



Vaasan yliopisto
UNIVERSITY OF VAASA

Santtu Toivola

Asuntoluottojen ja makrotaloudellisten muuttujien yhteisintegraatio

Empiirinen tutkimus Suomesta vuosilta 2003–2018

Laskentatoimen ja rahoituksen
akateeminen yksikkö
Taloustiede, pro gradu
Taloustieteen koulutusohjelma

Vaasa 2026

VAASAN YLIOPISTO**Laskentatoimen ja rahoituksen akateeminen yksikkö**

Tekijä:	Santtu Toivola		
Tutkielman nimi:	Asuntoluottojen ja makrotaloudellisten muuttujien yhteisintegraatio: Empiirinen tutkimus Suomesta vuosilta 2003–2018		
Tutkinto:	Kauppätieteiden maisteri		
Koulutusohjelma:	Taloustieteen koulutusohjelma		
Opintosuunta:	Taloustiede		
Työn ohjaaja:	Hannu Piekkola		
Valmistumisvuosi:	2026	Sivumäärä:	46

TIIVISTELMÄ:

Kotitalouksien velkaantuminen on kasvanut voimakkaasti Suomessa 2000-luvulla ja suurimman osan pankkien myöntämistä luotoista muodostavat asuntoluotot. Suomi erottuu euroalueen muista maista vaihtuvakorkoisten asuntolainojen suuren osuuden vuoksi, minkä seurauksena korkotason muutokset välittyvät kotitalouksien rahoituskustannuksiin nopeammin. Euroalueeseen kuulumisen sitoo rahapolitiikan yhteiseen ohjaukseen, jolloin korkotason muutokset heijastuvat suoraan suomalaisten kotitalouksien lainanhoitokustannuksiin. Tutkielmassa tarkastellaan Suomen asuntolainakannan ja makrotaloudellisten muuttujien välisiä yhteyksiä ajanjaksoilla 2003–2018. Tarkastelujakso kattaa useita eri suhdannevaiheita, kuten globaalin finanssikriisin ja pitkän matalien korkojen jakson sekä voimakkaan asuntoluottojen kasvun.

Tämän pro gradu -tutkielman tavoitteena on selvittää, onko asuntolainakannan ja korkotason, työttömyyden ja vuokrien kehityksen välillä pitkän aikavälin tasapainosuhteita sekä miten valitut muuttujat sopeutuvat lyhyen aikavälin häiriöistä. Suomen näkökulmasta yhteisintegraatiosuhteen tutkiminen on perusteltua erityisesti, kun vastaavaa tarkastelua ei ole aiemmin tehty kuu-kausitason aineistolla. Aineisto koostui Euroopan keskuspankin tietokannoista noudetuista kuu-kausitason aikasarjoista ja analyysi on suoritettu STATA-ohjelmalla.

Tutkielmassa muuttujien välistä dynamiikkaa tarkastellaan ekonometrisillä aikasarjamenetelmillä. Stationaarisuustestien perusteella muuttujat havaittiin integroituneiksi ensimmäisessä asteessa. Tämän jälkeen käytettiin Johansenin yhteisintegroituvuustestiä pitkän aikavälin suhteen tunnistamiseksi. Testin perusteella todettiin, että muuttujien välillä esiintyy pitkän aikavälin tasapainosuhteita. Sopeutumisenopeus lyhyen aikavälin häiriöistä osoittautui hitaaksi, joka viittaa siihen, että rahapolitiikan vaikutukset välittyvät asuntolainakantaan viiveellä ja palautuminen pitkän aikavälin tasapainoon kestää useita vuosia. Lyhyen aikavälin muutokset eivät olleet tilastollisesti merkitseviä, joten mallin dynamiikka määräytyi yksinomaan virhekorjaustermien kautta. Granger-kausalisuus osoitti, että korkotason muutokset ennakoivat asuntolainakannan kehitystä tilastollisesti merkitsevästi, mikä korostaa rahapolitiikan välittymistä kotitalouksien velkaantumiseen. Työttömyyden ja vuokrien osalta kausalisuutta ei havaittu kumpaakaan suuntaan. Tulosten perusteella myös havaittiin, että reaalikorolla on arvioitua voimakkaampi ja positiivinen yhteys asuntolainakannan kehitykseen. Työttömyyden kasvu on yhteydessä asuntolainakannan heikkenemiseen ja vuokrien vaikutus osoittautui heikoksi ja negatiiviseksi, mikä saattaa johtua vuokrien vähäisestä vaihtelusta tarkastelujakson aikana.

AVAINSANAT: Aikasarja-analyysi, asuntolainat, stationaarisuus, yhteisintegraatio

Sisällys

1	Johdanto	5
2	Kirjallisuus ja teoreettinen viitekehys	7
2.1	Asuntolainojen ja makrotaloudellisten muuttujien välinen yhteys	7
2.2	Empiirinen kirjallisuus	10
2.3	Suomen asuntolainamarkkinoiden erityispiirteet	13
3	Empiirinen tutkimus	15
3.1	Aineisto	15
3.2	Muuttujat	16
4	Tutkimusmenetelmä	21
4.1	Stationaarisuustestit	21
4.2	VAR-malli	23
4.3	Yhteisintegroituvuustesti	24
4.4	VEC-malli	25
5	Tulokset	27
5.1	VECM-mallin tulokset	27
5.2	Tulosten robustisuuden testaus	30
5.3	Granger-kausaalisuuden testaus	31
6	Yhteenvedo ja johtopäätökset	36
	Lähteet	39
	Liitteet	44
	Liite 1. Vertailututkimuksen kuvailevat tilastot muuttujista (Kupčinskas & Paškevičius, 2020).	44
	Liite 2. Reaalisen asuntolainakannan logaritmin kehitys vuosina 2003–2018.	45
	Liite 3. Tekoälyn hyödyntäminen.	46

Taulukot

Taulukko 1. Asuntolainojen kuvailevat tilastot (European Central Bank, 2026a; Kupčinskas & Paškevičius, 2020.).	16
Taulukko 2. Muuttujien kuvailevat tilastot.	19
Taulukko 3. ADF-testin tulokset.	22
Taulukko 4. Zivot-Andrews yksikköjuuritestit.	23
Taulukko 5. Viiveiden valintakriteerit.	24
Taulukko 6. Yhteisintegraation testaaminen.	25
Taulukko 7. Yksittäisten yhtälöiden kertoimet.	27
Taulukko 8. Virheenkorjaustermien tulokset.	28
Taulukko 9. Durbin-Watson testin tulokset.	31
Taulukko 10. Granger-kausaisuustestin tulokset.	32
Taulukko 11. Monimuuttuja Granger-kausaisuustestin tulokset.	33

Lyhenteet

ADF	Augmented Dickey-Fuller test
AIC	Akaike Information Criterion
DTI	Debt-to-Income
DW	Durbin-Watson test
ECT	Error Correction Term
HQIC	Hannan-Quinn Information Criterion
HICP	Harmonised Index of Consumer Prices
LTV	Loan-to-Value
SBIC	Schwarz Bayesian Information Criterion
VAR	Vector Autoregressive Model
VECM	Vector Error Correction Model

1 Johdanto

Suomessa kotitalouksien asuntoluotot muodostavat suurimman osan pankkien myöntämistä luotoista ja niillä on merkittävä vaikutus kotitalouksien talouteen sekä pankkisektorin vakauteen. Kotitalouksien velka suhteessa käytettävissä oleviin tuloihin kaksinkertaistui vuosina 2000–2018 ja suurin osa velasta kohdistui asumiseen (Suomen Pankki, 2019). Suomessa asuntolainat ovat pääosin vaihtuvakorkoisia, jonka vuoksi korkotason muutokset välittyvät kotitalouksien rahoituskustannuksiin nopeammin kuin useimmissa muissa euroalueen maissa (Putkuri & Voutilainen, 2022). Tämä tekee Suomesta erityisen mielenkiintoisen tutkimuskohteen.

Taloudessa tapahtuu suhdannevaihteluita ja korkotason muutoksia, jotka vaikuttavat luottomarkkinoihin. Nousukaudella luotonmyöntö lisääntyy ja taantumissa hidastuu ja kotitalouksien lainanhoitokyky heikkenee. Tässä pro gradu -tutkielmassa tarkastellaan makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksia asuntoluottokantaan aikajaksolta 2003–2018. Tarkastelujakso on erityisen mielenkiintoinen, koska se kattaa useita eri suhdannevaiheita. Vuosina 2003–2007 asuntoluottojen määrä kasvoi voimakkaasti ennen vuoden 2008 globaalia finanssikriisiä. Tätä seurasi hidas toipuminen ja pitkä matalien korkojen kausi, jonka aikana korot kääntyivät vuonna 2016 negatiivisiksi. Nämä ovat olosuhteita, joissa luoton ja reaalityönteiden yhteys erityisesti korostuu.

Makrotaloudellisten muuttujien vaikutuksia on tutkittu laajasti Suomessa ja kansainvälisesti. Nämä tutkimukset ovat pitkälti pohjautuneet asuntomarkkinoihin ja asuntohintoihin. Asuntoluottoja on käytetty yksittäisinä selittävinä muuttujina, mutta varsinainen asuntolainakanta tutkimuksen kohteena on jäänyt vähemmälle huomiolle. Euroalueen kontekstissa Kupčinskas ja Paškevičius (2020) ovat tutkineet kuukausitason aineistoa käyttäen asuntolainojen ja makrotaloudellisten muuttujien yhteisintegraatiota neljässä suurimmassa euroalueen maassa asuntolainakannalla mitattuna. Tämän tutkielman muuttujavalinnat noudattavat tätä tutkimusasetelmaa, jotta tulosten vertailu on mahdollista. Myöskään vastaavaa tarkastelua ei ole aiemmin tehty kuukausitason aineistolla Suomen näkökulmasta.

Pro gradu -tutkielman tavoitteena on selvittää, onko asuntolainakannan ja korkotason, työttömyyden sekä vuokrien kehityksen välillä pitkän aikavälin tasapainosuhte sekä miten muuttajat sopeutuvat lyhyen aikavälin häiriöistä. Tulosten avulla voidaan paremmin ymmärtää, miten valitut makrotaloudelliset muuttujat kytkeytyvät asuntolainamarkkinoihin ajanjaksolla, joka kattaa useita eri suhdannevaiheita. Lisäksi tulosten avulla arvioidaan kuukausitason aineiston soveltuvuutta asuntolainamarkkinoiden dynamiikan tarkasteluun. Tutkielman hypoteeseissa odotetaan, että valituilla makrotaloudellisilla muuttujilla on tilastollisesti merkitsevä yhteys asuntolainakantaan. Hypoteesit perustellaan tarkemmin luvussa 3.2 muuttujien esittelyn yhteydessä. Tutkielma pyrkii vastaamaan kolmeen keskeiseen tutkimuskysymykseen. Ensinnäkin tarkastellaan, onko Suomen asuntolainakannan ja valittujen makrotaloudellisten muuttujien välillä pitkän aikavälin tasapainosuhte ajanjaksolla 2003–2018. Lisäksi analysoidaan, kuinka nopeasti asuntolainakanta sopeutuu pitkän aikavälin tasapainoon lyhyen aikavälin poikkeamista. Lopuksi tutkitaan, esiintyykö muuttujien välillä Granger-kausalisuutta ja mikä on kausalisuuden suunta.

Tutkielma toteutetaan käyttäen aikasarjaekonometrisia menetelmiä, kuten Johansenin yhteisintegraatiotestiä ja vektorin virheenkorjausmallia (VECM). Aineisto koostuu Euroopan keskuspankin tietokannoista noudetuista kuukausitason aikasarjoista. Pro gradu -tutkielman luvussa 2 käydään läpi asuntolainojen ja makrotaloudellisten muuttujien välistä teoreettista sekä empiiristä kirjallisuutta. Tämän jälkeen luvussa käsitellään Suomen asuntolainamarkkinoiden erityispiirteitä. Luvussa 3 esitellään tutkielmassa käytettävä aineisto ja muuttujat. Luku 4 käsittelee tutkielmassa käytettyjä tutkimusmenetelmiä. Tutkielman lopussa esitellään tulokset luvussa 5, jonka jälkeen muodostetaan yhteenveto ja johtopäätökset luvussa 6.

2 Kirjallisuus ja teoreettinen viitekehys

2.1 Asuntolainojen ja makrotaloudellisten muuttujien välinen yhteys

Makrotalouden, rahapolitiikan ja rahoitusvakauden kirjallisuudessa asuntoluottojen ja makromuuttujien yhteyksiä on tarkasteltu laajalti. Schularickin ja Taylorin (2012) mukaan yksi keskeisimmistä syistä tähän on, että luottosyökiien ja varallisuushintojen vaihtelu on toistuvasti liittynyt talouden häiriöihin sekä finanssikriiseihin. He osoittivat historiallisella vuodelt 1870–2008 kattavalla aineistolla, että luotonkasvu on yksi voimakkaimpia finanssikriisin ennustajia. Vaikka tutkimus ei rajoittunut vain asuntoluottoihin, se osoittaa, että asuntoluottojen ja makromuuttujien yhteydet ovat kiinnostavia. Rahoitusvakauden näkökulmasta Borio ja Lowe (2002) osoittavat, että luoton ja varallisuuden kehittyminen samaan aikaan voi olla varoitusindikaattori rahoitusjärjestelmän riskeille. Anundsen ja muut (2016) tutkivat asuntohintojen ja luotonannon yhteyksiä 20 OECD maassa vuosilta 1975–2014. He havaitsivat tilastollisia yhteyksiä luoton, asuntohintojen ja kriisien välillä. Kotitalouksien luotonkasvu yhdistettynä asuntomarkkinoiden kuplakäyttäytymiseen kasvattaa voimakkaasti riskejä kriiseille.

Asuntoluottojen tarkastelu osana makrotaloudellista järjestelmää on perusteltu kysynnän ja tarjonnan mekanismien sekä luottojen ja reaalityalouden välisten vuorovaikutusten kautta. Tutkimuksien mukaan luotonanto ei pelkästään heijasta reaalityalouden tilaa, vaan voi myös pitkittää ja vahvistaa suhdannevaihteluita esimerkiksi varallisuushintojen ja kotitalouksien kulutuksen kautta (Bernanke & Gertler, 1995; Mian ja muut, 2017). Kotitalouksien asuntolainan kysyntään vaikuttaa keskeisesti korkotaso eli lainarahan hinta. Poterba (1984) esitti *user cost* -mallin, jonka mukaan kustannus asunnon omistamisesta perustuu pitkälti asuntolainan hintaan. Korkeiden lasku pienentää omistamisen kustannusta ja täten lisää asuntojen kysyntää sekä hintoja. Korkeiden nousu puolestaan toimii päinvastoin. DeFusco ja Paciorek (2014) osoittavat, että lainarahan hinnalla on tilastollisesti merkitsevä negatiivinen yhteys lainamäärään. Tutkimuksen mukaan yhden prosentin lasku koroissa kasvattaa lainamäärää noin 2–3 prosenttia. Näin ollen korkotaso vaikuttaa kotitalouksien velkaantumiseen ja asuntomarkkinoiden kokonaiskysyntään.

Vaikka korkotaso on keskeinen asuntolainakysynnän määrittäjä, kirjallisuudessa on esitetty, ettei se pelkästään riitä selittämään luotonmyönnön ja reaalityalouden välistä vuoroaikutusta. Bernanke ja Gertler (1995) esittivät luottokanavan näkökulman (*credit channel*), jonka mukaan rahapolitiikka vaikuttaa korkotason ohella lainanottajien taseisiin ja siten ulkoisen rahoituksen preemioon. Korkojen nousu ja taloudellisen aktiviteetin hidastuminen rahapolitiikan kiristymisen seurauksena heikentää lainanottajien nettovarallisuutta ja kassavirtoja. Tämän seurauksena ulkoisen rahoituksen preemio kasvaa, joka puolestaan nostaa rahoituksen kokonaiskustannusta ja vahvistaa korkovaikutuksen seurauksia. Vaikka tutkimus perustui lähtökohtaisesti yrityksiin, kirjoittajat korostivat, että samat kitkat koskevat myös kotitalouksia.

Bernanke ja muut (1998) tuovat esiin rahoituskiihdyttimen (*financial accelerator*) -mallin, jossa reaalityalouden pienet shokit voivat vahvistua rahoitusjärjestelmän kautta. Kotitalouksille tämä näkyy muun muassa vakuusarvostuksissa, koska asunto on yleisin lainan vakuus sekä kotitalouksien suurin varallisuuserä. Asuntohintojen lasku heikentää kotitalouksien nettovarallisuutta ja nostaa velkavipua, joka puolestaan nostaa ulkoisen rahoituksen preemiota ja kiristää lainaehjoja. Tällä tavoin varallisuusarvojen muutokset välittyvät luotonannon kautta kulutukseen ja asuntomarkkinoille. Rahoituskiihdytin konkretisoituu asuntomarkkinoilla vakuusarvojen ja velkarajoitteiden kautta. Lainanmyönnössä asunnon hinnoilla ja vakuusarvostuksilla on merkittävä rooli erityisesti silloin, kun myönnetään asuntovakuudellista lainaa. Iacoviello (2005) osoittaa, että jos osa lainaajista myöntää luottoja vain vakuuksia vastaan asuntohintojen ja luotonannon välille syntyy vahva vuoroaikutussuhde. Asuntohintojen kasvaessa vakuusarvot kasvavat ja näin ollen lainanottokapasiteetti kasvaa, joka voi edelleen lisätä kysyntää ja tukea asuntojen hintoja. Tästä syntyy mekanismi, jossa asuntojen hinnat vaikuttavat suoraan velkarajoitteisiin ja siten kotitalouksien kulutus päätöksiin.

Työmarkkinat ja erityisesti työttömyys ovat keskeisiä luottomarkkinoiden kannalta, koska ne heijastavat kotitalouksien tulojen epävarmuutta sekä luottoriskiä. Työttömyyden

kasvaminen heikentää kotitalouksien maksukykyä, vähentää lainanottokykyä ja voi lisätä luottotappioita. Työttömyys voi myös vaikuttaa pankkien luotonmyöntöön luottopolitiikan kautta, jolloin riskien kasvu johtaa kiristyiin lainaehtoihin. Acemoglu (2001) tarkasteli luottomarkkinoiden toiminnan merkitystä työllisyydelle eri toimialoilla. Tutkimus osoitti, että työllisyyden osuus oli huomattavasti korkeampi Euroopassa kuin Yhdysvalloissa toimialoilla, jotka olivat vähiten riippuvaisia ulkoisesta rahoituksesta. Sen sijaan luottoriippuvaisilla toimialoilla eurooppalainen työllisyys oli selvästi alhaisempaa. Tämä viittaa siihen, että luottomarkkinoiden kitkat ovat saattaneet rajoittaa työllisyyden kasvua Euroopassa hidastamalla talouden sopeutumista ja uusien työpaikkojen syntymistä. Dromel ja muut (2010) puolestaan osoittavat, että luottorajoitteet eivät suoraan lisää työttömyyttä, vaan hidastavat merkittävästi työttömyyden sopeutumista. Luottorajoitteisessa ympäristössä talous toipuu häiriöistä huomattavasti hitaammin. Luottomarkkinoiden olosuhteet vaikuttavat työttömyyteen myös suhdannevaihteluiden kautta. Petrosky-Nadeau (2014) tuo esiin yritysten rekrytointikustannukset, jotka ovat sidoksissa ulkoiseen rahoitukseen. Luotto-olosuhteiden muutokset välittyvät työmarkkinoille kustannuskanavan ja palkkanakanavan kautta, joka lisää työmarkkinoiden volatilitteettia ja pysyvyyttä. Mian ja muut (2017) esittivät laajamittaisessa tutkimuksessaan, että kotitalouksien velkaisuuden kasvu ennakoii heikompaan talouskasvuun ja suurempaan työttömyyden nousuun laskusuhdanteissa. Bethunen ja muiden (2015) mukaan vakuudettoman luoton saatavuuden kasvu Yhdysvalloissa vuosina 1978–2008 selitti huomattavan osan pitkän aikavälin työttömyyden laskusta. Tulos viittaa siihen, että kotitalouksien luotonsaannilla voi olla merkittävä rooli työmarkkinoiden kehityksessä. Laajemmin tarkasteltuna myös työmarkkinoiden tila vaikuttaa kotitalouksien lainanhoitokykyyn.

Korkojen ja työmarkkinoiden kehityksen lisäksi asumiskustannuksilla on vaikutusta kotitalouksien päätöksentekoon. Goodmanin (1988) mukaan kotitalouksien käytettävissä olevilla varoilla ja vuokra-asumisen kustannuksella on vaikutusta valintaan omistusasumisen ja vuokra-asumisen välillä. Duca ja muut (2011) rakensivat tutkimuksessaan hintavuokrasuhteeseen perustuvan yhteisintegraatiomallin, jossa asuntohintojen ja vuokrien suhde toimii asuntomarkkinoiden tasapainon mittarina. Heidän mallinsa oletti, että

asuntohintojen ja vuokrien välillä on pitkän aikavälin tasapainosuhte, joka riippuu pääoman reaalisista käyttökustannuksista. Tuloksista ilmeni, että malli on stabiili vasta, kun siihen lisätään ensiasunnon ostajien luottorajoite (LTV). Lainakysyntä ei siis riipu pelkästään vuokratasosta vaan myös lainaehdoista. Tiukempi LTV-rajoite vaatii kotitalouksilta enemmän pääomia, joka voi hidastaa siirtymää vuokra-asumisesta omistusasumiseen. Tätä tulosta tukee Cronin ja McQuinnin (2016) tutkimus, jossa he osoittivat, että LTV-ehdojen tiukentaminen ohjaa kotitalouksia takaisin vuokra-asumiseen ja näin ollen välillisesti vaikuttaa asuntolainakysyntään. Freddie Mac (2024) on analysoinut 1,4 miljoonaa lainahakemusta vuosilta 2000–2024. Tuloksista ilmeni, että kun omistusasumisen kustannukset nousevat suhteessa saman asunnon vuokraan, siirtymä omistusasujaksi hidastuu. Tulos tukee näkemystä siitä, että vuokrien ja omistusasumisen kustannusten suhteella on vaikutusta asumisvalintoihin ja sitä kautta asuntolainakysyntään.

2.2 Empiirinen kirjallisuus

Yhteisintegraatiomenetelmät ovat vakiintuneita kansainvälisessä asuntomarkkinoiden ja luotonannon kirjallisuudessa. Iso osa tutkimuksista, joissa on käytetty VAR tai VECM-mallia kohdistuvat suuriin talouksiin tai laajempaan maajoukkoon. Yhteisintegraatioanalyysiin perustuva kirjallisuus tarjoaa vahvan perustan sille, miksi tutkimukseen valittujen makrotaloudellisten muuttujien pitkän aikavälin tasapainosuhte on mahdollinen. Korot vaikuttavat asuntolainan kustannuksiin, työttömyys kysyntään ja vuokrat ohjaavat kotitalouksien valintaa omistusasumisen ja vuokra-asumisen välillä. Pitkän aikavälin tasapainosuhteita ja lyhyen aikavälin sopeutumista on empiirisessä kirjallisuudessa tarkasteltu yhteisintegraatio ja VECM-menetelmillä. Tutkimukset osoittavat, että tasapainosuhteiden olemassaolo ja sopeutumisnopeudet vaihtelevat maiden välillä.

Hofmann (2001) analysoi yksityisen sektorin reaalisen luotonannon, reaalisen BKT:n, reaalikorkojen ja reaalisten kiinteistöhintojen välistä suhdetta 16 teollisuusmaassa vuosilta 1980–1998. Tutkimuksessa käytettiin neljännesvuosittaista dataa ja Johansenin yhteisintegraatiomenetelmää. Tuloksista ilmeni, että muuttujien välillä on yksi pitkän aikavälin tasapainosuhte. Luotonanto on positiivisessa yhteydessä BKT:hen ja kiinteistöhintoihin

sekä negatiivisessa yhteydessä reaalikorkoon. Virheenkorjaustermi osoitti, että vaikka lyhyellä aikavälillä ilmenee merkittäviä poikkeamia, luotonanto palaa kohti pitkän aikavälin tasapainoa ajan myötä. Suomen osalta Hofmann (2001) löysi pitkän aikavälin yhteyden, mutta se kytkeytyi lähes kokonaan kiinteistöhintoihin. BKT:n ja reaalikoron vaikutukset eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Davis ja Zhu (2011) tutkivat luotonannon ja liikekiinteistöjen välistä yhteyttä 17 maassa ja osoittivat, että kiinteistömarkkinat ja luotonanto ovat lyhyellä aikavälillä samansuuntaisia ja toisiaan vahvistavia. Pankkikriisejä kokeissa maissa, kuten Suomessa 1985–1995 tämä yhteys oli tutkimuksen mukaan erittäin voimakas. Tulos viittaa luotonannon ja kiinteistöhintojen vuorovaikutukseen.

Euroalueen kontekstissa Kupčinskas ja Paškevičius (2020) analysoivat kuukausitason dataa käyttäen asuntolainojen, korkojen, työttömyyden ja vuokrien välistä suhdetta euroalueen neljällä suurimmalla asuntolainamarkkinalla (Saksa, Ranska, Italia ja Espanja) vuosilta 2003–2018. Tutkimuksen tarkoituksena oli selittää, miten asuntolainat mallinetaan olemassa olevien taloustieteellisten mallien ja teorioiden pohjalta sekä luokitella keskeiset makrotaloudelliset tekijät, jotka vaikuttavat yksityiseen luotonantoon ja asuntolainojen kehitykseen. Tutkimus pyrki myös esittämään menetelmän, joka soveltuu erityisen hyvin kuukausitason aineistolla tehtävään analyysiin. Tutkimuksessa pyrittiin etsimään yhteisintegraatio ja syy-seuraussuhdetta vektorin virheenkorjausmallin (VECM) ja Grangerin syy-seuraussuhdemenetelmien avulla. Tutkijat havaitsivat pitkän aikavälin tasapainosuhteen valittujen muuttujien välillä Ranskassa, Espanjassa ja Italiassa. Tutkimus myös osoitti, että VECM-malli soveltuu asuntoluottomarkkinoiden analysointiin kuukausidatalla, mutta asuntolainakannan sopeutuminen voi olla hidasta. Asuntoluottojen ja makrotaloudellisten muuttujien tasapainoon palaamisen hitautta tukee myös muu kirjallisuus.

Constantinescu ja Lastauskas (2018) vertailivat luoton ja asuntomarkkinoiden yhteyttä. Tulosten mukaan luoton ja asuntohintojen välinen yhteys on maakohtainen ja täydellinen molemminpuolinen palautemekanismi löytyy vain harvoista maista. Tutkimus myös osoitti, että aineiston frekvenssi vaikuttaa tuloksiin merkittävästi, jolloin vuosittainen tai

neljännesvuosittainen data tuottavat eri suuruisia ja erimerkkisiä joustokertoimia. Lisäksi sopeutumisenopeus pitkän aikavälin tasapainoon vaihtelee huomattavasti maiden sekä frekvenssin mukaan. Tällä on suoria seurauksia esimerkiksi politiikkasuositusten kannalta, koska päättäjät voivat päätyä kohdistamaan toimensa väärin kohteisiin, jos lyhyen ja pitkän aikavälin dynamiikka antaa ristiriitaisia signaaleja. Tutkijat myös korostivat, että kansallisten luottotoimien vaikutukset voivat heijastua asuntomarkkinoille myös muissa maissa, mikä tulisi huomioida makrovakauseräsuunnittelussa. Kupčinskas ja Paškevičius (2020) mukaan kuukausidatan käyttö voi parantaa kykyä havaita taloudellisen dynamiikan yksityiskohtaisemmin. Nämä näkökulmat huomioiden kuukausitasoilla toteutettu analyysi on perusteltu, kun tavoitteena on tutkia lyhyen aikavälin sopeutumisprosesseja sekä pitkän aikavälin tasapainosuhteita. He kuitenkin lisäävät, että yhteistä näkemystä siitä, mitä muuttujaa tai menetelmää tulisi käyttää asuntoluottojen kysynnän mallintamiseen ei ole. Myös tarjonta- ja kysyntäpuolen tekijöiden erottaminen toisistaan on haastavaa.

Yhteisintegraation tutkiminen on perusteltua Suomen näkökulmasta erityisesti, kun pitkän aikavälin tasapainosuhdetta ja poikkeamien korjaantumisenopeutta ei ole tarkasteltu kuukausitasoilla aineistolla. Asuntolainojen ja makrotaloudellisten muuttujien tutkiminen Suomen aineistolla laajentaa kansainvälistä tutkimusasetelmaa. Suomessa kotitalouksien velkaantuminen kasvoi merkittävästi 2000-luvulla, josta asuntoluotot olivat keskeisiä. Jäsenyys Euroopan unionissa sitoo rahapolitiikan yhteiseen ohjauskorkoon, jolloin korkotason muutokset heijastuvat suoraan suomalaisten kotitalouksien rahoituskustannuksiin. Mian ja muut (2017) havaitsivat kotitalouksien velkaantumisen olevan voimakkaampia maissa, joissa rahapolitiikka on sidottu yhteiseen järjestelmään. Tarkastelujakso vuosilta 2003–2018 kattaa finanssikriisin, euroalueen velkakriisin ja pitkän heikon kasvun jakson. Nämä ovat olosuhteita, joissa luoton ja reaalitalouden välinen yhteys on kirjallisuuden mukaan merkityksellistä.

2.3 Suomen asuntolainamarkkinoiden erityispiirteet

Suomen asuntolainamarkkina eroaa rakenteellisesti useimmista euroalueen maista. Keskeisimmät erot liittyvät asuntolainojen korkosidonnaisuuteen, kotitalouksien velkaantumisasteeseen ja makrovakauseräpolitiikan välineisiin. Nämä erityispiirteet ovat olennaisia tämän tutkielman empiirisiä tuloksia tulkittaessa. Putkurin ja Voutilaisen (2022) mukaan vaihtuvakorkoisten lainojen osuus Suomessa on suurempi kuin muissa euroalueen maissa. Kiinteäkorkoiset lainat ovat puolestaan harvinaisempia. Vaihtuvakorkoisten lainojen suuri osuus tekee asuntolainakannasta herkän korkotason muutoksille, koska ne välittyvät rahoituskustannuksiin huomattavasti nopeammin verrattuna maihin, joissa kiinteäkorkoisten lainojen osuus on merkittävä. Putkurin (2010) tutkimus osoitti, että vaihtuvakorkoisten lainojen osuus kaikista uusista asuntolainoista on ollut vuosina 1995–2009 jopa yli 90 % sisältäen pankkien oman primekoron. Hän jatkaa, että 1990-luvun puolivälistä alkaen asuntolainakorkojen muutokset lyhyellä aikavälillä selittyvät pääosin rahamarkkinakorkojen muutoksilla. Pitkällä aikavälillä myös vähemmän volatiilit kustannus- ja riskitekijät vaikuttavat korkojen kehitykseen.

Suomessa kotitalouksien velkaantuminen on kasvanut voimakkaasti 2000-luvulla. Suomen Pankin (2019) mukaan kotitalouksien velka suhteessa käytettäviin tuloihin kaksinkertaistui vuodesta 2000 vuoden 2018 syyskuuhun. Suhde oli 128 % ja suurin osa velasta kohdistui asumiseen. Putkuri (2016) toteaa, että kotitalouksien voimakas velkaantuneisuus yhdistettynä vaihtuvakorkoisiin lainoihin lisää haavoittuvuutta. Asuntopainotteinen varallisuusrakenne vahvistaa kotitalouksien haavoittuvuutta erityisesti korkotason noustessa, asuntohintojen laskiessa tai taloussuhdanteiden heilahteluiden aikana. Putkuri ja Voutilainen (2022) jatkavat, että myös asuntolainojen takaisinmaksuajat ovat pidentyneet, joka osaltaan on voinut vaikuttaa velkaantumisasteen kasvuun. Yleisin laina-aika on nykyään 25 vuotta ja yhä suurempi osuus uusista lainoista on jopa tätä pidempiä.

Asuntolainamarkkinoita on Suomessa 2000-luvulla muokannut makrovakauseräpolitiikan kehittyminen. Finanssivalvonta on ottanut vuonna 2016 käyttöön asuntolainojen enimmäisluototussuhteen (LTV), jonka mukaan lainan määrä voi olla enintään 90 % vakuuden

käyvästä arvosta ja ensiasunnon ostajille 95 % (Finanssivalvonta, 2015). Suomen Pankin (2016) mukaan luototussuhteen tehokkuutta kuitenkin heikentää sen poikkeuksellisen salliva laskentatapa. Suomessa vakuudeksi ostettavan kohteen lisäksi hyväksytään laajasti myös muita vakuuksia toisin kuin useimmissa muissa maissa. Asplund ja Topi (2022) nostavat esiin, että Suomen makrovakaussuhteita tulisi täydentää, sillä esimerkiksi velkakatto suhteessa tuloihin (DTI) ei ole toistaiseksi otettu käyttöön lakisääteisenä välineenä. Nakamura (2023) esittää IMF:n työpaperissa, että Suomen kaltaisessa ympäristössä DTI-katto olisi LTV-kattoa tehokkaampi kulutuksen vakauttamisessa negatiivisten tuloshokkien aikana. Makrovakaussuhteiden rajoitteet voivat osaltaan selittää kotitalouksien jatkuvaa velkaantumisen kasvua myös 2010-luvulla.

Suomen asuntolainamarkkinat ovat myös alueellisesti eriytyneet. Asuntojen hinnat ja asuntolainat ovat eriytyneet voimakkaasti erityisesti 2010-luvulta alkaen. Pääkaupunkiseudulla ja muissa kasvukeskuksissa asuntohintojen nousu on ollut huomattava, kun muualla Suomessa hinnat ovat laskeneet reaalisesti katsottuna. (Putkuri, 2018.) Nämä rakenteelliset erityispiirteet Suomessa tekevät asuntolainamarkkinoiden ja makrotaloudellisten muuttujien tutkimisesta mielenkiintoista. Suomi muodostaa erityislaatuisen kokonaisuuden euroalueen sisällä, jossa makromuuttujien ja asuntolainakannan yhteydet voivat poiketa muista vertailumaista.

3 Empiirinen tutkimus

Tässä luvussa ensin esitellään tutkielmassa käytettävä aineisto ja käydään läpi muuttujat kuvailevien taulukoiden avulla. Tämän jälkeen määritellään analyysissä käytettävät muuttujat ja esitetään niihin tehdyt muutokset. Muuttujien muodostaminen on keskeinen osa analyysia, koska muunnoksilla on olennainen vaikutus aikasarjojen ominaisuuksiin ja niiden ekonometriseen mallintamiseen. Kausitasoitus, inflaatiokorjaus ja logaritimuunnos vaikuttavat muuttujien trendikäyttäytymiseen ja varianssiin. Toimenpiteiden avulla muuttujista saadaan analyysiin soveltuvampia ja niiden taloudellinen tulkittavuus vahvistuu. Tutkielman aineistoa sekä myöhemmässä vaiheessa tuloksia verrataan Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) tutkimukseen, jossa he tutkivat euroalueen neljää suurinta asuntolainamarkkinaa kokonaislainakannalla mitattuna. Vertailututkimus hyödynsi samoja Euroopan keskuspankin tietokantoja, mikä mahdollistaa tulosten vertailun.

3.1 Aineisto

Tutkielmassa käytettävä aineisto koostuu Euroopan keskuspankin tietokannoista noudeutuista aikasarjamuuttujista. Käytettävät aikasarjat ovat kuukausitasolla ja kattavat ajanjakson 2003–2018, joten havaintoja muodostuu 192 kappaletta jokaista muuttujaa kohden. Aineiston käsittely ja aikasarjaekonometriset menetelmät on suoritettu käyttäen STATA-ohjelmaa. Makrotaloudelliset muuttujat, joita tutkielmassa käytetään ovat nimellinen asuntolainakanta, uusien myönnettyjen asuntolainojen nimellinen keskiporko, työttömyysaste sekä vuokrien vuosimuutos. Valitut muuttujat ja aikajakso perustuvat Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) tutkimukseen.

Taulukosta 1 nähdään asuntolainakantojen (nimellinen) kuvailevat tilastot aikajaksolta 2003–2018. Keskimäärin asuntolainat kasvoivat Suomessa vuositasolla noin 7 %. Kokonaisuudessaan lainakanta kasvoi 211 % vuosina 2003–2018. Kupčinskas ja Paškevičius (2020) raportoivat, että asuntolainat kasvoivat vuositasolla Saksassa 2 % ja Ranskassa sekä Italiassa 12 %. Espanjan osalta asuntolainakanta saavutti huippunsa vuoden 2008 lopussa ollessa 658 miljardia, jonka jälkeen alkoi hidas velkaantumisen purku. Vuoden

2018 loppuun mennessä asuntolainakanta oli laskenut 517 miljardiin (Kupčinskas & Paškevičius, 2020). Vertailumaista Saksan asuntolainakanta oli keskiarvoltaan suurin 1010 miljardia euroa aikajaksolla 2003–2018 ja Suomi merkittävästi pienin 72 miljardia (72 084 milj.). Taulukosta ilmenee myös variaatiokerroin, joka on suhteellinen hajonnan mittari eli se kertoo, kuinka suuri keskihajonta on suhteessa keskiarvoon. Suomen variaatiokerroin on 28 %, joka on samaa luokkaa Ranskan (27 %) ja Italian (26 %) kanssa. Kuitenkin Suomessa asuntolainakannan kasvu on ollut suhteellisesti voimakkainta. Mielenkiintoinen ja poikkeava tulos on Saksa, jonka kerroin on vain 8 % eli asuntolainakannan suhteellinen kasvu on ollut huomattavasti heikointa kaikista vertailumaista. Kaas ja muut (2021) raportoivat Euroopan keskuspankin aineistoon viitaten, että vuonna 2010 Saksan omistusasumisaste oli vain 44 %, mikä oli euroalueen pienin lukema. Vertailun vuoksi esimerkiksi Espanjassa vastaava luku oli 83 %. Saksan poikkeuksellinen tilanne johtuu korkeista varainsiirtoveroista, asuntolainan korkovähennysoikeuden puutteesta ja laajasta sosiaalisesta asuntosektorista. Tutkijoiden mukaan nämä tekijät saattavat lisätä kannustimia vuokra-asumiseen.

Taulukko 1. Asuntolainojen kuvailevat tilastot (European Central Bank, 2026a; Kupčinskas & Paškevičius, 2020.).

Asuntolainakanta (miljardia euroa)	Suomi	Kupčinskas ja Paškevičius (2020)			
		Saksa	Ranska	Espanja	Italia
Keskiarvo	72	1010	726	544	299
Mediaani	77	973	776	575	353
Keskihajonta	20	79	195	122	78
Variaatiokerroin (CV %)	28 %	8 %	27 %	22 %	26 %
Minimi	31	913	351	239	132
Maksimi	98	1231	1046	665	380
Havaintoja	192	192	192	192	192

3.2 Muuttujat

Reaalisen asuntolainakannan logaritmi

Tutkielmassa käytettävä asuntolainakanta on noudettu Euroopan keskuspankin tietokannasta. Aikasarja kuvaa Suomessa toimivien rahalaitosten (pois lukien Suomen Pankki)

myöntämien euromääräisten asuntolainojen volyymin euroissa. Kausitasoittamaton ja nimellinen aikasarja on valmiiksi saatavilla kuukausitasolla ja se kattaa kaikki maturiteetit. Sen arvo mitataan jokaisen kuukauden viimeisen päivän velkasaldon mukaan. (European Central Bank, 2026a.) Reaalisen asuntolainakannan logaritmi (RAK) saatiin, kun nimellinen EKP:n tietokannasta noudettu asuntolainakanta kausitasoitettiin, jotta mahdollinen lyhyen aikavälin vaihtelu ei vääristä mallinnusta. Tämän jälkeen nimellinen asuntolainakanta (AK) deflatoitiin kuluttajahintaindeksin (HICP) avulla, jotta saatiin reaalin asuntolainakanta. Lopuksi otettiin logaritmi, joka poistaa mahdolliset vinoumat ja mahdollistaa prosentuaalisen tulkin. Reaalisen asuntolainakannan muodostuminen voidaan kuvata seuraavasti:

$$RAK_t = \frac{AK_t^{SA}}{HICP_t} \times 100 \quad (1)$$

$$\ln(RAK_t) \quad (2)$$

Yhtälössä 1 AK_t^{SA} kuvastaa kausitasoitettua nimellistä asuntolainakantaa ja $HICP_t$ kuluttajahintaindeksiä. Yhdenmukaistettu kuluttajahintaindeksi (European Central Bank, 2026b) on myös noudettu Euroopan keskuspankin tietokannasta. Se mittaa kulutushyödykkeiden ja palveluiden keskimääräistä hintakehitystä yli ajan. Indeksillä on kuukausitasolla ja sen viitevuotena on 2015 ja pistelukuna 100. Reaalisen asuntolainakannan logaritmin kehitys on esitetty tutkielman liitteessä 2, joka esittää selkeän nousevan trendin koko tarkastelujakson ajan.

Uusien myönnettyjen asuntolainojen reaalkorko

Uusien myönnettyjen euromääräisten asuntolainojen nimellinen keskikorko pitää sisällään euriborin sekä pankin marginaalin. Data on vuositasolle muunnettu ja sisältää kaikki maturiteetit. (European Central Bank, 2026c.) Reaalinen uusien asuntolainojen keskikorko (KOR) muodostettiin vähentämällä nimellisestä keskikorosta inflaatio. Reaalisen keskikoron muodostuminen voidaan kuvata seuraavasti:

$$\pi_t = 100 \times [\ln(HICP_t) - \ln(HICP_{t-12})] \quad (3)$$

$$KOR_t = KOR_t^{nom} - \pi_t \quad (4)$$

Yhtälössä 3 π_t kuvaa vuosi-inflaatiota. Inflaatio laskettiin kuluttajahintaindeksin 12 kuukauden logaritmidifferenssinä. Yhtälössä 4 uusien myönnettyjen asuntolainojen nimellistä keskikorkoa kuvastaa KOR_t^{nom} . Lopullinen muuttuja kuvaa kotitalouksien lainakustannusta. Tutkimuksen ensimmäinen hypoteesi on H1: reaalikorolla on tilastollisesti merkitsevä negatiivinen pitkän aikavälin yhteys asuntolainakantaan.

Työttömyysaste

Suomen työttömyyttä tutkielmassa kuvastaa harmonisoitu työttömyysaste, joka noudattaa Kansainvälisen työjärjestön ohjeistusta työttömyyden määritelmästä. Työtön on henkilö, joka on vailla työtä, mutta käytettävissä työhön ja etsii sitä aktiivisesti. Työttömyysaste mittaa työttömien prosenttiosuutta työvoimasta ja sisältää kaikki 15–74-vuotiaat Suomessa vakituisesti asuvat henkilöt. Aikasarja on valmiiksi kausitasoitettu ja kuukausitasolla. (European Central Bank, 2026d.) Yhdenmukaisen määritelmän ansioista työttömyysaste on vertailukelpoinen euroalueen maiden välillä. Muuttujaa tullaan käyttämään tutkielmassa sellaisenaan, ilman mitään lisämuutoksia. Työttömyysaste kuvastaa kotitalouksien tulojen epävarmuutta ja heijastuu luottojen kysyntänä. Tutkimuksen toinen hypoteesi on H2: työttömyydellä on tilastollisesti merkitsevä negatiivinen pitkän aikavälin yhteys asuntolainakantaan.

Vuokrien vuosimuutos

Vuokrien vuosimuutos on yhdenmukaistetun kuluttajahintaindeksin alaluokka, joka sisältää todelliset asumisesta maksetut vuokrat ja vuokriin sisältyvät muut maksut. Aikasarja on kuukausitasolla ja kertoo vuokrien prosentuaalisen vuosimuutoksen suhteessa

edellisen vuoden vastaavaan kuukauteen. (European Central Bank, 2026e). Muuttujaan ei tehty muutoksia, vaan sitä käytetään myös sellaisenaan. Tuloksissa odotetaan, että vuokrien nousu kasvattaa asuntolainakantaa, koska vuokra-asumisesta kannattaa siirtyä omistusasumiseen, mikäli lainakustannukset ovat vastaavassa kohteessa vuokra-asumista edullisemmat. Näin ollen tutkielman kolmas hypoteesi on H3: vuokrien vuosimuutoksella on tilastollisesti merkitsevä positiivinen pitkän aikavälin yhteys asuntolainakantaan.

Taulukosta 2 nähdään muuttujat aikajaksolta 2003–2018 siinä muodossa, jossa niitä tullaan tutkielman empiirisessä osuudessa käyttämään. Reaalisten asuntolainojen logaritmi oli keskiarvoltaan 11,22 ja vaihteluväli 0,88, joka vastaa noin 2,4 kertaistumista reaalisesti tarkastelujakson aikana. Uusien asuntolainojen reaalin keskiporkko oli keskimäärin 1,00 % ja vaihteluväli jopa 5,25 % (-1,67 % – 3,58 %). Reaalikorko oli ajoittain negatiivinen eli inflaatio ylitti nimellisen koron, ja lainaottajien todelliset korkokustannukset olivat alle nollan. Työttömyysaste oli keskimäärin 8,21 % ja vaihteli 5,70 % ja 9,90 % välillä. Keskihajonta oli 0,89 %, joka kuvastaa taloussuhdanteiden maltillista vaikutusta Suomen työmarkkinoihin tarkastelujakson aikana. Vuokrien vuosimuutos oli keskimäärin 2,75 % ja vaihteli 0,70 % ja 5,30 % välillä. Vuokrien vuosimuutos pysyi koko tarkastelujakson ajan positiivisena.

Taulukko 2. Muuttujien kuvailevat tilastot.

	Asuntolainat (log)	Reaalikorko %	Työttömyys %	Vuokrat %
Keskiarvo	11.22	1.00	8.21	2.75
Mediaani	11.33	0.87	8.40	2.55
Keskihajonta	0.25	1.32	0.89	0.86
Varianssi	0.06	1.75	0.80	0.73
Vaihteluväli	0.88	5.25	4.20	4.60
Min.	10.57	-1.67	5.70	0.70
Max.	11.46	3.58	9.90	5.30
N	192	192	192	192

Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) vastaavat kuvailevat tilastot löytyvät liitteestä 1. Keskiarvoltaan logaritmoitu reaalin asuntolainakanta Suomen osalta poikkeaa vertailumaista Saksa (7,178), Ranska (7,126), Espanja (7,123) ja Italia (6,977). Tasoero johtuu siitä, että Suomen lainakanta on logaritmoitu miljoonissa euroissa, kun vertailututkimuksessa lainakanta on logaritmoitu miljardeissa euroissa. Logaritmiarvojen absoluuttiset tasot eivät siis ole suoraan vertailukelpoisia maiden välillä. Lisäksi on huomioitava, että lainakannat myös heijastavat maiden eri kokoa sekä väestömäärää. Dynamiikan kannalta olennaisempia ovatkin keskihajonta ja vaihteluväli. Ne kuvaavat lainakannan suhteellista liikehdintää ajassa ja ovat vertailukelpoisia. Suomen vaihteluväli on selvästi suurempi kuin Saksassa (0,061), Ranskassa (0,188), Espanjassa (0,232) ja Italiassa (0,194). Suomen reaalin asuntolainakanta kasvoi suhteellisesti voimakkaammin tarkastelujaksolla kuin vertailumaissa vaikka nimellisesti lainakannan kasvu oli hitaampaa kuin osassa vertailumaista. Reaalikorkojen keskiarvo Suomen osalta on selvästi alhaisempi kuin Saksassa (3,53 %), Ranskassa (3,41 %), Espanjassa (3,20 %) ja Italiassa (3,55 %). Eroa voi selittää reaalikoron laskentatapa. Tässä tutkielmassa reaalikorko muodostettiin vähentämällä nimelliskorosta inflaatio. Vertailututkimuksessa nimelliskorko deflatoitiin suoraan HICP-indeksillä (Kupčinskas & Paškevičius, 2020). Molemmat menetelmät tuottavat samankaltaisia, mutta ei täysin identtisiä tuloksia. Tämä on syytä huomioida lukujen vertailussa. Korkojen vaihteluväli on Suomen osalta suurempi kuin Saksassa (3,87 %), Ranskassa (3,86 %), Espanjassa (4,23 %) ja Italiassa (4,12 %). Työttömyysaste Suomessa sijoittuu Saksan (6,82 %) ja Italian (9,32 %) sekä Ranskan (9,21 %) väliin, mutta on selvästi alhaisempi kuin Espanjassa (16,77 %). Vuokrien vuosimuutos Suomessa on keskiarvoltaan lähellä Italian (2,68 %), Espanjan (2,99 %) ja Ranskan (2,63 %) tasoa, mutta korkeampi kuin Saksassa (1,94 %). Vuokrien vaihteluväli on puolestaan huomattavasti alhaisempi Suomessa kuin Saksassa (7,60 %), Ranskassa (7,60 %), Espanjassa (15,60 %) ja Italiassa (11,20 %). Kokonaisuutena Suomen luvut näyttävät rakenteellisesti samankaltaisilta vertailumaihin nähden.

4 Tutkimusmenetelmä

Seuraavassa vaiheessa tarkastellaan muuttujien stationaarisuutta yksikköjuuritestien avulla. Stationaarisuusanalyysi muodostaa perustan mallin valinnalle ja määrittää, voidaananko muuttujien välisiä suhteita tutkia yhteisintegraatiomenetelmien avulla. Tämän jälkeen estimoidaan VAR-malli ja määritetään sopiva viiveluku sekä tarkastellaan muuttujien keskinäistä dynamiikkaa. VAR-mallin pohjalta suoritetaan Johansenin yhteisintegroituvuustesti ja arvioidaan, esiintyykö muuttujien välillä pitkän aikavälin tasapainosuhte. Mikäli yhteisintegraatio todetaan, estimoidaan vektorin virheenkorjausmalli (VECM). Tämän avulla voidaan analysoida pitkän aikavälin tasapainosuhdetta sekä lyhyen aikavälin sopeutumisprosesseja samanaikaisesti.

4.1 Stationaarisuustestit

Aikasarjojen stationaarisuutta testattiin Augmented Dickey-Fuller testillä. Testin avulla pyrittiin selvittämään, onko muuttujissa yksikköjuuria eli onko data epästationaarinen. ADF-testissä nollahypoteesina on $H_0: p=1$ eli aikasarja sisältää yksikköjuuren ja on epästationaarinen. Vaihtoehtoinen hypoteesi on $H_a: |p| < 1$ eli kertoimen p itseisarvo on pienempi kuin yksi. Tällöin aikasarja on stationaarinen. (Dickey & Fuller, 1979.) Epästationaarisilla ja stationaarisilla prosesseilla on erilaiset tilastolliset ominaisuudet, joka on otettava huomioon tilastollisen analyysin tekemisessä. Stationaarisilla prosesseilla odotusarvo, varianssi ja autokovarianssit ovat ajassa muuttumattomia. Epästationaarisessa prosessissa nämä momentit voivat muuttua ajan myötä. (Lütkepohl, 2005, s. 238–241.) Stationaarisuuden testaaminen on tärkeää, koska epästationaaristen aikasarjojen käyttäminen aikasarjamalleissa voi johtaa virheellisiin tuloksiin.

Taulukosta 3 nähdään ADF-testin tulokset ajanjaksolta 2003–2018. Tulosten perusteella kaikkien analyysissä käytettyjen muuttujien tasot ovat epästationaarisia. Näin ollen nollahypoteesia yksikköjuuresta ei voitu hylätä muuttujien tasoissa tavanomaisilla merkitsevyystasoilla. Sen sijaan muuttujien ensimmäiset erotukset osoittautuivat stationaarisiksi. Tämä tarkoittaa, että kaikki analyysissä käytetyt muuttujat ovat integroituneita

astetta yksi, I (1). Tulos täyttää Johansenin yhteisintegraatiomenetelmän ja vektorivirheenkorjausmallin keskeisen edellytyksen, jonka mukaan malliin sisällytettävien muuttujien tulee olla integroituneita samaa astetta (Johansen, 1987). Stationaarisuustestien tulokset tukevat siten yhteisintegraatioanalyysin ja VECM-mallin käyttöä Suomen asuntolainakannan ja makrotaloudellisten muuttujien välisen pitkän ja lyhyen aikavälin dynamiikan tarkastelussa. Tulokset ovat yhdenmukaisia Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) tutkimuksen kanssa, jossa kaikki muuttujat osoittautuivat myös epästationaarisiksi taso muodossa, mutta stationaarisiksi ensimmäisissä erotuksissa.

Taulukko 3. ADF-testin tulokset.

Muuttuja	ADF tasossa Z(t)	ADF. 1 erotuksessa Z(t)	Integraatioaste
Asuntolainat (log)	11.246	-5.400***	I (1)
Reaalikorko	-1.497	-4.184***	I (1)
Työttömyys	-2.224	-2.928**	I (1)
Vuokrat	-2.538	-5.198***	I (1)

Laajennettu Dickey-Fuller (ADF) yksikköjuuritestillä ilman vakioita ja trendiä. Viivepituus 12. ***, ** ja * merkitsevät nollahypoteesin hylkäämistä 1 %, 5 % ja 10 % merkitsevyystasoilla.

Muuttujien stationaarisuutta testattiin myös Zivot-Andrewsin yksikköjuuritestillä. Testin avulla on mahdollista selvittää sisältääkö aikasarjat mahdollisia rakenteellisia katkoksia. Nunes ja muut (1997) osoittavat, että perinteinen ADF-yksikköjuuritestillä voi antaa vääristyneitä tuloksia, mikäli aikasarjassa esiintyy rakenteellinen murtuma. Testi kuitenkin sallii vain yhden rakenteellisen murtuman, joka voi vääristää tuloksia, jos aikasarja sisältää useampia muutoksia. Tulokset taulukossa 4 osoittavat, että jokainen muuttuja sisältää rakenteellisen murtuman vuosien 2007–2010 välillä. Reaalisen asuntolainakannan logaritmin murtuma sijoittuu vuoden 2010 joulukuuhun, korkomuuttujan vuoden 2008 tammikuuhun, työttömyysasteen vuoden 2009 helmikuuhun ja vuokrien vuoden 2007 lokakuuhun. Rakenteellisten murtumien ajankohdat ajoittuvat pääosin globaalin finanssikriisin ympärille, joka on taloudellisesti johdonmukaista. Testin perusteella yksikköjuuren

nollahypoteesia ei voida hylätä millään merkitsevyystasolla. Vaikka murtumakohtia on havaittu, muuttujat käyttäytyvät edelleen I (1) -prosesseina. Testin tulokset eivät muuta ADF-testin perusteella tehtyä tulkintaa.

Taulukko 4. Zivot-Andrews yksikköjuuritesti.

Muuttuja	Nolla hypoteesi	Vaihtoehtoinen hypoteesi	t-arvo	Murtuma (v/kk)
Asuntolainat (log)	I(1)	Stationaarinen	-4.516	2010/12
Reaalikorko	I(1)	Stationaarinen	-3.877	2008/01
Työttömyys	I(1)	Stationaarinen	-2.056	2009/02
Vuokrat	I(1)	Stationaarinen	-4.441	2007/10

Kriittiset arvot: (1 %) -5.53, (5 %) -4.80, (10 %) -4.58. ***, ** ja * merkitsevät nollahypoteesin hylkäämistä 1 %, 5 % ja 10 % merkitsevyystasoilla.

4.2 VAR-malli

Vektoriautoregressiivinen malli (VAR) on monimuuttujainen tilastollinen aikasarjamalli, jossa muuttujat käsitellään endogeenisina. VAR-mallissa jokainen muuttuja selitetään sen omilla sekä muiden muuttujien viivästetyillä arvoilla. Lütkepohlin (2005) mukaan yleinen VAR-malli voidaan esittää seuraavasti:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

Mallissa y_t on endogeenisten muuttujien vektori. A_i ovat kiinteitä ($k \times k$) kerroinmatriiseja, v on vakiotermin ja u_t on k -ulotteinen valkoisen kohinan prosessi. Mallin oletetaan olevan stationaarinen. (Lütkepohl, 2005, s. 13.)

VAR-malli voidaan estimoida tasomuodossa, jos siihen sisältyvät aikasarjat ovat stationaarisia. Muuttujien ollessa epästationaarisia, mutta integroituneita samaa astetta, analyysi on mahdollista suorittaa erotuksille estimoidun VAR-mallin avulla. Tässä tutkielmassa endogeenisten muuttujien viivepituudet valittiin informaatiokriteereiden

perusteella. Viivepituuden valinta perustui *Schwarzin Bayesian* informaatiokriteeriin (SBIC), joka sai pienimmän arvonsa viiveessä 1 (katso taulukko 5). *Akaiken* informaatiokriteeri (AIC) ja *Hannan-Quinn*-kriteeri (HQIC) viittasivat pidempään viivepituuteen, mutta tästä huolimatta valinta tehtiin SBIC-kriteerin mukaan. Schwarzin (1978) mukaan SBIC suosii yksinkertaisempia malleja ja hyväksyy pidemmän viiveen vain, jos se parantaa mallin selitysvoimaa. Myös Kupčinskas ja Paškevičius (2020) tekivät viivevalinnan perustuen SBIC-kriteeriin: Saksalle raportoitiin 2 viivettä, Ranskalle 4 viivettä, Espanjalle ja Italialle 3 viivettä. Kuukausitason dataa käytettäessä poikkeamat välttyvät nopeasti, jolloin pidemmät viiveet lisäävät parametrien määrää ilman merkittävää lisäinformaatiota. Näin ollen liian suuri viivepituuden valinta voi heikentää VAR-mallin ennustetarkkuutta. VAR (1) on siten tilastollisesti ja taloudellisesti perusteltu valinta aineistolle, joka sisältää 192 havaintoa muuttujaa kohden.

Taulukko 5. Viiveiden valintakriteerit.

Viive	AIC	HQIC	SBIC
1	-5.7	-5.5	-5.3
2	-5.8	-5.5	-5.1
3	-5.8	-5.4	-4.9
4	-5.7	-5.3	-4.5
5	-5.7	-5.1	-4.4
6	-5.8	-5.1	-4.3
7	-5.7	-5.0	-3.9
8	-5.6	-4.9	-3.6
9	-5.6	-4.8	-3.3
10	-5.6	-4.7	-3.1
11	-5.6	-4.7	-3.0
12	-5.7	-4.7	-2.9

4.3 Yhteisintegroituvuustesti

Yhteisintegraatio tarkoittaa tilannetta, jossa kaksi tai useampi stokastisia trendejä sisältävää aikasarjaa liikkuu pitkällä aikavälillä niin lähellä toisiaan, että ne näyttävät omaavan yhteisen trendin. Vaikka yksittäiset sarjat voivat lyhyellä aikavälillä liikkua eri suuntiin, niiden välinen lineaarinen yhdistelmä voi olla stationaarinen, joka viittaa pysyvään pitkän

aikavälin tasapainosuhteeseen. Esimerkiksi jos kahden sarjan erotus ei sisällä trendiä, sarjat jakavat saman trendin ja ovat yhteisintegroituneita. Mikäli muuttujat ovat yhteisintegroituneita, niiden mallintaminen voidaan esittää VECM-muodossa. (Stock & Watson 2019, s. 633.)

Yhteisintegraatio testattiin maksimiominaisarvotestillä (*maximum eigenvalue test*). Testi mahdollistaa samanaikaisesti useamman yhteisintegraatiosuhteen testaamisen. Taulukossa 6 esitetään testin tulokset. Nollahypoteesi $r = 0$ hylätään 5 prosentin merkitsevyystasolla. Sen sijaan hypoteesia $r \leq 1$, $r \leq 2$ ja $r \leq 3$ ei voida hylätä. Tulos viittaa siihen, että neljän I (1) -muuttujan järjestelmässä on yksi yhteisintegraatiosuhde ($r = 1$). Viivepiikutena käytettiin yhtä viivettä. Tulokset ovat linjassa Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) tutkimukseen, jossa Ranskalle, Espanjalle ja Italialle raportoitiin myös yksi yhteisintegraatiosuhde. Saksan osalta yhteisintegraatiota ei havaittu.

Taulukko 6. Yhteisintegraation testaaminen.

	R = 0	R ≤ 1	R ≤ 2	R ≤ 3	Yhteisintegroatioyhtälöitä
Max-eigen testi	85.25*	20.55	6.98	5.97	1
5% kriittiset arvot	31.46	25.54	18.96	12.52	

*nollahypoteesi hylätään 5 % merkitsevyystasolla.

4.4 VEC-malli

Vektorin virheenkorjausmalli (VECM) on tilastollinen menetelmä, jota käytetään yhteisintegroituneiden aikasarjojen analysoimiseen, jotta voidaan erottaa muuttujien väliset pitkän aikavälin tasapainosuhteet ja lyhyen aikavälin dynamiikka. Lütkepohlin (2005) mukaan VAR-malli voidaan esittää VECM muodossa seuraavasti:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + C + u_t \quad (6)$$

missä $\Pi = \alpha\beta'$. Termi $\beta'y_{t-1}$ on virheenkorjaustermi (ECT). Termi kuvaa yhteisintegroituneiden muuttujien palautumista kohti tasapainotilaa. Matriisi β sisältää pitkän aikavälin

yhteisintegraatiovektorit. Matriisi α kertoo muuttujien sopeutumisenopeuden, jolla lyhyen aikavälin poikkeamat korjautuvat takaisin pitkän aikavälin tasapainoon. Kerroin Γ_i kuvaa lyhyen aikavälin dynamiikkaa, u_t on valkoisen kohinan termi ja C vakioiden vektori. (Lütkepohl, 2005, s. 235, 248–249.)

Kupčinskas ja Paškevičius (2020) esittivät tutkimuksessaan yksinkertaisen muodon asuntolainojen kysyntäfunktiosta:

$$RHL = \alpha + B_1RR1 + B_2U + B_3P + \varepsilon \quad (7)$$

Yhtälössä RHL tarkoittaa logaritmista reaalista asuntolainakantaa, RR1 on uusien myönnettyjen asuntolainojen reaalkorko, U työttömyysastetta sekä P vuokrien vuosimuutos, α on vakio ja ε virhetermi. Yhtälö kuvaa muuttujien välistä pitkän aikavälin tasapainosuhteita. Samanlaista rakennetta sovelletaan myös tässä tutkielmassa Suomen aineistolla. Muuttujat ovat integroituneita astetta yksi ja Johansenin testin perusteella yhteisintegraatiosuhteita on yksi ($r=1$), pitkän ja lyhyen aikavälin dynamiikka voidaan estimoida seuraavasti yhden viiveen tapauksessa:

$$\Delta y_t = C + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta RHL_t \\ \Delta RR1_t \\ \Delta U_t \\ \Delta P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \\ C_4 \end{bmatrix} + \Gamma_1 \begin{bmatrix} \Delta RHL_{t-1} \\ \Delta RR1_{t-1} \\ \Delta U_{t-1} \\ \Delta P_{t-1} \end{bmatrix} + \alpha \beta' \begin{bmatrix} RHL_{t-1} \\ RR1_{t-1} \\ U_{t-1} \\ P_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Malli kuvaa asuntolainakannan ja makrotaloudellisten muuttujien lyhyen ja pitkän aikavälin dynamiikan. Differenssivektori Δy_t kuvaa muuttujien ensimmäisiä differenssejä eli lyhyen aikavälin muutoksia, C on vakiotermi ja $\Gamma_1 \Delta y_{t-1}$ sisältää lyhyen aikavälin muutokset. Virheenkorjaustermi $\Pi y_{t-1} = \alpha \beta' y_{t-1}$ mittaa edellisen periodin tasapainopoikkeaman ja ohjaa muuttujia kohti pitkän aikavälin tasapainoa. Matriisi α kuvaa, kuinka nopeasti muutokset tasapainosta korjaantuvat. Yhteisintegraatiosuhteiden ollessa yksi, matriisi $\Pi = \alpha \beta'$ sisältää yhden pitkän aikavälin tasapainosuhteen.

5 Tulokset

Tutkielman empiiriset tulokset esitetään tässä luvussa. Tulokset on jaettu kolmeen alalukuun. Ensimmäisessä alaluvussa esitetään mallin pitkän ja lyhyen aikavälin dynamiikka sekä virheenkorjaustermi. Toisessa alaluvussa tarkastellaan mallin diagnostiikkaa residuaalitestien avulla ja kolmannessa alaluvussa Granger-kausaalisuussuhteita yksittäisen yhtälöiden ja koko järjestelmän tasolla. Lisäksi tuloksia tullaan läpi luvun vertaamaan Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) tutkimukseen.

5.1 VECM-mallin tulokset

Virheenkorjausmallin (VECM) kertoimet lyhyen aikavälin dynamiikalle ilmenevät taulukosta 7. Tulokset osoittavat, että virheenkorjaustermi (ECT1) on ainoa tilastollisesti merkitsevä selittäjä. Mitkään muut differenssitermit eivät olleet tilastollisesti merkitseviä lyhyellä aikavälillä. Ei-merkitsevien termien perusteella ei siis voida tehdä johtopäätöksiä lyhyen aikavälin vaikutuksista, jolloin mallin dynamiikka määräytyy yksinomaan poikkeaman korjaantumisenä kohti pitkän aikavälin tasapainoa. Mallin selitysaste on korkea (0.739) ja kokonaisuudessaan tilastollisesti merkitsevä ($p=0.000$).

Taulukko 7. Yksittäisten yhtälöiden kertoimet.

Estimaatti	Coef. (Std. Err.)
ECT1 t-1	-0.0094*** (0.0010)
Δ Asuntolaina t-1	0.0016 (0.0791)
Δ Reaalikorko t-1	-0.0004 (0.0009)
Δ Työttömyys t-1	-0.0003 (0.0006)
Δ Vuokrat t-1	-0.0001 (0.0007)
R-sq	0.739
p-arvo	0.000

*** viittaavat tilastolliseen merkitsevyyteen 1 % tasolla.

Vertailututkimuksessa lyhyen aikavälin dynamiikka vaihteli maittain. Ranskassa reaalkorolla oli tilastollisesti merkitsevä vaikutus asuntolainakantaan lyhyellä aikavälillä viiveissä 1, 2 ja 3. Espanjassa lyhyen aikavälin vaihtelua selitti viiveessä 1 asuntolainakannan muutos, työttömyyden ja vuokrahintojen muutos. Vaikutukset hävisivät toisella viiveellä. Italiassa puolestaan lyhyen aikavälin vaihtelua selitti reaalkorko viiveessä 1 ja toisella viiveellä asuntolainakannan muutos. (Kupčinskas & Paškevičius, 2020.) Suomen tulokset poikkeavat näistä selvästi, koska yksikään lyhyen aikavälin muuttuja ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Tulos kuitenkin on linjassa vertailututkimuksen johtopäätöksen kanssa. Kupčinskasin ja Paškevičiusen (2020) mukaan lyhyen aikavälin epätasapaino selittyy eri maissa eri muuttujilla ilman, että yhteistä kausaliiteettirakennetta havaitaan.

Negatiivinen virheenkorjaustermi (ECT1), jonka kerroin on -0.0094 esitetään myös taulukossa 8. Virheenkorjaustermi tarkoittaa, että asuntolainakannan poikkeama pitkän aikavälin tasapainosta suuntaa seuraavalla periodilla kohti tasapainoa. Taulukosta nähdään myös vertailututkimuksen tulokset.

Taulukko 8. Virheenkorjaustermien tulokset.

Maa	ECT (kk)		Vuosia	
	Tämä tutkimus	Kupčinskas & Paškevičius (2020)	Tämä tutkimus	Kupčinskas & Paškevičius (2020)
Suomi	-0.0094***	-	8.8	
Saksa	-	-	-	-
Ranska	-	-0.020***	-	4.2
Espanja	-	-0.010***	-	8.3
Italia	-	-0.023***	-	3.6

*** viittaavat tilastolliseen merkitsevyyteen 1 % tasolla.

Virheenkorjaustermi Suomessa on negatiivinen (-0.0094) ja tilastollisesti merkitsevä 1 % tasolla. Tulos tarkoittaa, että 0,94 % tasapainopoikkeamasta korjaantuu kuukausittain. Vuositasolla sopeutuminen tapahtuu näin ollen 8,8 vuodessa:

$$\frac{1}{0.0094} \approx 106 \text{ kuukautta} \approx 8.8 \text{ vuotta} \quad (10)$$

Kupčinskasin ja Paškevičiusen (2020) tuloksista ilmenee, että sopeutuminen Ranskassa tapahtuu 4,2 (-0.020***) vuodessa, Espanjassa 8,3 (-0.010***) vuodessa ja Italiassa 3,6 (-0.023***) vuodessa. Kaikki ovat merkitseviä 1 % tasolla. Saksan kohdalla ei löydetty yhteisintegraatiosuhdetta, joten virheenkoraustermiä ei raportoitu. Yhteenvetona voidaan todeta, että Suomen sopeutumisenopeus on lähimpänä Espanjaa ja huomattavasti hitaampaa kuin Ranskassa tai Italiassa.

Suomen osalta havaittiin tilastollisesti merkitsevä pitkän aikavälin tasapainosuhte asuntolainakannan ja tutkielmaan valittujen makrotaloudellisten muuttujien välillä. Yhteisintegraatiosuhteen perusteella pitkän aikavälin yhtälö voidaan muodostaa seuraavasti:

$$\text{Asuntolainakanta} = 11.96 + 0.070\text{korko} - 0.004\text{työttömyys} - 0.031\text{vuokrat} \quad (11)$$

Yhteisintegraatiosuhteen perusteella 1 % muutos reaalikorossa nostaa asuntolainakantaa 7 %. Työttömyyden 1 % nousu alentaa 0,4 % asuntolainakantaa. Prosentin nousu vuokrissa puolestaan vähentää 3,1 % asuntolainakantaa. Tulokset kuvaavat pitkän aikavälin tilastollista tasapainosuhdetta vuosilta 2003–2018.

Kupčinskas ja Paškevičius (2020):

$$\text{Asuntolainakanta (Ranska)} = 7.551 + 0.029\text{korko} - 0.025\text{työttömyys} - 0.013\text{vuokrat} \quad (12)$$

$$\text{Asuntolainakanta (Espanja)} = 7.248 + 0.035\text{korko} - 0.013\text{työttömyys} + 0.013\text{vuokrat} \quad (13)$$

$$\text{Asuntolainakanta (Italia)} = 7.299 - 0.032\text{korko} - 0.017\text{työttömyys} - 0.005\text{vuokrat} \quad (14)$$

Tulokset osoittavat, että Suomen aineistossa reaalikoron kerroin on positiivinen ja suurempi kuin vertailumaissa. On huomattavaa, että myös reaalikorko vaihteli huomattavasti enemmän kuin verrokkimaissa Ranskassa ja Espanjassa. Kun reaalikoron 1 % nousu Suomessa kasvatti asuntolainakantaa 7 % pitkällä aikavälillä niin vastaava vaikutus olisi

ollut puolta pienempi verrokkimaissa. Ranskassa ja Espanjassa on siis samansuuntainen, mutta puolta pienempi vaikutus lainakantaan pitkällä aikavälillä, kun taas Italiassa korkokerroin oli negatiivinen. Työttömyyden negatiivinen vaikutus on yhdenmukainen vertailututkimuksen kanssa. Kaikissa maissa työttömyyden nousu vaikutti negatiivisesti asuntolainakannan kehitykseen pitkällä aikavälillä. Suomessa vaikutus on kuitenkin heikompa kuin Ranskassa, Espanjassa ja Italiassa. Suomessa vuokrien osalta vaikutus on negatiivinen, kuten myös Ranskassa ja Italiassa, mutta vaikutus on voimakkaampi. Espanjassa havaittiin positiivinen vaikutus reaalisen asuntolainakannan logaritmiin pitkällä aikavälillä. Kokonaisuutena Suomen pitkän aikavälin tasapainosuhteen rakenne on osittain samankaltainen kuin Ranskassa ja Espanjassa, vaikka kertoimien suuruuksissa on merkittäviä eroja.

5.2 Tulosten robustisuuden testaus

Estimoidun VECM-mallin luotettavuuden varmistaminen edellyttää residuaalien arviointia. Residuaalien autokorrelaatiota testattiin Durbin-Watson testillä jokaiselle yhtälölle erikseen. Lütkepohlin (2005, s. 135–136, 168) mukaan mallin residuaalien ei tulisi sisältää autokorrelaatiota. Autokorreloituneet virhetermit erityisesti matalilla viiveillä on merkki siitä, ettei malli kuvaa aineiston dynaamista rakennetta oikein. Tämä voi johtaa mallin tehokkuuden heikkenemiseen ja harhaanjohtaviin tuloksiin. Testin nollahypoteesina on, ettei residuaaleissa esiinny ensimmäisen asteen autokorrelaatiota. Durbin ja Watsonin (1951) testisuure saa arvoja 0–4 välillä ja arvon ollessa lähellä kahta, autokorrelaatio puuttuu. Selvästi alle kahden olevat arvot viittaavat positiiviseen autokorrelaatioon ja yli kahden negatiiviseen autokorrelaatioon.

Durbin-Watson testi on yksittäiseen yhtälöön kohdistuva ja rajoittuu ensimmäisen asteen autokorrelaatioon. Tässä tutkielmassa tätä testiä käytetään Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) esittämällä tavalla. Testin tuloksista nähdään (katso taulukko 9), että kaikkien yhtälöiden arvot ovat lähellä arvoa 2 ja p-arvot ylittävät 5 % merkitsevyystason. Näin ollen nollahypoteesia ei voida hylätä minkään yhtälön kohdalla, mikä tukee oletusta

autokorrelaation puuttumisesta. Työttömyysyhtälön p-arvo (0.076) on lähellä 10 % merkitsevyystasoa, mutta ei kuitenkaan ylitä 5 % merkitsevyystasoa. Tulokset jokaisen yhtälön osalta viittaavat siihen, ettei residuaaleissa esiinny ensimmäisen asteen autokorrelaatiota, joten malliin valitut viiveet kuvaavat riittävän hyvin aineiston dynamiikkaa.

Taulukko 9. Durbin-Watson testin tulokset.

Muuttuja	DW	p-arvo
Reaalinen asuntolainakanta (log)	2.00	0.679
Reaalinen asuntolainakorko	1.99	0.948
Työttömyys	2.02	0.076
Vuokrien vuosimuutos	2.00	0.898

Kokonaisuutena VECM-mallin tulokset osoittavat, että reaalisen asuntolainakannan logaritmin ja uusien myönnettyjen asuntolainojen reaalikorkojen, työttömyyden ja vuokrien vuosimuutoksen välillä ilmenee pitkän aikavälin tasapainosuhte. Lyhyellä aikavälillä yksikään muuttuja ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Tämä tarkoittaa, että mallin dynamiikka määräytyy yksinomaan virheenkorjaustermin kautta. Sopeutumisenopeus on tilastollisesti erittäin merkitsevä, mutta hidas. Tulos on vertailututkimukseen nähden Espanjan kaltainen. Durbin-Watson testi vahvisti, että ensimmäisen asteen autokorrelaatio ei ole merkittävä VECM-mallin residuaaleissa. Mallin tuloksia voidaan pitää luotettavina ja se läpäisee tutkielmassa raportoidut keskeisimmät diagnostiikkatestit.

5.3 Granger-kausalisuuden testaus

Granger (1969) määritteli kausalisuuden käsitteen, joka perustuu muuttujien ennustettavuuteen aikasarjoissa. Muuttuja Y Granger-aiheuttaa muuttujaa X, jos X:n ennustettavuus paranee, kun malliin sisällytetään Y:n menneisyys. Granger-kausalisuus siis määritellään sen perusteella, väheneekö ennustevirheen varianssi, kun ennusteessa hyödynnetään toisen muuttujan menneitä arvoja. Keskeisenä lähtökohtana on, että tulevaisuus ei voi vaikuttaa menneisyyteen, jolloin kausaalinen vaikutus voi ilmetä vain menneiden

havaintojen kautta. Määritelmä on sovellettavissa VAR-malleihin, koska kausaalisuus voidaan testata tarkistamalla, poikkeavatko viivästettyjen muuttujien kertoimet nolasta. On kuitenkin hyvä huomioida, että Granger-kausalisuus kuvaa ennustearvoa eikä välttämättä heijasta todellista kausaalisuhdetta muuttujien välillä.

Granger-kausalisuus tarkistettiin yksittäisten yhtälöiden tasolla ensimmäisten erotusten VAR-mallilla noudattaen Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) tutkimusta. Testin nolahypoteesina oli, ettei tarkasteltavan muuttujan viiveillä ole ennustearvoa selitettävälle muuttujalle. Tulokset esitetään taulukossa 10.

Taulukko 10. Granger-kausalisuustestin tulokset.

Muuttujat	χ^2 (p-arvo)	Muuttujat	χ^2 (p-arvo)	Kausaliteetin suunta
Δ Asuntolainat $\rightarrow\Delta$ Korko	0.95 (0.330)	Δ Korko $\rightarrow\Delta$ Asuntolainat	7.13*** (0.008)	Yksisuuntainen
Δ Asuntolainat $\rightarrow\Delta$ Työttömyys	1.24 (0.265)	Δ Työttömyys $\rightarrow\Delta$ Asuntolainat	0.14 (0.704)	Ei
Δ Asuntolainat $\rightarrow\Delta$ Vuokrat	0.01 (0.909)	Δ Vuokrat $\rightarrow\Delta$ Asuntolainat	0.61 (0.435)	Ei

***, **, * viittaavat nolahypoteesin hylkäämiseen 1 %, 5 % ja 10 % merkitsevyystasoilla. Δ tarkoittaa ensimmäistä differenssiä.

Tulokset osoittavat, että reaalikoron muutos Granger-aiheuttaa asuntolainakannan muutosta 1 % merkitsevyystasolla ($\chi^2 = 7.13$, $p = 0.008$) ja kausaalisuus on yksisuuntainen eli asuntolainakannan muutos ei ennusta korkotason kehitystä ($p = 0.330$). Tulos on taloudellisesti perusteltu, sillä korkotason muutokset vaikuttavat suoraan lainanhoitokustannuksiin ja sitä kautta lainan kysyntään. Työttömyyden ja asuntolainakannan välillä ei havaittu tilastollisesti merkitsevää Granger-kausalisuutta kumpaakaan suuntaan. Sama tulos ilmenee myös vuokrien ja asuntolainakannan välillä.

Tulokset ovat yhdenmukaisia Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) tulosten kanssa, joista ilmenee, että reaalikoron muutos Granger-aiheuttaa asuntolainakannan muutosta Ranskassa 10 % ($p = 0.089$) ja Espanjassa 5 % ($p = 0.030$) merkitsevyystasolla. Suomen tulos on samankaltainen, mutta tilastollisesti voimakkaampi. Muutokset lainanhoitokustannuksissa ennakoivat asuntolainakannan kehitystä Suomessa, Ranskassa ja Espanjassa.

Tulos viittaa korkokanavan keskeiseen rooliin asuntolainamarkkinoilla. Samaa yhteyttä ei havaittu Saksassa ja Italiassa (Kupčinskas & Paškevičius, 2020).

Granger-kausalisuutta tarkasteltiin myös koko järjestelmän tasolla. Testissä testattiin ensin jokaisen muuttujan ennustearvoa koko VAR-järjestelmälle ja nollahypoteesina oli, että valitun muuttujan viiveet eivät yhdessä Granger-aiheuta muita järjestelmätason muuttujia. Tämän lisäksi testattiin samanaikaista kausalisuutta. Nollahypoteesina tässä testissä oli, että muuttujien välillä ei ole välitöntä kausalisuutta. Testien tulokset ilmevät taulukosta 11.

Taulukko 11. Monimuuttuja Granger-kausalisuustestin tulokset.

Järjestelmätason kausalisuus	
Muuttujat	F-testi (p-arvo)
Δ Asuntolainat \rightarrow Δ (korko,työttömyys,vuokrat)	7.58* (0.056)
Δ Korko \rightarrow Δ (asuntolainat,työttömyys,vuokrat)	2.96 (0.398)
Δ Työttömyys \rightarrow Δ (asuntolainat,korko,vuokrat)	3.47 (0.324)
Δ Vuokrat \rightarrow Δ (asuntolainat,korko,työttömyys)	6.05 (0.109)
Samanaikainen kausalisuus	
Muuttujat	χ^2 (p-arvo)
Δ Asuntolainat ja Δ (korko,työttömyys,vuokrat)	40.65*** (0.000)
Δ Korko ja Δ (asuntolainat,työttömyys,vuokrat)	45.24*** (0.000)
Δ Työttömyys ja Δ (asuntolainat,korko,vuokrat)	7.11* (0.072)
Δ Vuokrat ja Δ (asuntolainat,korko,työttömyys)	8.25** (0.044)

***, **, * viittaavat nollahypoteesin hylkäämiseen 1 %, 5 % ja 10 % merkitsevyystasoilla. Δ tarkoittaa ensimmäistä differenssiä.

Järjestelmätason kausalisuudessa asuntolainakannan nollahypoteesi hylätään 10 % merkitsevyystasolla ($p = 0.056$). Yhdessä tarkasteltuna asuntolainakannan viivästetyt arvot tuovat jonkin verran ennustearvoa muille muuttujille, mutta nollahypoteesia ei hylätä tavanomaisilla merkitsevyystasoilla. Yksittäisten yhtälöiden tasolla koron ennustearvo kohdistuu asuntolainakantaan, mutta koko järjestelmän tasolla vaikutus laimenee, koska korko ei ennusta työttömyyttä ja vuokria. Kupčinskasin ja Paškevičiusen (2020) tutkimukseen verrattuna Suomen tulokset ovat rakenteeltaan samankaltaisia. Järjestelmätasolla Suomessa ainoastaan asuntolainakanta on merkitsevä ja vertailumaissa

merkitseviä olivat työttömyys Ranskassa 1 % tasolla ja Italiassa 5 % tasolla sekä reaalkorko Espanjassa 10 % tasolla. Tämän tutkielman ja vertailututkimuksen osalta järjestelmätasolla ennustesuhteet ovat kuitenkin osin heikkoja. Tulos on johdonmukainen sen kanssa, että kuukausitason datalla lyhyen aikavälin ennusteet voivat olla heikkoja. Muuttujien väliset yhteydet ensisijaisesti ilmenevät pitkän aikavälin tasapainosuhteena.

Samanaikaisen kausaalisuuden osalta asuntolainojen ja koron residuaalit korreloivat merkitsevästi ($p = 0.000$) muiden muuttujien kanssa 1 % tasolla. Vuokrien osalta samanaikainen kausaalisuus on merkitsevä 5 % tasolla ($p = 0.044$) sekä työttömyyden osalta 10 % tasolla ($p = 0.072$). Samanaikainen riippuvuus ei kuitenkaan tarkoita suoraviivaista kausaalisuutta, vaan se viittaa siihen, että muuttujat reagoivat osittain samanaikaisiin shokkeihin. Suomen tulokset verrattuna Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) tuloksiin olivat myös samanaikaisen kausaalisuuden osalta vastaavanlaisia. Asuntolainat korreloivat merkitsevästi muiden muuttujien kanssa Suomessa sekä Saksassa (1 % tasolla), Ranskassa (1 % tasolla) ja Espanjassa (5 % tasolla). Reaalikorot puolestaan korreloivat merkitsevästi myös Saksassa ja Ranskassa 1 % tasolla. Espanjassa merkitsevyys oli 10 % ja Italiassa 5 %. Vuokrien samanaikainen kausaalisuus vastasi 5 % merkitsevyystasolla Saksan, Ranskan ja Espanjan tuloksia. Italiassa vuokrien samanaikainen kausaalisuus oli merkitsevä 10 % tasolla. Työttömyys ei ollut vertailumaissa merkitsevä millään tasolla. Tulokset viittaavat siihen, että valitut muuttujat reagoivat samanaikaisiin shokkeihin kaikissa tarkastelluissa maissa. Asuntolainojen ja koron välinen riippuvuus on johdonmukainen korkokanavan keskeisen roolin kanssa.

Granger-kausalisuustestit täydentävät VECM-mallin antamaa kuvaa muuttujien välisestä dynamiikasta. Yksittäisten yhtälöiden tasolla ainoastaan uusien myönnettyjen asuntolainojen reaalkorko ja reaalisen asuntolainakannan logaritmi olivat tilastollisesti merkitseviä. Koko järjestelmätasolla lyhyen aikavälin ennustesuhteet ovat heikkoja, mikä on johdonmukaista hitaan sopeutumisenopeuden kanssa. Samanaikainen kausaalisuus osoittaa, että muuttujat reagoivat yhteisiin shokkeihin erityisesti reaalisen asuntolainojen logaritmin ja uusien myönnettyjen asuntolainojen reaalkoron osalta. Tulos

korostaa, että Suomen asuntolainamarkkinoiden ja makrotaloudellisten muuttujien väliset yhteydet pääosin ilmenevät pitkän aikavälin tasapainona, ei lyhyen aikavälin ennustusuhteina.

6 Yhteenveto ja johtopäätökset

Tämän pro gradu -tutkielman tavoitteena oli selvittää, onko Suomen asuntolainakannan ja valittujen makrotaloudellisten muuttujien välillä pitkän aikavälin tasapainosuhte ajanjaksolla 2003–2018, kuinka nopeasti asuntolainakanta sopeutuu pitkän aikavälin tasapainoon lyhyen aikavälin poikkeamista ja esiintyykö muuttujien välillä Granger-kausaalisuutta. Tutkielma toteutettiin aikasarjaekonometrisin menetelmin hyödyntäen Johansenin yhteisintegraatiotestiä, vektorin virheenkorjausmallia (VECM) ja Granger-kausaalisuustestejä. Aineisto koostui Euroopan keskuspankin tietokannoista noudetuista kuukausitason aikasarjoista ja analyysi suoritettiin käyttäen STATA-ohjelmaa.

Stationaarisuustestit osoittivat, että reaalisen asuntolainakannan logaritmi, reaalikorko, työttömyys ja vuokrien vuosimuutokset ovat ei-stationaarisia tasossa, mutta integroituineita astetta yksi. Zivot-Andrews testin perusteella rakenteelliset murtumat eivät muuttaneet tulkintaa muuttujien integraatioasteesta. Tutkielmaan valittujen makrotaloudellisten muuttujien välillä havaittiin yksi yhteisintegraatiosuhde. Tuloksen mukaan muuttujien välillä on pitkän aikavälin tasapainosuhte, jonka saavuttamiseen menee arviolta 8,8 vuotta. Tarkasteluperiodille mahtui vain muutama pitkäkestoinen sykli, kuitenkin sopeutuminen oli varsin ennustettavaa, kun vain yhden periodin viive oli merkityksellinen.

Pitkän aikavälin yhtälön perusteella reaalikorolla on positiivinen yhteys asuntolainakantaan, mikä poikkeaa tutkielman hypoteesista H1, jonka mukaan koron ja asuntolainakannan välillä odotettiin negatiivista yhteyttä. Pitkän aikavälin yhtälössä kerroin 0.070 tarkoittaa, että 1 % nousu reaalikorossa kasvattaa asuntolainakantaa 7 %. Korkojousto on näin huomattavasti suurempi kuin vertailumaissa, mikä voi heijastaa Suomen asuntolainamarkkinoiden erityistä herkkyyttä korkotason muutoksille sekä reaalikoron suurempaa vaihtelua tarkastelujaksolla. Työttömyyden negatiivinen vaikutus on yhdenmukainen hypoteesin H2 kanssa. Työttömyyden kasvu heikentää kotitalouksien maksukykyä ja lainanottokelpoisuutta, mikä laskee asuntolainakantaa. Vuokrien vaikutus osoittautui negatiiviseksi vastoin tutkielman hypoteesia H3. Tulos voi johtua vuokrien vähäisestä vaihtelusta tarkastelujaksolla. Vuokrien vuosimuutos ei myöskään välttämättä kuvasta

suoraan omistusasumisen kysyntää, joka voi heikentää sen yhteyttä asuntolainakannan kehitykseen. Lyhyellä aikavälillä muuttujista mikään ei ollut tilastollisesti merkitsevä, vaan mallin dynamiikka määräytyi yksinomaan virheenkorjaustermien kautta. Granger-kausalisuustestien mukaan reaalikoron muutos ennustaa asuntolainakannan muutosta erittäin merkitsevästi. Työttömyyden ja vuokrien osalta kausalisuutta ei havaittu kumpaakaan suuntaan. Järjestelmän tasolla kausalisuus oli heikkoa, mikä on johdonmukaista hitaan sopeutumisenopeuden kanssa.

Tutkielman lähtökohtana oli myös vertailla tuloksia Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) tutkimuksen kanssa. He löysivät yhteisintegraatiosuhteen Ranskassa, Espanjassa ja Italiassa. Sopeutumisenopeus Suomen osalta oli varsin hidasta ja lähimpänä Espanjaa (8,3 vuotta). Suomen asuntolainamarkkinat ovat selvästi pienemmät ja korkovaihtelu suurempaa kuin vertailumaissa, mikä heijastuu tuloksiin. Merkittävin ero vertailumaihin on reaalikoron pitkän aikavälin vaikutuksen suuruus, joka on lähes kaksinkertainen Ranskaan ja Espanjaan nähden. Tämä korostaa makrovakausvälineiden, kuten Suomessa toistaiseksi käyttöönottamattoman DTI-katon tarvetta velkaantumisen hallinnassa. Tarkastelujakso kattoi pitkän matalan korkotason jakson, joten kertoimen etumerkki heijastaa ajanjakson historiallista kehitystä. Mikäli analyysi ulottuisi 2020-luvulle, jolloin nopeat koronnostot yhdistyivät asuntolainakannan supistumiseen, vaikutussuunta voisi olla päinvastainen. Granger-kausalisuuden osalta reaalikoron ennustearvo asuntolainakannalle löydettiin Ranskassa ja Espanjassa, joka kertoo markkinoiden toimivuudesta.

Tutkielman käyttämässä Kupčinskasin ja Paškevičiuksen (2020) lähestymistavassa on myös rajoitteita, jotka on syytä huomioida tulosten tulkinnassa. Analyysi kohdistui neljään muuttujaan eikä sisältänyt esimerkiksi BKT:tä tai asuntohintoja, jotka kirjallisuuden mukaan ovat keskeisiä luotonannon selittäjiä. Huomioitavaa on, että työttömyys ja korko korreloivat vahvasti BKT:n kanssa, joten sen puuttuminen ei välttämättä ole merkittävä rajoite muuttujavalinnan kannalta. Hofmann (2001) havaitsi aiemmilla vuosikymmenillä Suomen osalta, että pitkän aikavälin yhteys kytkeytyi tästä tutkimuksesta poiketen lähes kokonaan kiinteistöhintoihin. Tähän voi vaikuttaa se, että asuntomarkkinat olivat

enemmän säänneltyt. Vaikka tutkielmassa käytetty kuukausitason data mahdollisti lyhyen aikavälin tarkastelun, jäi tulokset lyhyen aikavälin dynamiikan kannalta heikoksi. Kuten Constantinescu ja Lastauskas (2018) mainitsivat, niin aineistofrekvenssi voi vaikuttaa tuloksiin. Jatkotutkimuksia ajatellen neljännesvuosittainen tai vuosittainen data voisi tuottaa informatiivisempia lyhyen aikavälin tuloksia. Lisäksi jatkotutkimuksissa voisi olla perusteltua laajentaa muuttujajoukkoa sisällyttämällä asuntohinnat tai bruttokansantuote tutkimukseen tai pidentää tarkastelujaksoa. Tarkastelujakson pidentäminen siten, että 2020-luvun korkojen nousu sisältyisi aineistoon, voisi muuttaa muuttujien pitkän aikavälin suhdetta. Erityisesti korkotason jyrkkä nousu saattaa paljastaa vahvemman negatiivisen yhteyden korkojen ja asuntolainakannan välillä. Myös alueelliset tarkastelut esimerkiksi pääkaupunkiseudun ja muun Suomen välillä olisivat mielenkiintoisia, sillä pääkaupunkiseudun voimakas väestönkasvu ja asuntojen kysyntä voivat johtaa erilaiseen asuntolainamarkkinoiden dynamiikkaan verrattuna hitaammin kasvaviin alueisiin.

Lähteet

- Acemoglu, D. (2001). Credit market imperfections and persistent unemployment. *European economic review*, 45(4), 665-679. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00107-6](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00107-6)
- Anundsen, A. K., Gerdrup, K., Hansen, F., & Kragh-Sørensen, K. (2016). Bubbles and Crises: The Role of House Prices and Credit. *Journal of applied econometrics* (Chichester, England), 31(7), 1291-1311. <https://doi.org/10.1002/jae.2503>
- Asplund, T. & Topi, J. (2022). Macroprudential toolkit should be replenished in Finland and Europe. *Bank of Finland Bulletin*, 96(1). <https://urn.fi/URN:NBN:fi:bof-202205271248>
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *The Journal of economic perspectives*, 9(4), 27-48. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
- Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1998). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework (NBER Working Paper No. 6455). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w6455>
- Bethune, Z., Rocheteau, G., & Rupert, P. (2015). Aggregate unemployment and household unsecured debt. *Review of economic dynamics*, 18(1), 77-100. <https://doi.org/10.1016/j.red.2014.08.002>
- Borio, C., & Lowe, P. (2002). Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus. BIS Working Paper No, 114. <https://doi.org/10.2139/ssrn.846305>
- Constantinescu, M., & Lastauskas, P. (2018). The knotty interplay between credit and housing. *The Quarterly review of economics and finance*, 70, 241-266. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.05.013>
- Cronin, D., & McQuinn, K. (2016). Credit availability, macroprudential regulations and the house price-to-rent ratio. *Journal of policy modeling*, 38(5), 971-984. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2016.06.002>
- Davis, E. P., & Zhu, H. (2011). Bank lending and commercial property cycles: Some cross-country evidence. *Journal of international money and finance*, 30(1), 1-21. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.06.005>

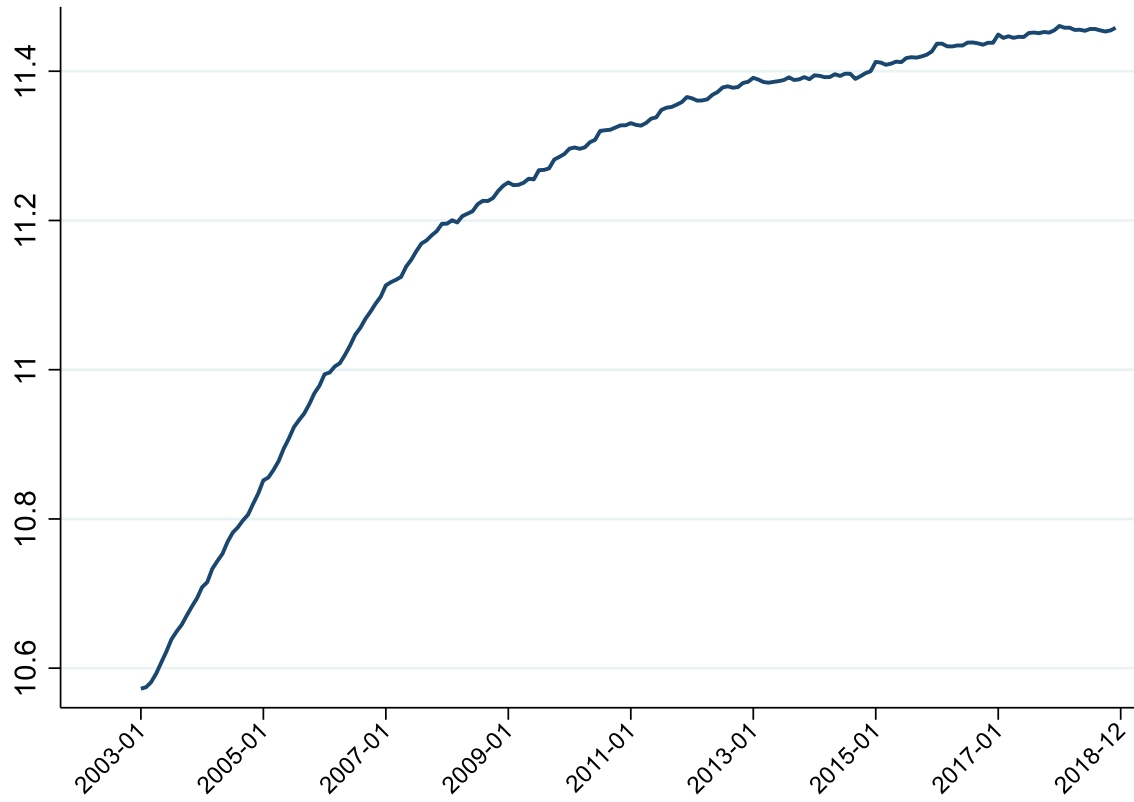
- DeFusco, A. A., & Paciorek, A. D. (2014). The Interest Rate Elasticity of Mortgage Demand: Evidence from Bunching at the Conforming Loan Limit. *Finance and economics discussion series*, 2014.0(11), 1-60. <https://doi.org/10.17016/feds.2014.11>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dromel, N. L., Kolakez, E., & Lehmann, E. (2010). Credit constraints and the persistence of unemployment. *Labour economics*, 17(5), 823-834. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.04.005>
- Duca, J. V., Muellbauer, J., & Murphy, A. (2011). House Prices and Credit Constraints: Making Sense of the US Experience. *The Economic journal (London)*, 121(552), 533-551. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02424.x>
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1951). Testing for serial correlation in least squares regression. II. *Biometrika*, 38(1-2), 159-178. <https://doi.org/10.1093/biomet/38.1-2.159>
- European Central Bank. (2026a). Balance Sheet Items Statistics (BSI): Loans for house purchase to households, Finland [BSI.M.FI.N.A.A22.A.1.U6.2250.Z01.E]. ECB Statistical Data Warehouse. Noudettu 20.1.2026 osoitteesta <https://data.ecb.europa.eu>
- European Central Bank. (2026b). Harmonised Index of Consumer Prices (HICP): Overall index, Finland [ICP.M.FI.N.000000.4.INX]. ECB Statistical Data Warehouse. Noudettu 20.1.2026 osoitteesta <https://data.ecb.europa.eu>
- European Central Bank. (2026c). MFI Interest Rate Statistics (MIR): New loans for house purchase to households, Finland [MIR.M.FI.B.A2C.A.R.A.2250.EUR.N]. ECB Statistical Data Warehouse. Noudettu 20.1.2026 osoitteesta <https://data.ecb.europa.eu>
- European Central Bank. (2026d). Harmonised Unemployment Rate, Finland [LFSI.M.FI.S.UNEHRT.TOTAL0.15_74.T]. ECB Statistical Data Warehouse. Noudettu 20.1.2026 osoitteesta <https://data.ecb.europa.eu>

- European Central Bank. (2026e). HICP: Actual rentals for housing, Finland [ICP.M.FI.N.041000.4.ANR]. ECB Statistical Data Warehouse. Noudettu 20.1.2026 osoitteesta <https://data.ecb.europa.eu>
- Finanssivalvonta. (2015). Regulations and guidelines 3/2015: Calculation of maximum loan-to-value ratio. Noudettu 16.2.2026 osoitteesta https://www.finanssivalvonta.fi/en/regulation/FIN-FSA-regulations/code-of-conduct/03_2015/
- Freddie Mac. (2024). The decline in relative housing affordability and the impact on homebuyer search behavior. Economic & Housing Research Note. <https://www.freddiemac.com/research/pdf/202411-Note-November-2024-Renting-vs-Owning.pdf>
- Goodman, A. C. (1988). An econometric model of housing price, permanent income, tenure choice, and housing demand. *Journal of urban economics*, 23(3), 327-353. [https://doi.org/10.1016/0094-1190\(88\)90022-8](https://doi.org/10.1016/0094-1190(88)90022-8)
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Hofmann, B. (2001). The determinants of private sector credit in industrialised countries: Do property prices matter? BIS Working Paper No, 108. <http://doi.org/10.2139/ssrn.847404>
- Iacoviello, M. (2005). House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle. *The American economic review*, 95(3), 739-764. <https://doi.org/10.1257/0002828054201477>
- Johansen, S. (1987). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics & control*, 12(2), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Kaas, L., Kocharkov, G., Preugschat, E., & Siassi, N. (2021). Low Homeownership in Germany—a Quantitative Exploration. *Journal of the European Economic Association*, 19(1), 128-164. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvaa004>
- Kupčinskis, K., & Paškevičius, A. (2020). An assessment of house loans cointegration with

- macro variables in selected euro zone countries. *Ekonomika – Vilniaus universitetas*, 99(2), 39-58. <https://doi.org/10.15388/Ekon.2020.2.3>
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer.
- Mian, A., Sufi, A., & Verner, E. (2017). Household debt and business cycles worldwide. *The Quarterly journal of economics*, 132(4), 1755-1817. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx017>
- Nakamura, F. (2023). Household debt and borrower-based measures in Finland: Insights from a heterogeneous agent model. *IMF Working Paper*, 2023(262). <https://doi.org/10.5089/9798400263132.001>
- Nunes, L. C., Newbold, P., & Kuan, C. (1997). Testing for Unit Roots with Breaks: Evidence on the Great Crash and the Unit Root Hypothesis Reconsidered. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 59(4), 435-448. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00076>
- Petrosky-Nadeau, N. (2014). Credit, vacancies and unemployment fluctuations. *Review of economic dynamics*, 17(2), 191-205. <https://doi.org/10.1016/j.red.2013.10.001>
- Poterba, J. M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: An asset-market approach. *The Quarterly journal of economics*, 99(4), 729-751. <https://doi.org/10.2307/1883123>
- Putkuri, H. & Voutilainen, V. (2022). Uudet asuntolainat entistä suurempia – yhä merkittävämpi osa myös aiempaa pidempiä. *Euro & talous*, 1/2022. Noudettu 4.2.2026 osoitteesta <https://www.eurojatalous.fi/fi/2022/1/uudet-asuntolainat-entista-suurempia-yha-merkittavampi-osa-myos-aiempaa-pidempia/>
- Putkuri, H. (2010). Housing loan rate margins in Finland. *Bank of Finland Research Discussion Paper No. 10/2010*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1601275>
- Putkuri, H. (2016). Suuri asuntovelkaantuneisuus kasvattaa vakausriskejä. *Euro & talous*, 2/2016. Noudettu 4.2.2026 osoitteesta <https://www.eurojatalous.fi/fi/2016/2/suuri-asuntovelkaantuneisuus-kasvattaa-vakausriskeja/>

- Putkuri, H. (2018). Wide regional disparities in Finnish house prices and household indebtedness. *Bank of Finland Bulletin*, 92(2). <https://urn.fi/URN:NBN:fi:bof-201805241578>
- Schularick, M., & Taylor, A. M. (2012). Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008. *The American economic review*, 102(2), 1029-1061. <https://doi.org/10.1257/aer.102.2.1029>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of statistics*, 6(2), 461-464. <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2019). *Introduction to econometrics: Global edition (4th ed.)*. Pearson Education Limited.
- Suomen Pankki. (2016). Suomen rahoitusjärjestelmän vakaus ei ole itsestäänselvyys. Euro ja talous. Noudettu 6.2.2026 osoitteesta <https://www.eurojatalous.fi/fi/2016/2/suomen-rahoitusjarjestelman-vakaus-ei-ole-itsestaanselvyyys/>
- Suomen Pankki. (2019). Vuosikertomus 2018. Suomen Pankki. Noudettu 5.2.2026 osoitteesta <https://publications.bof.fi/handle/10024/42215>

Liite 2. Reaalisen asuntolainakannan logaritmin kehitys vuosina 2003–2018.



Liite 3. Tekoälyn hyödyntäminen.

Pro gradu -tutkielmassa on noudatettu Vaasan yliopiston kirjoitusohjeita tekoälyn hyödyntämisessä.

Käytetty malli: OpenAI:n ChatGPT 5.2

Käyttötarkoitus:

- Stata-ohjelman käskyjen kirjoittamisen ja joidenkin tulosten tulkinnan apuna.
- Tutkimuksen aiheeseen liittyvien lähteiden etsiminen.
- Lauserakenteiden parantaminen, kirjoitusvirheiden etsiminen ja sanamuotojen valinta.

Tekoälyn tuottamia vastauksia ja tekstiä on arvioitu kriittisesti eikä niitä ole käytetty sellaisenaan. Tutkielman sisällöstä ja analyyseistä vastaa työn tekijä.