnisvara väärtuse kasvu võiks tarbimine olla kasvanud tunduvalt rohkem, kui see käesolevaks hetkeks tegelikult on, ning samas on alust uskuda, et kinnisvara hindade mõju tarbimisele tulevikus suureneb.

6. Kokkuvõte

Viimastel aastatel on üha enam tähelepanu pööratud kinnisvarahindade ülekandumisele reaalmajandusse. Erinevates uurimustes on käsitletud mitmeid kanaleid, mille kaudu see võib toimuda. Altissimo jt. (2005) eristasid nelja erinevat kanalit: rikkuse/jõukuse kanal, Tobini Q (investeeringute kanal), krediitkanal ning usalduse kanal. Käesoleva uurimuse peamiseks eesmärgiks oli analüüsida kinnisvarahindade muutuse mõju majapidamiste tarbimisele ehk kinnisvarahindade kandumist reaalmajandusse rikkuse/jõukuse kanali kaudu.

Tarbimine on üks olulisemaid agregeeritud nõudluse komponente ning eratarbimine sõltub eelkõige eelarvepiirangust ning planeerimisperiodist. Eelarvepiirangus on tulude pool tavaliselt palgaline sissetulek ja mittepalgaline sissetulek (rent, kasum jmt.). Palk ja rikkus on definitsiooni kohaselt kointegreeritud. See tähendab, et tarbimist on võimalik avaldada pikema perioodi seoses rikkuse ja palga kaudu.

Rikkusest tulenev tarbimise piirkalduvuse suurus sõltub suuresti tarbimisfunktsiooni kohta tehtud eeldustest — oluliseks osutuvad nii planeerimisperiod, intertemporaalne asenduselastsus, rikkuse komponentide likviidsus kui ka rikkuse jaotumine erinevate rikkuse komponentide vahel. On selge, et rikkuse komponentide väärtuste muutused mõjutavad majapidamiste tarbimist erinevalt. Üldiselt on leitud, et eratarbimine muutub kõige enam siis, kui muutub finantsrikkuse väärtus. Kinnisvarast tulenev rikkuse/jõukuse efekt on mõnevõrra tagasihoidlikum. Erialases kirjanduses on viidatud ka sellele, et kinnisvarast tulenev rikkuse efekt sõltub muuhulgas sellest, kui suur on kinnisvaraomanike osakaal kinnisvara kasutajatest. Teisisõnu, palju on neid inimesi, kes reaalselt elavad enda omanduses olevas korteris/eramus. Samas võib sellele leida hulgaliselt vastuväiteid — näiteks viimastel aastatel on täheldatud, et kinnisvara väärtuse muutusest tingitud rikkuse efekt sõltub üha rohkem finantsturu liberaliseeritusest, mitte sellest, kui suure osa elanikkonnast moodustavad kinnisvaraomanikud. Teisiti öeldes on laenu muutunud aina paremini kättesaadavaks ning laenuitingimused leebemaks ning tarbimise silumine üle aja ei sõltu kinnisvara olemasolust.

Käesolevas uurimuses anti lisaks ülevaade teiste riikide andmetel hinnatud rikkuse/jõukuse efekti puudutavatest uurimustest. Mikroandmeid kasutavates uurimustes hinnati kinnisvarast tulenevaks rikkuse/jõukuse efektiks 2–6,2 sen-

ti iga kinnisvara väärtuse euro kohta. Mõnevõrra rohkem on uuritud kogu rikkuse efekti, mille suurus on vahemikus 5,4–8,2 senti. Makroandmeid kasutades on kogu rikkusest tulenevaks rikkuse/jõukuse efektiks hinnatud (tarbimisfunktsiooni põhjal) 3,3–16 senti. Kuna andmed on mitmel juhul puudulikud (s.o. disagegeeritud kujul), võib juhtuda, et hinnatud tulemused on allapoole nihkega. Lisaks mainitakse mitmes töös, et mida suuremale hulgale inimestele on laenuid kättesaadavad, seda suuremat mõju kinnisvara väärtuse kasvust tulenev rikkuse/jõukuse efekt tarbimisele avaldab.

Lõpetuseks hinnati käesolevas uurimuses kinnisvarahindade muutuse mõju eratarbimisele ökonomeetriselt Eesti andmetel, kasutades selleks tarbimisfunktsiooni. Selgus, et kinnisvararikkusest tulenev tarbimise piirkalduvus on pikal perioodil 1,1% ning lühikesel perioodil 0,4%. Pikemal perioodil on kinnisvara väärtuse kasvust tulenev rikkuse efekt Eestis mõnevõrra tagasihoidlikum kui teistes riikides. Ilmselt tuleneb see asjaolust, et enamik inimesi soetab kinnisvara eluasemena, mitte spekulatiivsetel eesmärkidel. Seega ostavad inimesed elamispinna, et seda sihtotstarbeliselt kasutada ning kodu väärtuse kasv mõjutab neid vähesel määral. Kaudselt võib aga tarbimine siiski olla kinnisvarahindadest mõjutatud. Selles töös siiski alateadlikku rikkuse efekti ei käsitletud.

Rahvusvahelises võrdluses on toodud mitmeid aspekte, mis võiksid rikkuse/jõukuse efekti suurust mõjutada. Üks neist on laenukoormus. On leitud, et laenukoormus ja kinnisvara väärtusest tulenev *MPC* kasvavad sarnase tempoga — Eesti laenukoormus on 25% SKP-st, millele vastab kinnisvararikkusest tuleneva *MPC* suurus 0,01 (1%).

Lisaks eratarbimisvõrrandile leiti uurimuses potentsiaalne tarbimine kinnisvara tagatisel. Ka see näitaja kinnitab, et kinnisvara väärtusest tulenev rikkuse/jõukuse efekt võiks olla märksa suurem, kui see käesolevas uurimuses hinnatud tarbimisfunktsiooni tulemusel on. Seega on alust arvata, et tulevikus tarbimine kinnisvara tagatisel suureneb.

Kasutatud kirjandus

Aoki, K., Proudman, J., Vlieghe, G., 2002. Houses as collateral: has the link between house prices and consumption in the UK changed? Federal Reserve Bank New York Economic Policy Review, No. 8, 163–178.

Attanasion, O., Banks, J., Tanner, S., 1998. Asset Holdings and Consumption Volatility. NBER Working Paper, No. 6567.

Bertaut, C., 2002. Equity Prices, Household Wealth and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries: Wealth Effects in the 1990s. Federal Reserve Board International Finance Discussion Paper, No. 724.

Boone, L., Giorno, C., Richardson, P., 1998. Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: Some Recent Evidence. OECD Economic Department Working Papers, No. 208.

Boria, C., McGuire, P., 2004. Twin Peaks in Equity and Housing Prices? BIS Quarterly Review, March.

Brav, A., Constantinides, G. M., Geczy, C. C., 1999. Asset Pricing with Heterogeneous Consumers and Limited Participation: Empirical Evidence. Rodney L. White Center for Financial Research Working Paper, No. 23.

Campbell, J. Y., 2001. Consumption-Based Asset Pricing. Harvard University, unpublished paper.

Campbell, J. Y., Cochrane, J. H., 1999. By Force of Habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behaviour. Journal of Political Economy, No. 107.

Campbell, J. Y., Mankiw, N. G., 1989. Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. In Blanchard, O.J., Fischer, S., 1989. NBER Macroeconomic Annual, 185–216.

Campbell, J. Y., Shiller, R. J., 1988. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. Review of Financial Studies, No. 1, 195–227.

Case, K. E., Quigley, J. M., Shiller, R. J., 2001. Comparing Wealth Effects: the Stock Market Versus the Housing Market. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 8606.

Case, K. E., Shiller, R. J., 1987. Prices of Single-Family Homes Since 1970: New Indexes For Four Cities. New England Economic Review, 45–56.

- Catte, P., Girouard, N., Price, R., André, Ch., 2004. Housing Markets, Wealth and Business Cycle. OECD, Economics Department Working Papers, No. 394.
- Crone, T. M., Voith, R. P., 1992. Estimating House Price Appreciation: A Comparison of Methods. *Journal of Housing Economics*, No. 2(4), 339–357.
- Darby, J., Ireland, J., Leith, C., Wren-Lewis, S., 1999. COMPACT: a rational expectations, intertemporal model of the UK economy. *Economic Modelling*, No. 16, 1–52.
- Davey, M., 2001. Mortgage Equity Withdrawal and Consumption. *Bank of England Quarterly Bulletin*, Spring Issue, 100–103.
- Deaton, A., 1992. *Understanding Consumption*. Clarendon Press, Oxford.
- Dvornak, N., Kohler, M., 2003. Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Analysis for Australia. Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper, No. 7.
- Fauquee, I.P., Laxton, D., Prasad, E., Turtelboom, B., 1998. MULTIMOD Mark III, the core dynamic and steady-state models. IMF Occasional Paper, No. 164.
- Fuhrer, J. C., 2000. Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models. *American Economic Review*, No. 90(3), 367–390.
- Gatzlaff, D. H., Ling, D. C., 1994. Measuring Changes in Local House Prices: An Empirical Investigation of Alternative Methodologies. *Journal of Urban Economics*, No. 35(2), 221–224.
- Gelfand, A. E., Ecker, M. D., Knight, J. R., Sirmans, C. F., 2004. The Dynamics of Location in Home Price. *Journal of Real Estate Finance Economics*, No. 29(2), 149–166.
- Girouard, N., Kennedy, M., van den Noord, P., André, Ch., 2006. Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals. OECD, Economics Department Working Papers, No. 475, January.
- Greenspan, A., 1999. Mortgage Markets and Economic Activity. Remarks Before a Conference on Mortgage Markets and Economic Activity sponsored by America's Community Bankers. Washington DC, November.
- Guiso, L., Paiella, M., Visco, I., 2004. Do Capital Gains Affect Consumption? Estimates of Wealth Effects from Italian Households' Behaviour. Mimeo.

- Hayashi, F., 1982. The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables. *Journal of Political Economy*, No. 90, 895–915.
- Juster, F. T., Lupton, J., Smith, J. P., Stafford, F., 1999. Savings and Wealth; then and now. University of Michigan, mimeo, October.
- Kattai, R., 2005. A macro model of the Estonian economy in the tradition of the neo-classical synthesis. Dissertation. Available: <http://www.utlib.ee/ekollekt/diss/mag/2005/b17387589/kattai.pdf>.
- Kulikov, D., Paabut, A., Staehr, K., 2006. A Microeconometric Analysis of Household Saving in Estonia: Income, Wealth and Financial Exposure. Bank of Estonia Working Paper, mimeo.
- Labhard, V., Sterne, G., Young, C., 2005. The wealth effects on consumption in industrialised countries. Bank of England Working Paper.
- LeRoy, S., Porter, R., 1981. The Present Value Relation: Tests Based on Variance Bounds. *Econometrica*, No. 49, 555–557.
- Lettau, M., Ludvigson, S. C., 2002. Understanding Trend and Cycle in Asset Values. Available: <http://www.econ.nyu.edu/user/ludvigsons/eqprem1.pdf>.
- Lettau, M., Ludvigson, S. C., 2001. Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, No. 56(3), 815–849.
- Lettau, M., Ludvigson, S. C., Barczi, N., 2001. A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects: A Comment. Federal Reserve Bank of New York. Available: <http://www.econ.nyu.edu/user/ludvigsons>.
- Lewellen, J. W., 2001. Predicting Returns with Financial Ratios. MIT Sloan School of Management, unpublished paper.
- Ludwig, A., Slok, T., 2002. The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD countries. International Monetary Fund Working Paper Series, No. 1.
- Maclennan, D., Muellbauer, J., Stephens, M., 1998. Asymmetries in Housing and Financial Market Institutions and EMU. *Oxford Review of Economic Policy*, No. 14, 54–80.
- Maki, D. M., Palumbo, M. G., 2001. Disentangling the Wealth Effect — A Cohort Analysis of Household Saving in 1990s. Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, No. 23.

- Malpezzi, S., 2003. Hedonic Pricing Models: a Selective and Applied Review. In O'Sullivan, T., Gibb, K. (Eds.). *Housing Economics and Public Policy*. Blackwell, Malder, MA.
- Parker, J. A., 1999. The Reaction of Household Consumption to Predictable Changes in Social Security Taxes. *American Economic Review*, No. 89(4), 959–973.
- Romer, D., 2001. *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill Higher Education, 2nd Edition.
- Shiller, R. J., 1981. Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?. *American Economic Review*, No. 71, 421–436.
- Shiller, R. J., 1984. Stock Prices and Social Dynamics. *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 457–498.
- Sefton, J. A., in't Veld, J. W., 1999. Consumption and Wealth: An International Comparison. *Manchester School*, No. 67(4), 525–544.
- Skinner, J., 1989. Housing Wealth and Aggregate Saving. *Reg. Sci. Urban Econ.*, No. 19, 305–324.
- Sundaresan, S., 1989. Intertemporally dependent preferences and the volatility of consumption wealth. *Review of Financial Studies*, No. 2, 73–89.
- van den Noord, P., 2006. Are House Prices Nearing a Peak? A Probit Analysis for 17 OECD Countries. OECD, Economic Department Working Papers, No. 488.
- Vissing-Jorgensen, A., 1999. Limited Stock Market Participation and the Equity Premium Puzzle. University of Chicago, December.
- Wang, F. T., Zorn, P. M., 1997. Estimating House Price Growth with Repeat Sales Data: What's the Aim of the Game?. *Journal of Housing Economics*, No. 6(2), 63–118.
- William, A., 2003. Consumption, habit persistence, imperfect information and the lifetime budget constraint. ECB Working Paper, No. 251.

Lisa 1. Ülevaade rikkusest tulenevat MPC-d sisaldavatest uurimustest

Autor	Andmed	Tarbimisfunktsioon	Rikkusest tulenev MPC
Paiella (2004)	<i>Survey of Household Income and Wealth</i> (SHIW), Itaalia, perioodil 1991-2002; sisaldab ca 27 000 kodumajapidamist	Lihtne tarbimisfunktsioon, mis tugineb elutsükliteooriale, kus ratsionaalsed kasulikkust maksimeerivad majandusagendid siluvad oma tarbimist eluea jooksul $\frac{c_{h,t}}{y_{h,t}} = b_0 + b_1 \frac{w_{h,t}}{y_{h,t}}$ kus $c_{h,t}$ on kodumajapidamiste mitte-kestvuskaupade tarbimine; $y_{h,t}$ on mitte-omanditulu (enamasti palgaline sissetulek) perioodil t , $w_{h,t}$ on majapidamise netorikkus perioodi alguses ja b_1 on tarbimise piirkalduvus (s.t. kulutuste kasv rahalises vääringus kui rikkus suureneks ühe rahaühiku võrra).	Rikkusest tulenev MPC_w on 4,2 %, finantsrikkusest tulenev MPC_{fw} on 9,2 % ja kinnisvararikkusest tulenev MPC_{hw} on 2,4%
Campbell ja Cocco (2005)	Nationwide'i kvartaalne ja regionaalne andmebaas (UK), Ühendkuningriik Perekonna kulutuste uuring (<i>Family expenditure survey</i>), andmed katavad perioodi 1988-2000 ja sisaldavad infot 1750, pseudo-paneelandmed.	$\Delta c_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 r_{t+1} + \beta_2 \Delta y_{i,t+1} + \beta_3 \Delta p_{i,t+1} + \beta_4 \Delta m_{i,t+1} + \beta_5 Z_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1}$ kus alaindeks i märgib kohorti, r_{t+1} logaritmi reaalsest intressimäärast, c on logaritmitud tarbimine, p on logaritmitud reaalsed kinnisvarahinnad, m on logaritmitud laenumakse, Z on kohordi karakteristikute vektor.	Vanemate kinnisvaraomanike tarbimiselastsus on 1,7, mis tähendab, et tulevikus vananevate ühiskondade kontekstis võivad kinnisvara hinnad mõjutada eratarbimist oluliselt rohkem kui praegu. Rõhutatakse ka finantsturu liberaliseerituse olulisust ning põhjuslikkuse seose olemasolu kinnisvara hindade ja finantsturu arengu vahel.

Guiso, Paiella, Visco (2005)	Survey of Household and Wealth (SHIW), Itaalia, 1991-2002, ca 28000 itaalia kodumajapidamist	<p>Elutsükli teooria püsiva tulu tarbimisfunktsioon, mille kohaselt ratsionaalsed, kasulikkust maksimeerivad majandusagendid jaotavad oma tulu üle kogu eluea.</p> $\frac{c_{h,t}}{y_{h,t}} = b_0 + b_1 \frac{p_{h,t}^w w_{h,t}}{y_{h,t}} + b_2 \frac{cg_{h,t+1}}{y_{h,t}} + \varepsilon_{h,t}$ <p>kus $c_{h,t}$ on majapidamiste mitte-püsikaupade tarbimine; $y_{h,t}$ mittevaraline sissetulek (palk, valitsuse siirded jmt) perioodil t, $p_{h,t}^w w_{h,t}$ on perioodi alguse rikkus ja $cg_{h,t+1}$ on reaalne kasum/kaalum perioodi alguse rikkuselt ning on defineeritud kui $cg_{h,t+1} = p_{h,t}^w w_{h,t} \left(\frac{\pi_{h,t+1}^w - \pi_{t+1}^c}{1 + \pi_{t+1}^c} \right)$, kus $\pi_{h,t+1}^w$ ja π_{t+1}^c märgivad muutusi vastavalt varade ja tarbimiskaupade hindades.</p>	Rikkusest tulenev MPC on 2,8 senti iga kinnisvara väärtuse kasvu euro kohta (kinnisvara omanike ja üürnike kinnisvararikkusest tulenev MPC erineb – kinnisvararikkusest tulenev majaanike MPC on 3,3 ja üürnike oma vastavalt –8,4%.
Darby, Ireland, Leith ja Wren-Lewis (1999)	Kvartaalseid andmeid kasutav makromudel Ühendkuningriigi kohta	<p>Tarbimisfunktsioon on tuletatud intertemporaalsest optimeerimisülesandest ning on kooskõlas ettepoolevaatava Blanchard'i (1985) mudeliga, kus kasulikkus on logaritmiline ning tuleviku töötasu on diskonteeritud reaalse intressimäära marginaaliga. See annab tarbimisfunktsiooni neile majapidamistele, kes saavad laenu võtta (krediidipiirang puudub). Täiendavalt on COMPACT-is lubatud varieeruda sellel osal majapidamistel, kes ei saa laenata oma tuleviku sissetuleku arvelt ning kes seetõttu tarbivad ära kogu oma sissetuleku. Nende majapidamiste, kellel on krediidipiirang, arvu mõjutab finantsliberaliseerituse eksogeenne näitaja, mis on koostatud Muellbaueri ja Murphy poolt (vt. ka Muellbauer, Murphy (1991)).</p>	
Sefton ja in't Veld (1999)	USA, Saksamaa, Ühendkuningriik, Kanada ja Prantsusmaa ; ajaperiood: 1967-1992	<p>Diskreetse ajaga ja mikroökonomikale tuginev tarbimismudel representatiivse tarbijaga (Blanchard'i OLG diskreetse ajaga mudel) Mudel koosneb kahest likviidsuspiiranguga tarbijate mudelist: esimesele osale tarbijatest laekub konstantne kogus sissetulekut ning teine osa tarbijatest on majapidamised, kelle sissetulek ajas väheneb (likviidsuspiiranguga). Lisaks analüüsisid nad, kas rikkusest tuleneva MPC muutuse põhjuseks on finantsturu areng kasutades selleks erasektori kohustuste ja kasutatava tulu suhtarvu kui finantsturu liberaliseerituse kirjeldajat (lisaks õigusraamistiku analüüs).</p>	Rikkusest tulenev MPC Ühendkuningriigis leiti olevat vahemikus 6-7%, USA-s vahemikus 3-16%, Saksamaal 4-9% ja Kanadas 9%

Willman (2003)	Euroala riigid, kvartaalsed andmed perioodil 1970:1 kuni 2000:4; Fagan, Henry ja Mestre (2001) andmebaas	Lõpliku ja lõpmatu perioodiga OLG ning mõlemal juhul hinnatud koos harjumuste moodustamisega ja ilma. Lõpmatu ajaperioodiga mudelis on rikkusest tulenev MPC eeldetermineeritud. Lõpliku ajaperioodiga mudelis sõltub rikkusest tulenev MPC eluea pikkusest – mida lühem on eluperiood, seda suurem on rikkusest tulenev MPC. Hinnati üldistatud momentide meetodil (<i>GMM</i>).	Lõpliku ajaperioodiga mudelis saadi rikkusest tulenevaks MPC-ks 10–12% ja lisades harjumuste moodustamise (<i>habit formation</i>) leitakse, et rikkusest tulenev MPC on vahemikus 7,2–7,8%.
Ludwig ja Sløk (2002)	16 OECD riiki (Belgia, Taani, Soome, Prantsusmaa, Saksamaa, Itaalia, Jaapan, Norra, Hispaania, Austraalia, Kanada, Iirimaa, Holland, Rootsi, Ühendkuningriik ja USA (viimased seitse on grupeeritud kui väärtpaberiturupõhised majandused ja teised on pangapõhised majandused), 1960–2000	<p>Pika perioodi seos</p> $c_{t,i} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} y_{t,i}^d + \alpha_{2i} w_{t,i}^{sw} + \alpha_{3i} w_{t,i}^{hw} + \varepsilon_{i,t}$ <p>Lühikese perioodi seos (ARDL(1,1,1,1) spetsifikatsioon)</p> $c_{t,i} = \beta_{10i} + \beta_{11i} y_{t,i}^d + \beta_{21i} y_{t-1,i}^d + \beta_{20i} w_{t,i}^{sw} + \beta_{21i} w_{t-1,i}^{sw} + \beta_{30i} w_{t,i}^{hw} + \beta_{31i} w_{t-1,i}^{hw} + \gamma_i c_{t-1,i} + \eta_{i,t}$ <p>Veaparandusmudel</p> $\Delta c_{t,i} = \phi_i (c_{t-1,i} - \alpha_{0i} - \alpha_{1i} y_{t-1,i}^d - \alpha_{2i} w_{t-1,i}^{sw} - \alpha_{3i} w_{t-1,i}^{hw}) + \beta_{10i} \Delta y_{t,i}^d + \beta_{20i} \Delta w_{t,i}^{sw} + \beta_{30i} \Delta w_{t,i}^{hw} + \eta_{i,t}$ <p>$c_{t,i}$ on logaritm <i>per capita</i> eratarbimisest, $y_{t,i}^d$ on logaritm <i>per capita</i> kasutatavast tulust, $w_{t,i}^{sw}$ on logaritm aktsiaturu rikkusest ja $w_{t,i}^{hw}$ on logaritm kinnisvara väärtusest. Selles raamistikus on eeldatud, et veaparandusliikme parameetrid on riigiti samad, samal ajal kui teised lühiperioodi parameetritel on lubatud varieeruda. Hinnatud maksimaalse tõepära meetodil (<i>ML</i>)</p>	Kinnisvara rikkusest tulenev MPC kõiki-des riikides pikal perioodil on tulemuste kohaselt 3,6% ja lühikesel perioodil 16,2% (ajaperiood 1985–2000). Kui hinnati andmeid ajaperioodi 1960–1984 kohta leiti kinnisvararikkuse elastsus pikal perioodil –5,4% ja lühiperioodil 0,9% (viimane ei ole küll statistiliselt oluline). Lisaks leiavad nad, et finantsturu areng on üks peamisi põhjuseid nende majapidamiste arvu vähenemise juures, kes kannatasid likviidsuspiirangu all.

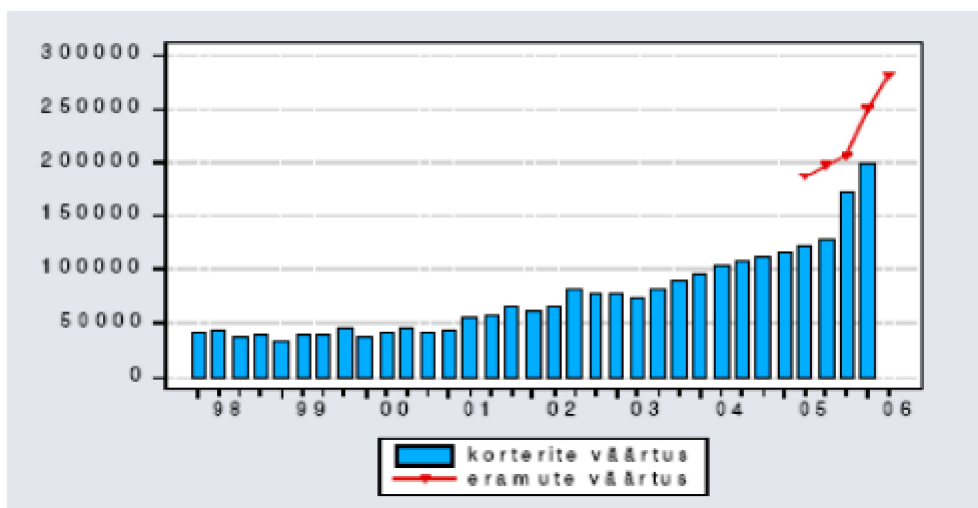
Lisa 2. Korterite väärtus

Aasta	Kvartal	Korterite väärtus linnades (mln kr)	Korterite väärtus (ligikaudne, mln kr)	Kinnisvara väärtus (reaalne, eratarbimise deflaator; mln kr)
1997	I	32 702,01	65 404,02	81 737,00
	II	34 084,37	68 168,74	80 481,14
	III	33 510,45	67 020,90	77 798,39
	IV	32 799,10	65 598,20	74 933,43
1998	I	40 730,00	81 460,01	91 958,54
	II	42 977,40	85 954,81	92 903,17
	III	37 350,14	74 700,28	79 819,13
	IV	40 325,16	80 650,32	87 143,77
1999	I	33 484,98	66 969,96	70 123,28
	II	39 783,26	79 566,51	80 861,97
	III	38 375,94	76 751,89	77 689,79
	IV	46 699,40	93 398,80	95 802,14
2000	I	37 560,07	75 120,14	76 240,74
	II	41 148,10	82 296,20	82 816,23
	III	44 464,29	88 928,58	88 617,48
	IV	41 383,86	82 767,73	81 442,72
2001	I	43 595,27	87 190,54	83 486,69
	II	55 459,35	110 918,70	104 340,50
	III	57 377,06	114 754,10	107 813,70
	IV	65 521,35	131 042,70	122 186,60
2002	I	62 023,79	124 047,60	114 417,80
	II	65 193,36	130 386,70	118 684,80
	III	81 530,74	163 061,50	149 222,50
	IV	76 866,86	153 733,70	139 787,90
2003	I	76 721,49	153 443,00	138 846,20
	II	74 165,45	148 330,90	134 301,10
	III	80 690,29	161 380,60	146 474,80
	IV	90 090,56	180 181,10	163 878,50
2004	I	94 755,32	189 510,60	170 317,60
	II	103 704,60	207 409,20	183 472,00
	III	106 299,40	212 598,70	186 859,70
	IV	111 775,90	223 551,90	196 038,10
2005	I	115 192,40	230 384,80	199 556,40
	II	122 132,50	244 265,00	208 970,50
	III	128 453,20	256 906,50	217 716,00
	IV	170 662,60	341 325,10	290 534,40
2006	I	200 080,50	400 161,10	340 615,30

Märkus: Korterite väärtus — kaalutud keskmine hind kolmes valitud linnas korrutatud korterite ruutmeetrite arvuga ning see omakorda korrutatud kahega

Lisa 3. Kinnisvarahindade arvutamine

Korterite rikkus Eestis jaguneb kolme suurema linnaga maakonna ja ülejäänud Eesti vahel suhtena 80:20. See tähendab, et kui korrutada kinnisvaraindeks (mis on leitud kolme linna korterite keskmise ruutmeetrihinna põhjal) kahega, võib juhtuda, et kogu kinnisvara väärtus on alahinnatud. Selle kindlakstegemiseks küsiti andmeid ajalehe “Äripäev” kinnisvararubriigi toimetajalt, kes kogub neid päevase sagedusega kinnisvaraportaalist City24. Loomulikult võib öelda, et tegemist on siiski eramute pakkumishindade, mitte aga tegelike müügihindade ning seetõttu võib selle põhjal arvutatud indeks olla ülehinnatud. Samas on selge, et müügiperioodid olid vaadeldud ajal suhteliselt lühikesed (andmerida katab perioodi jaanuar 2004 kuni august 2006 ning Pärnu puhul vaid viimast kahte aastat). Sellele vaatamata see indeks siiski koostati, et näha, kas olemasolev indeks on piisavalt adekvaatne hinnang kinnisvara väärtusele. Lisaks korterite väärtuse leiti ka eramute väärtus — riigi eramute ja eramuosade pindala (rahvaloenduse andmetel) korrutatuna kaalutud ruutmeetri keskmise hinnaga (kaaludena kasutati ruutmeetrite jaotust linnade vahel). Järgneval joonisel on toodud eramute ja korterite hinnadünaamika vastavate indeksite põhjal (ühekordsed!).



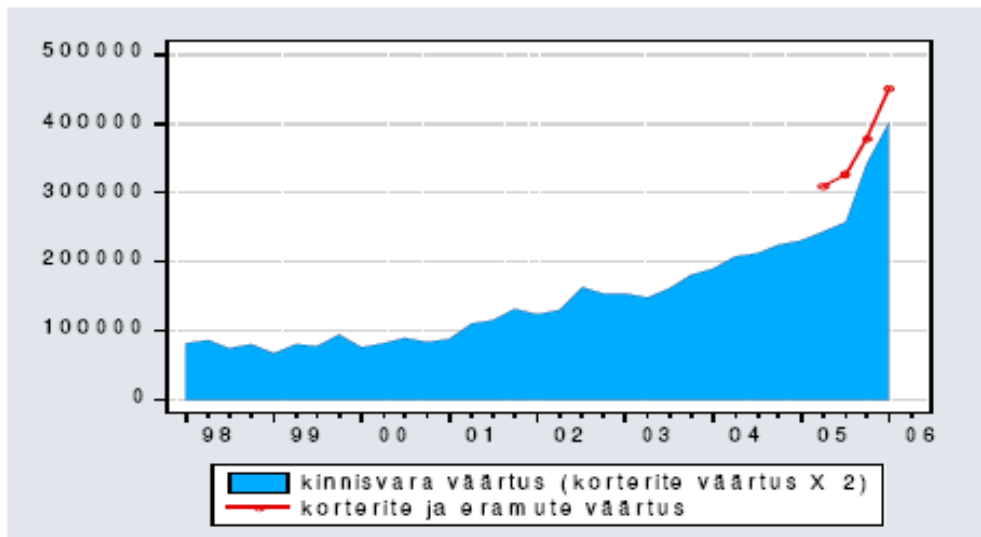
Joonis 5: Eramute ja korterite hinnadünaamika aastatel 1998–2006

Allikas: ESA, “Äripäev” (City24) ja autorite arvutused.

Seega on hinnadünaamika sarnane korterite hinnadünaamikaga. Samas, nagu öeldud, tuleb meele pidada, et ühel juhul (korterid) on tegu ESA kogutud tehinguhindade keskmisega ning teisel juhul pakkumishindade keskmisega.

Järgneval joonisel on kujutatud vastav kinnisvaraväärtus, mis sisaldab nii

kortereid kui eramuid kolmes suuremas linnas. Täiendavalt on toodud regressioonides kasutatud kinnisvaraväärtus (korterite põhjal arvatud väärtus korrutatuna kahega).

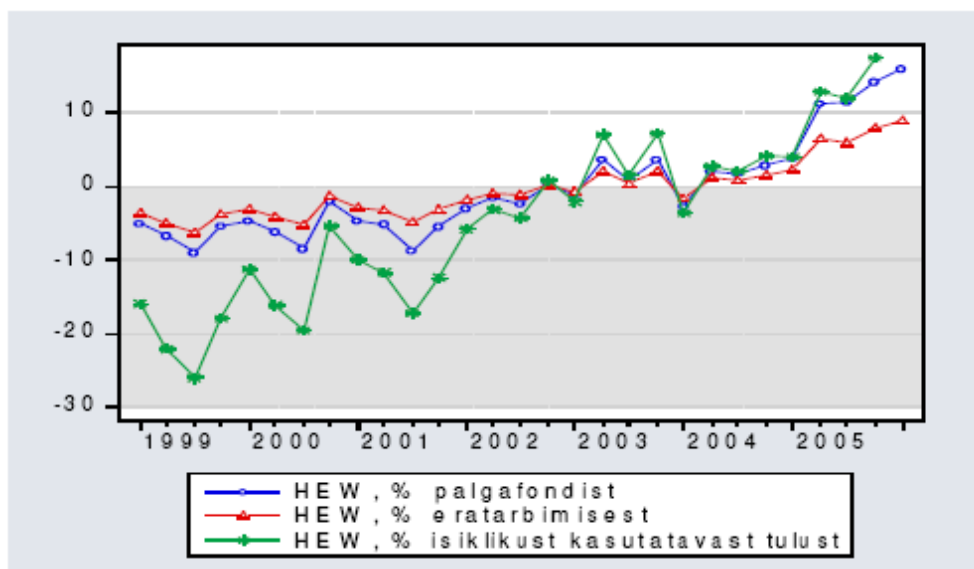


Joonis 6: Kinnisvara väärtuste erinev mōõde

Allikas: ESA, City24 ja autorite arvutused.

Nagu jooniselt näha, hindab olemasolev muutuja kinnisvara väärtust süstemaatiliselt väiksemaks (kui teise väärtuse lühikest aegrida silmas pidades nõnda väita saab). Samas on oluline nentida, et selline kinnisvara väärtuse arvestamine jätab ülejäänud Eesti kinnisvara vaatluse alt välja. Seega tuleks, arvestades korterite väärtuse jagunemist kolme suurema linnaga maakondade ja ülejäänud Eesti vahel, vastavat muutujat omakorda korrutada $4/3$ -ga (eeldades, et vastav väärtus kirjeldab $3/4$ kogu kinnisvara väärtusest¹⁸).

¹⁸Kui eelnevalt mainiti seda, et korterite puhul paikneb enamik (ligikaudu 90%) kinnisvararikkusest kolme suurema linnaga maakonnas, siis antud juhul on tuginetud eeldusele, et ülejäänud linnades ja maakondades paiknev elamufond on mõnevõrra odavam, moodustades 25% kogu kinnisvararikkusest.



Joonis 7: Potentsiaalne tarbimine kinnisvara tagatisel osakaaluna erinevatest näitajatest

Allikas: ESA, Eesti Pank ja autorite arvutused.

Lisa 4. Ühikjuure testide tulemused ning eratarbimise kointegratsiooni- testi protokoll

Tabel 8: Ühikjuure testide tulemused

<i>Laiendatud Dickey-Fulleri ühikjuure test</i>								
	dif. order	specifi- cation	lags	t-statistic	dif. order	specifi- cation	lags	t-statistic
$\ln(C)$	0	IT	0	-1.692	1	I	0	-5.009***
$\ln(Y)$	0	IT	6	0.234	1	IT	8	-3.370*
$(H/P)/Y$	0	I	1	0.428	1	I	0	-7.500***
$((D-LC-LH)/P)/Y$	0	I	4	0.612	1	I	3	-0.547
$(K+F/P)/Y$	0	I	1	-1.784	1	I	1	-4.084***

Märkused: Periood 1996q1 – 2005q4, välja arvatud $(H/P)/Y$ ja $((D-LC-LH)/P)/Y$: 1998q1 – 2005q4.
IT – konstant ja trend; I – konstant; N – ilma konstandi ja trendita. Viitaegade struktuuri valik põhineb Akaike informatsioonikriteeriumil.

Tabel 9: Eratarbimise kointegratsioonitesti protokoll

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.771058	87.48575	69.81889	0.0010
At most 1	0.473031	44.73138	47.85613	0.0954
At most 2	0.440823	26.15358	29.79707	0.1242
At most 3	0.223935	9.296196	15.49471	0.3387
At most 4	0.064841	1.944130	3.841466	0.1632

Notes: Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

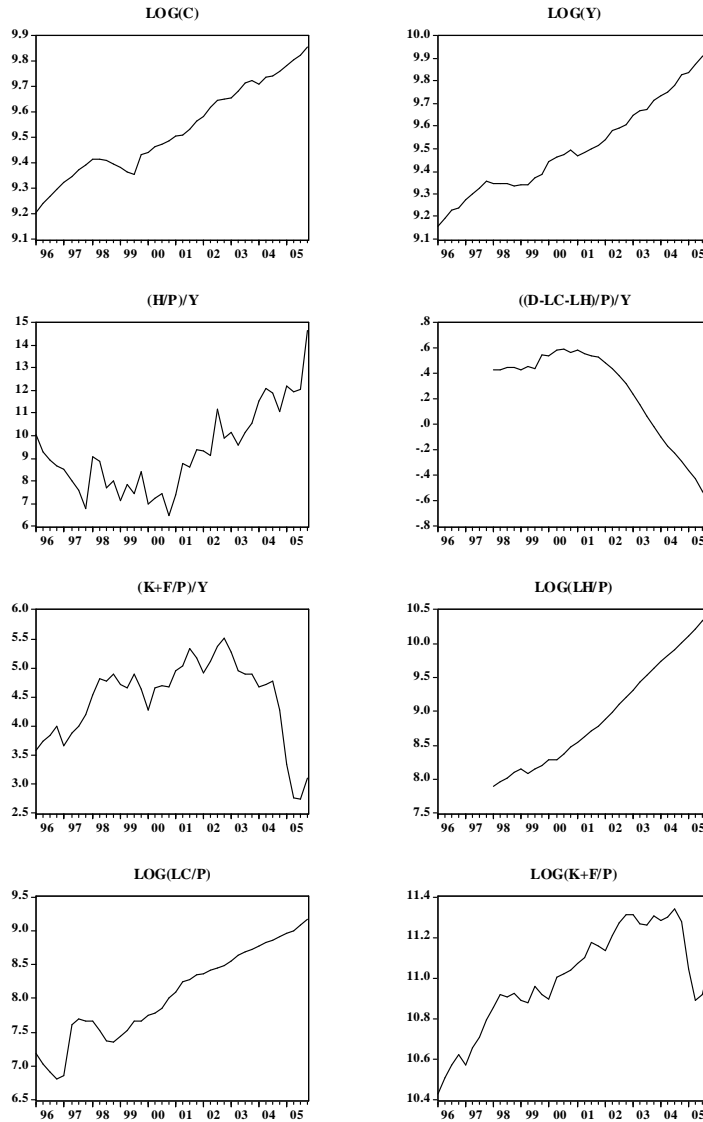
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.771058	42.75436	33.87687	0.0034
At most 1	0.473031	18.57781	27.58434	0.4478
At most 2	0.440823	16.85738	21.13162	0.1788
At most 3	0.223935	7.352066	14.26460	0.4484
At most 4	0.064841	1.944130	3.841466	0.1632

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

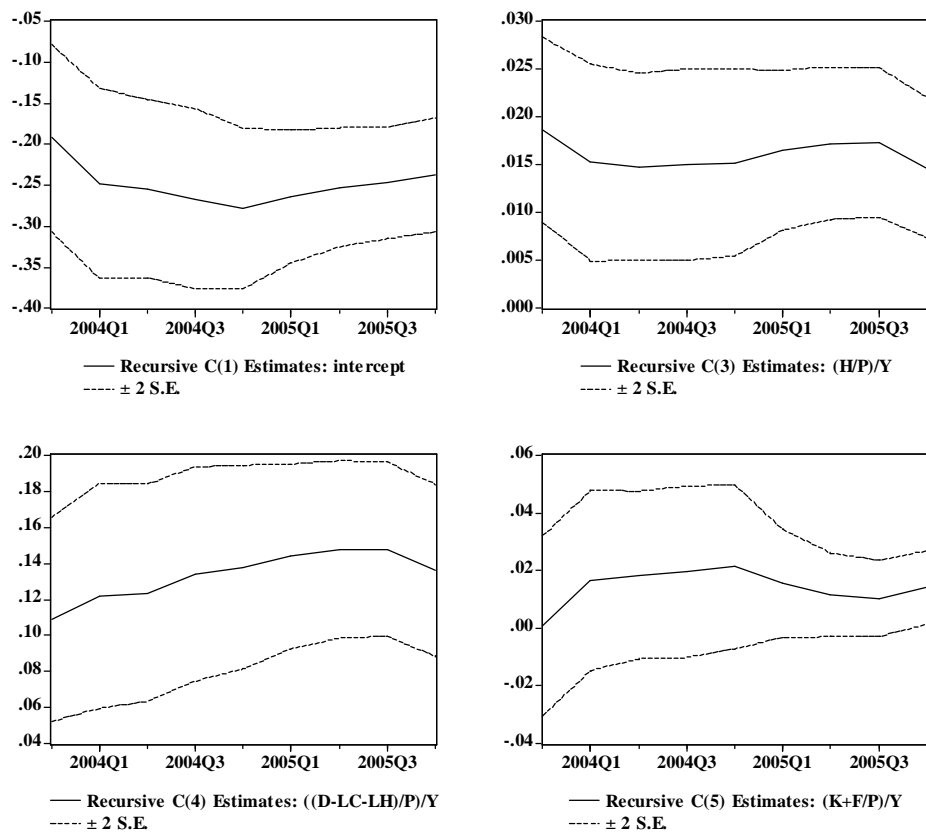
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Lisa 5. Eratarbimise võrrandis kasutatavad aegread ning eratarbimise pikaajalise võrrandi parameetrite rekursiivsed hinnangud



Joonis 8: Eratarbimise võrrandis kasutatavad aegread



Joonis 9: Eratarbimise pikaajalise võrrandi parameetrite rekursiivsed hinnangud