Tampereen yliopisto

Taina Sinivuori

EUROOPAN KESKUSPANKIN RAHAPOLITIIKAN VÄLITTYMINEN SUOMALAISTEN YRITYSTEN INVESTOINTEIHIN

Johtamisen ja talouden tiedekunta
Pro gradu -tutkielma
Joulukuu 2020

TIIVISTELMÄ

Taina Sinivuori: Euroopan keskuspankin rahapolitiikan välittyminen suomalaisten yritysten investointeihin
Pro gradu -tutkielma
Tampereen yliopisto, kauppatieteiden maisteriohjelma, taloustiede
Joulukuu 2020

Tuotannolliset investoinnit ovat tärkeä pitkän aikavälin kasvua määrittelevä tekijä. Finanssikriisin ja euroalueen velkakriisin vaikutuksesta yritysten tuotannollisten investointien kasvu hidastui Suomessa merkittävästi. Investointien trendi on myös kriisien jälkeen jäänyt matalammalle tasolle siitä huolimatta, että EKP on mittavilla rahapoliittisilla toimillaan pyrkinyt vahvistamaan talouskasvua ja investointeja. Tämän tutkielman tavoitteena on neoklassista investointimallia hyödyntäen selvittää onko EKP:n rahapoliittisilla toimilla ollut vaikutusta suomalaisten yritysten investointeihin ja onko rahapolitiikan vaikutus muuttunut tarkastellulla ajanjaksolla, vuosina 2000-2018. Tutkielma on ensimmäinen finanssikriisin jälkeen tehty selvitys EKP:n rahapolitiikan välittymisestä suomalaisten yritysten investointeihin.

Akateemisen kirjallisuuden mukaan rahapolitiikka välittyy investointeihin ensisijaisesti korkokanavan ja luottokanavan kautta, sillä ne vaikuttavat pankkien lainanannon kautta suoraan yrityksen rahoituksen hintaan ja lainattavissa olevien varojen määrään. Näiden kanavien lisäksi varallisuushintoihin, kuten yritysten osakkeisiin, vaikuttavalla varallisuuskanavalla katsotaan olevan suora vaikutus investointeihin. Empiirisen tutkimuksen mukaan muutokset rahapolitiikassa eivät kuitenkaan välity talouteen yhtä tehokkaasti kriisien aikana, johtuen rahapolitiikan välittymismekanismin heikentymisestä.

Tutkielman aineistona käytetään Etlan ja Talouselämän yritystietokantaa, joka koostuu liikevaihdoltaan Suomen suurimpien yritysten vuosittaisista tilinpäätöstiedoista. Aineistosta koostettiin tasapainoinen 91 yrityksen paneeli sekä epätasapainoinen 479 yrityksen paneeli. Estimoinnit suoritettiin käyttäen staattista kiinteiden vaikutusten mallia sekä dynaamista Arellano-Bond GMM-menetelmää. Ensimmäisessä vaiheessa yrityskohtaiset muuttujat estimoitiin kiinteiden vuosivaikutusten kanssa koko tarkasteluperiodin vuosien 2000-2018 ajalta. Toisessa vaiheessa kiinteät vuosivaikutukset korvattiin valikoiduilla makromuuttujilla ja tuloksia verrattiin ensimmäisen vaiheen tuloksiin, jotta voitiin arvioida tuottavatko kiinteät vuosivaikutukset sisältävä malli ja makromuuttujat sisältävä malli yhdenmukaisia tuloksia. Kolmannessa vaiheessa makromuuttujat sisältävä malli estimoitiin kapeammissa rahapolitiikan virityksen mukaan jaetuissa ajanjaksoissa.

Saadut tulokset tukevat näkemystä, jonka mukaan rahapolitiikan keventämisellä on ollut suomalaisten yritysten investointiastetta kasvattava vaikutus koko tarkasteltavalla ajanjaksolla. EKP:n rahapolitiikan vaikutus investointiasteeseen on ollut voimakkaimmillaan tavanomaisen rahapolitiikan harjoittamisen aikana vuosina 2000-2007 ja vastaavasti heikoimmillaan pahimpina kriisivuosina 2008-2013. Vuosina 2014-2018 rahapolitiikan vaikutus palautui, mutta jäi kuitenkin selkeästi alhaisemmalle tasolle kriisiä edeltävään aikaan verrattuna. Suomalaisista yrityksistä saadut tulokset vaikuttaisivat tukevan myös muita, DSGE-malleilla saatuja tuloksia rahapolitiikan vaikutuksista investointeihin euroalueella. EKP:n rahapolitiikalla on ollut investointeja tukeva vaikutus sekä Suomessa että laajemmin euroalueella. Saadut tulokset näyttäisivät lisäksi tukevan kirjallisuudessa havaittua ilmiötä rahapolitiikan välittymismekanismin heikentymisestä kriisiaikoina.

Avainsanat: Euroopan keskuspankki, rahapolitiikka, investoinnit, neoklassinen investointiteoria

Tämän julkaisun alkuperäisyys on tarkastettu Turnitin OriginalityCheck –ohjelmalla.

SISÄLLYSLUETTELO

1 Johdanto 5
2 Teoreettinen viitekehys 7
2.1 Euroopan keskuspankin rahapolitiikka 7
2.1.1 Rahapolitiikan välittymismekanismi 7
2.1.2 Rahapolitiikan välittyminen investointeihin 8
2.1.3 Euroopan keskuspankin rahapolitiikkavälineet 10
2.2 Investointiteoriat 14
2.2.1 Yritysten investointeja mallintavat teoriat 15
2.2.2 Teorioiden näkökulmia rahapolitiikan vaikutuksista investointeihin 20
2.3 Aikaisempi EKP:n rahapolitiikan investointivaikutuksia koskeva tutkimus 20
3 Empiirinen tutkimus 24
3.1 Tutkimusaineisto ja muuttujat 24
3.2 Tutkimusmenetelmät 30
3.2.1 Kiinteiden vaikutusten malli 30
3.2.2 Satunnaisten vaikutusten malli 32
3.2.3 Arellano-Bond GMM-menetelmä 35
3.2.4 Epätasapainoinen paneeliaineisto 39
4 Ekonometrinen malli 41
4.1 Investointeja kuvaava virheenkorjausmalli 41
4.2 Makromuuttujat investointeja selittävinä tekijöinä 43
5 Empiiriset tulokset 47
5.1 Staattisen mallin empiiriset tulokset 47
5.2 Dynaamisen mallin empiiriset tulokset 52
6 Johtopäätökset 58

Lähdekirjallisuus 62
Liitteet 66
Liite 1. Tutkielmassa käytetyt muuttujat ja niiden kuvaukset 66
Liite 2. Epätasapainoisella aineistolla tehdyn dynaamisen ECM-mallin estimointitulokset ajanjaksoittain, selitettävä muuttuja I_t/K_{t-1} 67

Kuvioluettelo

Kuvio 1. Euroalueen varjokorko ja epätavanomainen rahapolitiikka 12
Kuvio 2. Epätasapainoisen paneeliaineiston havaintojen jakautuminen vuosittain 25
Kuvio 3. Suomalaisten yritysten nettoinvestointien kehitys 26
Kuvio 4. Euroalueen varjokorko ja perusrahoitusoperaatioiden korko 28

Taulukkoluettelo

Taulukko 1. Finanssikriisin jälkeen toteutettu tutkimus EKP:n rahapolitiikan vaikutuksista investointeihin 21
Taulukko 2. Yrityskohtaisten muuttujien keskeiset tunnusluvut 27
Taulukko 3. Yrityskohtaisten muuttujien yksikköjuuritestien tulokset 29
Taulukko 4. Makromuuttujien ADF-yksikköjuuritestien tulokset 46
Taulukko 5. Staattisten ECM-mallien estimointitulokset, selitettävä muuttuja I_t/K_{t-1} 48
Taulukko 6. Tasapainoisella aineistolla tehdyn staattisen ECM-mallin estimointitulokset ajanjaksoittain, selitettävä muuttuja I_t/K_{t-1} 51
Taulukko 7. Dynaamisten ECM-mallien estimointitulokset, selitettävä muuttuja I_t/K_{t-1} 53
Taulukko 8. Tasapainoisella aineistolla tehdyn dynaamisen ECM-mallin estimointitulokset ajanjaksoittain, selitettävä muuttuja I_t/K_{t-1} 55

1 JOHDANTO

Tuotannolliset investoinnit ovat tärkeä pitkän aikavälin kasvua määrittelevä komponentti, sillä ne nostavat talouden tuotantokapasiteettia kasvattamalla työn tuottavuutta. Vuosien 2008-2009 finanssikriisin ja vuosien 2010-2013 euroalueen velkakriisin aikaan kokonaisinvestointien ja yritysten tuotannollisten investointien kasvu hidastui Suomessa merkittävästi. Suomen kokonaisinvestoinnit, jotka koostuvat yksityisistä ja julkisista investoinneista, saavuttivat finanssikriisiä edeltäneen tasonsa kahdeksan vuotta kriisin alkamisen jälkeen vuonna 2016 ja tuotannolliset investoinnit vasta vuonna 2017. Investointien trendi on kuitenkin kokonaisuudessaan jäänyt matalammalle tasolle kuin millä se oli ennen finanssikriisiä. Tuotannollisilla investoinneilla tarkoitetaan tässä tutkielmassa rahoitusalan ulkopuolisten yritysten investointeja, jotka kattavat Suomessa hieman yli 50 prosenttia kokonaisinvestoinneista.

Euroopan keskuspankin (EKP, 2018) mukaan euroalueen investointien toipuminen on ollut seurausta kokonaiskysynnän ja tuotto-odotusten kasvusta, parantuneesta rahoituksen välittymisestä sekä epävarmuuden pienenemisestä. Rahapolitiikalla voidaan nähdä olevan vaikutus kaikkiin näihin tekijöihin. Hintavakauden ylläpito on EKP:n rahapolitiikan ensisijainen tavoite, samalla kun sen toissijainen tavoite on tukea Euroopan unionin yleistä talouspolitiikkaa, kuten edistää euroalueen talouskasvua ja työpaikkojen luontia. Näitä tavoitteita tukeakseen EKP on finanssikriisin jälkeen pudottanut ohjauskorkonsa nollaan ja ottanut käyttöön useita erilaisia epätavanomaisen rahapolitiikan keinoja euroalueen talouden piristämiseksi. EKP on toimillaan pyrkinyt parantamaan yritysten rahoitusolosuhteita ja siten vahvistamaan talouskasvua ja investointeja.

EKP:n rahapolitiikkatoimien vaikutuksia yritysten rahoitusolosuhteisiin ja rahoitusalalla toimiviin yrityksiin on finanssikriisin aikaan ja jälkeen tutkittu kattavasti, sillä rahapolitiikka välittyy reaalitalouteen ennen kaikkea rahoitusmarkkinoiden ja finanssialan toimijoiden kautta. Sen sijaan rahapolitiikan vaikutuksia investointeihin on tutkittu vähemmän. Finanssikriisin jälkeen EKP:n rahapolitiikan investointivaikutuksia on tutkittu vain kourallisessa tutkimuksia, joista niissäkin suurimmassa osassa on tarkasteltu rahapolitiikan vaikutuksia euroalueen kokonaisinvestointeihin aggregaattitasolla. Tuotannollisten investointien reaktioita rahapolitiikkaan on kriisivuosien jälkeen tutkittu yritysaineistolla vain kahdessa tutkimuksessa. Tämä on toisaalta luontevaa, sillä aineistoa investoinneista on finanssikriisin alkamisen jälkeen kertynyt vasta reilulta vuosikymmeneltä. Suomen aineistolla vaikutuksia ei finanssikriisin jälkeen ole tutkittu lainkaan.

Euroalueen talouskasvun tukemisen ollessa osa EKP:n rahapolitiikan sekundaarista tavoitetta on tärkeää tarkastella rahapolitiikan välittymistä myös investointeihin. Toiseksi on huomioitava, että

EKP:n harjoittama rahapolitiikka on kaikille euroalueen jäsenmaille yhteistä. Jäsenmaiden erojen takia rahapolitiikka ei välttämättä ole optimaalista kaikille jäsenmaille tai vaikuta niihin samalla tavalla. Koska finanssikriisi ja euroalueen velkakriisi olivat ensimmäiset vakavat talouskriisit talous- ja rahaliiton perustamisen jälkeen, niissä sovellettuja rahapolitiikkatoimenpiteitä on perusteltua tarkastella myös yksittäisen jäsenmaan näkökulmasta. Oikein kohdennettujen ja mitoitettujen rahapolitiikkapäätösten tekeminen edellyttää tietoa rahapolitiikan vaikutusten voimakkuudesta jäsenmaiden reaalitaloudessa.

Investoinnit ovat tärkeä talouskasvua määrittelevä tekijä ja niiden taso on kriisivuosien jälkeen jäänyt alhaiseksi, vaikka EKP on kohdentanut toimia kasvun käynnistämiseksi ja ohjannut epätavanomaisella rahapolitiikalla sijoittajia riskisempiin sijoituskohteisiin. Tämän tutkielman tavoitteena on selvittää, onko EKP:n rahapoliittisilla toimilla ollut vaikutusta suomalaisten rahoitusalan ulkopuolisten yritysten investointeihin ja onko rahapolitiikan vaikutus muuttunut tarkastellulla ajanjaksolla, vuosina 2000-2018. Vaikka euro otettiin Suomessa käteisvaluuttana käyttöön vasta vuoden 2002 alusta, oli se tilivaluuttana ollut käytössä jo vuoden 1999 alusta, jolloin EKP myös otti vastuun euroalueen rahapolitiikan harjoittamisesta. Näin ollen EKP on vastannut rahapolitiikasta tarkasteluajanjaksona vuosina 2000-2018.

Tutkielma jakautuu kuuteen lukuun. Tutkielman toisessa luvussa esitellään teoreettinen viitekehys, jossa tarkastellaan rahapolitiikan välittymismekanismia, EKP:n rahapolitiikkavälineitä sekä yritysten investointeja mallintavia teorioita. Lisäksi luodaan kirjallisuuskatsaus vuoden 2010 eli finanssikriisin jälkeen tehdyistä tutkimuksista liittyen EKP:n rahapolitiikan välittymisestä investointeihin. Kolmannessa luvussa käydään läpi empiirisen tutkimuksen viitekehys, mukaan lukien tarkasteltavan aineiston, muuttujien sekä tutkimusmenetelmien esittely. Neljännessä luvussa teoreettisen viitekehyksen pohjalta muodostetaan tutkielmassa sovellettava neoklassinen investointimalli sekä valitaan malliin selittäviksi muuttujiksi kokeiltavat makromuuttujat. Viidennessä luvussa esitellään empiiriset tulokset ja kuudennessa luvussa tutkielman johtopäätökset.

2 TEOREETTINEN VIITEKEHYS

Tutkielmassa tarkastellaan EKP:n rahapolitiikan välittymistä investointeihin, joten teoreettinen viitekehys rakentuu EKP:n rahapolitiikan välittymismekanismin ja rahapolitiikkavälineiden esittelystä sekä investointiteorioista. Luvun lopussa esitetään kirjallisuuskatsaus finanssikriisin jälkeen tehdyistä tutkimuksista koskien EKP:n rahapolitiikan vaikutuksia investointeihin.

2.1 Euroopan keskuspankin rahapolitiikka

Euroopan unionin toiminnasta tehty sopimus (SEUT) määrittelee euroalueen rahapolitiikan periaatteet, tavoitteet ja perustehtävät. Tehtäviä on lisäksi täsmennetty Euroopan keskuspankkijärjestelmän (EKPJ) ja EKP:n perussäännössä. SEUT 119 artiklan 2 kohdan ja 127 artiklan 1 kohdan mukaan EKPJ:n ensisijaisena tavoitteena on ylläpitää hintatason vakautta. Tämä tarkoittaa euroalueen yhdenmukaistetun kuluttajahintaindeksin pitämistä alle, mutta lähellä kahden prosentin vuotuista nousua keskipitkällä aikavälillä. EKPJ:n toissijaisena tavoitteena on tukea yleistä talouspolitiikkaa Euroopan unionissa. (SEUT 127 artikla 1 kohta). Eurojärjestelmällä, johon kuuluvat EKP ja euromaiden kansalliset keskuspankit, on vastuu rahapolitiikan harjoittamisesta euroalueella. Rahapolitiikkaa toteutetaan rahapolitiikkavälineillä ja kaikkia rahapolitiikan toimeenpanokanavia kutsutaan yhdessä rahapolitiikan välittymismekanismiksi. (EKP, 2011, 55).

2.1.1 Rahapolitiikan välittymismekanismi

Rahapolitiikan vaikutus talouteen on erilaista riippuen siitä, tarkastellaanko sitä pitkällä vai lyhyellä aikavälillä. David Humen (1752) kehittämän rahan kvantiteettiteorian mukaan raha on neutraalia pitkällä aikavälillä. Rahan määrän muutoksella on tällöin pitkällä aikavälillä vaikutusta vain hintatasoon, mutta sillä ei voida vaikuttaa reaalitalouden muuttujiin, kuten työllisyyteen tai tuotantoon. Kvantiteettiteoria on empiirisesti vahvistettu (ks. esim. Lucas, 1980; McCandless ja Weber, 1995), mutta ei kuitenkaan yksimielisesti hyväksytty (ks. esim. Woodford, 2008).

Keskuspankilla ei ole mahdollisuutta vaikuttaa talouskasvuun pitkällä aikavälillä suoraan rahan tarjontaa säätelemällä. Kvantiteettiteorian mukaan rahan määrän muutoksilla voidaan vaikuttaa kuitenkin inflaation tasoon. Muutos inflaatiossa puolestaan muuttaa Fisher-vaikutuksen[1] kautta nimelliskorkoa. Kvantiteettiteorian ja Fisher-vaikutuksen mukaisesti keskuspankki voi ohjata

[1] Fisher-yhtälö esitetään muodossa $i = r^* + \pi^e$, missä i on nimelliskorko, r^* on odotettu reaalikorko ja π^e on odotettu inflaatio. Nimelliskorko voi yhtälön mukaan muuttua joko odotetun reaalikoron muutoksen tai inflaatio-odotusten muutoksen vuoksi. Nimelliskoron ja inflaatio-odotuksen välistä suhdetta kutsutaan Fisher-vaikutukseksi.

inflaatiokehitystä, ja siten nimelliskorkoja, pitkällä aikavälillä muuttamalla rahan määrää taloudessa. (EKP, 2011, 55-56; Mankiw ja Taylor, 2008, 110).

Lyhyellä aikavälillä rahapolitiikalla voidaan kuitenkin vaikuttaa reaalitalouteen, kuten tuotantoon ja hintoihin, rahapolitiikan välittymiskanavien kautta (EKP, 2011, 55). Lyhyellä aikavälillä hintataso oletetaan jäykäksi, joten keskuspankin tekemät muutokset rahapolitiikassa vaikuttavat väliaikaisesti reaalimuuttujiin. (Bils et al., 2003, 3). Keskuspankki vaikuttaa talouteen muuttamalla ohjauskorkonsa tasoa ja kierrossa olevan rahan määrää. Nämä rahapolitiikkatoimet puolestaan vaikuttavat markkinakorkoihin, pankkijärjestelmän maksuvalmiuteen, inflaatio-odotuksiin, varallisuushintoihin ja valuuttakursseihin. (Svensson, 2002, 263-264). Rahapolitiikan välittyminen talouteen on kuitenkin hidasta, sillä välittymiseen liittyy pitkiä viiveitä ja epävarmuutta.

2.1.2 Rahapolitiikan välittyminen investointeihin

Akateemisen kirjallisuuden mukaan rahapolitiikka välittyy investointeihin ensisijaisesti korkokanavan ja luottokanavan kautta, sillä ne vaikuttavat pankkien lainanannon kautta suoraan yrityksen rahoituksen hintaan ja lainattavissa olevien varojen määrää. (Angeloni et al., 2003, 410-411; Chatelain et al., 2003, 27; Boivin et al., 2010, 7). Lisäksi rahapolitiikan varallisuuskanavalla katsotaan olevan suora vaikutus investointeihin (Brainard ja Tobin, 1976, 14; Bernanke ja Gertler, 1995, 35; Boivin et al., 2010, 7). Rahapolitiikka välittyy investointeihin kuitenkin myös epäsuorasti vaikuttamalla talouden toimijoiden pitkän aikavälin odotuksiin, tuottokäyrään, valuuttakursseihin ja talouden toimijoiden riskinottohalukkuuteen. Tutkimusten mukaan rahapolitiikan vaikutus näkyy investoinneissa kuitenkin viipeellä (Bernanke ja Gertler, 1995, 46).

Markkinakorkojen ohjaus on ensisijainen rahapolitiikan toimeenpanokanava. Tästä käytetään nimitystä korkokanava. Keskuspankki ohjaa markkinakorkoja muuttamalla avomarkkinaoperaatioissaan käytettäviä virallisia ohjauskorkojaan. Keskuspankilla on yksinoikeus rahaperustan luomiseen, joten se voi vapaasti määritellä pankkien likviditeetin hankintakustannuksiin vaikuttavat ohjauskorot. (EKP, 2011, 58). Korkokanavan välityksellä keskuspankin ohjauskorkojen muutos vaikuttaa suoraan rahamarkkinakorkoihin ja epäsuorasti pankkien lyhyisiin antolainaus- ja talletuskorkoihin (Beyer et al., 2017, 13).

Luottokanava puolestaan jakautuu pankkilainoituskanavaan ja tasekanavaan. Pankkilainoituskanavan kautta keskuspankki pystyy epäsuorasti vaikuttamaan pankkireservien määrään, joka puolestaan vaikuttaa pankin lainattavien varojen tarjontaan ja siten pankkien myöntämien lainojen määrään (Bernanke ja Blinder, 1988, 437-438; Kashyap ja Stein, 1994, 222). Pankkilainoituksen määrän kasvu mahdollistaa yritysten investointien kasvattamisen lainarahalla.

Pankkilainoituskanavalla keskuspankki voi vaikuttaa myös lainanoton kustannuksiin. Muutokset keskuspankin perusrahoitusoperaatioiden korossa, joilla pankit jälleenrahoittavat toimintaansa, välittyvät pankkien rahoituskuluihin. Pankkien rahoituskustannusten aleneminen mahdollistaa antolainauksen alhaisemmilla koroilla, mikä laskee yritysten pääoman kustannuksia ja tekee investoimisesta kannattavampaa. (Beyer et al., 2017, 15-16).

Luottokanavan tasekanavan kautta korkojen muutoksilla on vaikutusta myös yritysten taseisiin. Matalat korot kasvattavat yleisön halua sijoittaa varojaan osakkeisiin suhteessa velkakirjoihin. Osakkeiden kysynnän kasvu nostaa osakkeiden hintoja ja kasvattaa yritysten nettovarallisuutta. Varallisuushintojen nousu kasvattaa yritysten lainojen vakuutena käyttämien vakuuksien arvoa, jolloin yritysten luotonsaanti helpottuu. Tämä parantaa yritysten investointimahdollisuuksia. (Bernanke ja Gertler, 1995, 35-36; Mishkin 1996, 7).

Keskuspankin ohjauskorkojen muutokset vaikuttavat pitkiin markkinakorkoihin vain, mikäli ne pystyvät muuttamaan markkinoiden odotuksia pitkän aikavälin talouskehityksestä (EKP, 2011, 59). Odotuskanavan kautta keskuspankki pystyy vaikuttamaan talouden toimijoiden pitkän aikavälin odotuksiin, joka puolestaan vaikuttaa heidän käyttäytymiseensä. Keskuspankin laskiessa ohjauskorkoja lyhyet nimelliskorot laskevat. Jäykkien hintojen ja inflaation vuoksi inflaatio-odotukset muuttuvat hitaasti, jolloin lyhyiden nimelliskorkojen lasku laskee myös lyhyitä reaalikorkoja. Koska nykyiset reaalikorot vaikuttavat odotuksiin pitkistä reaalikoroista, myös pitkät reaalikorot laskevat. (Beyer et al., 2017, 17). Yritysten investointipäätökset perustuvat reaalikorkoon, jolloin reaalikorkojen lasku kasvattaa pääoman kysyntää (Mankiw ja Taylor, 2008, 112-113). Odotuskanavan tehokkuus on riippuvainen keskuspankin viestinnän uskottavuudesta.

Keskuspankin aikaansaama reaalikoron lasku nostaa olemassa olevan pääoman arvoa samalla kun se laskee pääoman kustannuksia. Myös tällä rahapolitiikan varallisuuskanavalla on q-teorian mukaan suora vaikutus investointeihin (Brainard ja Tobin, 1976, 14-15; Boivin et al., 2010, 7). Rahapolitiikka nostaa tällöin yrityksen markkina-arvoa suhteessa pääoman kustannuksiin. Reaalikoron laskun jälkeen yritykset voivat investointien rahoittamiseksi laskea liikkeeseen uusia osakkeita ja saada niistä investointien kustannuksiin verrattuna suhteellisesti korkeamman hinnan. (Mishkin, 1996, 6-7; Boivin et al., 2010, 9-10).

Epäsuorasti rahapolitiikka välittyy investointeihin, paitsi odotuskanavan kautta, myös vaikuttamalla riskinottohalukkuuteen, valuuttakursseihin ja tuottokäyrään. Riskinottokanava toimii kahdella tavalla, joista molemmat kasvattavat pankkien ja talouden toimijoiden halukkuuteen kantaa riskiä. Ensiksi, matalat korot kasvattavat omaisuuserien ja vakuuksien arvoja ja mikäli omaisuuserien arvonnousun nähdään markkinoilla olevan kestävää, pankit ja lainanottajat ovat valmiita ottamaan suurempia

riskejä. Toiseksi, matalat korot tekevät riskipitoisista omaisuuseristä houkuttelevampia sijoituskohteita sijoittajien etsiessä korkeampaa tuottoa. Pankkien tapauksessa nämä kaksi riskinottokanavan vaikutusta lieventävät usein luotonantokriteerejä, minkä lisäksi ne saavat pankit ja sijoittajat rahoittamaan riskisempiä investointeja. (Beyer et al., 2017, 17).

Valuuttakurssikanavassa keskuspankin aikaansaama lyhyiden korkojen lasku aiheuttaa nimellisen valuuttakurssin heikkenemisen, sillä rahaa virtaa ulkomaille korkeampien korkojen perässä. (Haavio et al., 2016, 5). Heikentynyt valuuttakurssi kasvattaa nettovientiä kotimaisten tuotteiden muuttuessa edullisemmiksi suhteessa ulkomaisiin tuotteisiin. Tällöin kotimaan hintakilpailukyky vahvistuu ja kokonaistuotanto kasvaa, jolla voi myös olla investointeja tukevia vaikutuksia. (Mishkin, 1996, 4-6; Svensson, 2002, 263).

Epätavanomaisina aikoina edellä kuvatut tavanomaiset rahapolitiikan välittymiskanavat eivät välttämättä toimi normaalisti tai niiden mitoitus saattaa olla rajoitettua. Tutkimusten mukaan yritykset lykkäävät investointipäätöksiään talouden epävarmuuden lisääntyessä, mikä vaikuttaa reaalitalouden heikentyneisiin mahdollisuuksiin reagoida rahapolitiikan muutoksiin (ks. esim. Bernanke, 1983). Myös Bouis et al. (2013), Bech et al. (2015) ja Burgard et al. (2018) empiiristen tutkimusten mukaan rahapolitiikan muutokset eivät välity talouteen yhtä tehokkaasti kriisien aikana johtuen rahapolitiikan välittymismekanismin heikentymisestä. Tämä huomio oli myös finanssi- ja euroalueen velkakriisien aikaisten epätavanomaisten rahapolitiikkatoimien käyttöönoton taustalla, kun EKP pyrki tehostetun luotonannon tukemisella vastaamaan korkeaan likviditeettikysyntään ja säilyttämään rahapolitiikan välittymismekanismin tehokkuuden (Hartmann ja Smets, 2018, 26).

Epätavanomainen rahapolitiikka välittyy investointeihin sekä tavanomaisten rahapolitiikan välittymiskanavien että portfoliokanavan välityksellä. Portfoliokanavan kautta rahapolitiikka muuttaa sijoittajien sijoitussalkkujen rakennetta. Eurojärjestelmän ostaessa markkinoilta valtionvelkakirjoja niiden määrä markkinoilla supistuu. Sijoittajat joutuvat etsimään vaihtoehtoisia sijoituskohteita myymilleen valtionvelkakirjoille. Vaihtoehtoisten sijoituskohteiden, kuten yritysten liikkeeseen laskemien joukkolainojen tai osakkeiden, kysynnän kasvaessa myös niiden hinnat nousevat, mikä laskee yritysten rahoituskustannuksia ja tekee investointien rahoittamisesta helpompaa. (Newby ja Orjasniemi, 2015, 6-7).

2.1.3 Euroopan keskuspankin rahapolitiikkavälineet

Vastuu euroalueen rahapolitiikasta siirtyi EKP:lle alkuvuodesta 1999 ja tästä lähtien hintavakauden ylläpito keskipitkällä aikavälillä on ollut euroalueen rahapolitiikan ensisijaisena tavoitteena. Tavoitteen toteuttamiseksi eurojärjestelmällä on käytössään useita tavanomaisia

rahapolitiikkavälineitä; avomarkkinaoperaatiot, maksuvalmiusjärjestelmä ja vähimmäisvarantovaatimukset. Avomarkkinaoperaatioilla EKP ohjaa korkoja, huolehtii likviditeetistä ja viestii rahapolitiikan linjasta. Avomarkkinaoperaatiot muodostuvat perusrahoitusoperaatioista (*Main Refinancing Operations*, MRO), pitempiaikaisista rahoitusoperaatioista (*Longer-Term Refinancing Operations,* LTRO), hienosäätöoperaatioista (*Fine-tuning Operations*) sekä rakenteellisista operaatioista (*Structural Operations*).

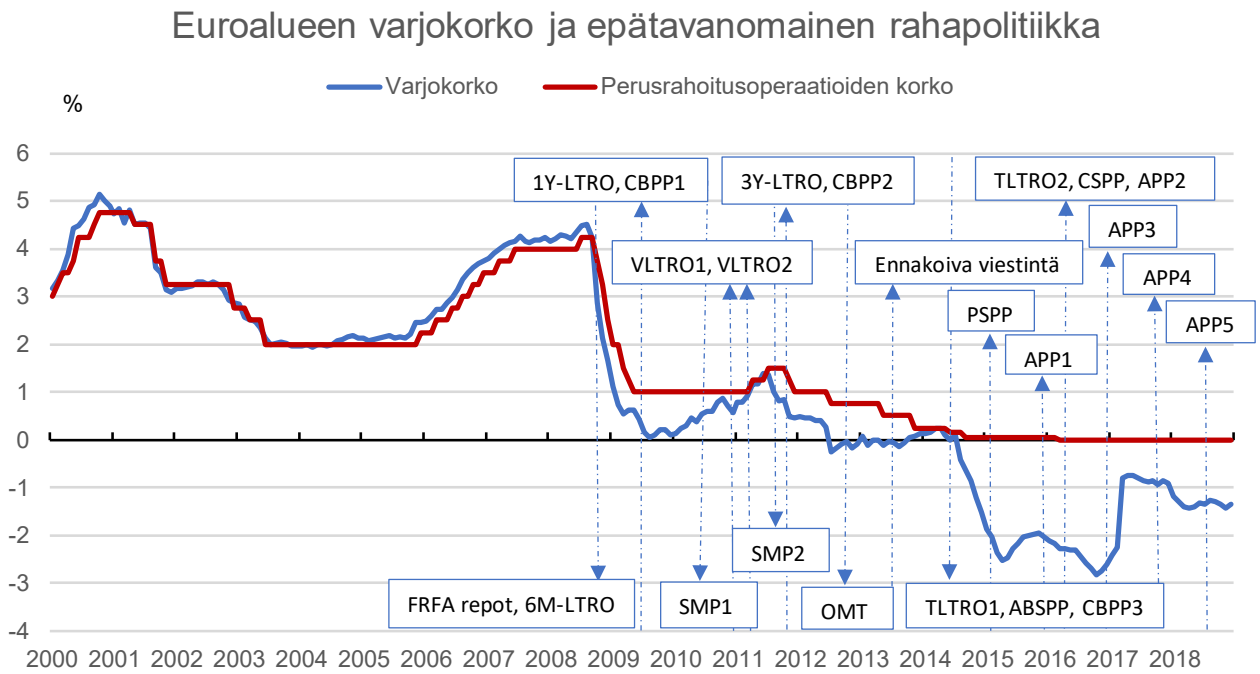
Perusrahoitusoperaatioissa kansalliset keskuspankit lainaavat vastapuolille varoja vakuuksia vastaan. Ne edustavat eurojärjestelmän tärkeintä rahapolitiikan välinettä. Pitempiaikaiset rahoitusoperaatiot lisäävät vastapuolten pitempiaikaista maksuvalmiutta ja ovat maturiteetiltaan perusrahoitusoperaatioita pidempiä. Hienosäätöoperaatioita käytetään tarpeen vaatiessa markkinoiden likviditeetin hallitsemiseksi ja korkojen säätelemiseksi. Hienosäätöoperaatioilla tasataan erityisesti markkinoiden likviditeetin odottamattomista vaihteluista johtuvia korkovaikutuksia. Rakenteellisissa operaatioissa EKP mukauttaa rakenteellista asemaansa rahoitussektoriin nähden tarpeensa mukaan. (EKP, 2011, 100-104).

Vähimmäisvarantovelvoite on EKP:n vaatimus siitä, että kaikki euroalueen luottolaitokset tekevät vaadittavan määrän talletuksia sijaintimaansa kansalliseen keskuspankkiin. EKP pystyy muuttamaan velvoitteen kokoa ja siten kontrolloimaan keskuspankkirahan rakenteellista kysyntää, sillä luottolaitokset täyttävät vähimmäisvarantovelvoitteen keskuspankkirahalla. Vähimmäisvarantojärjestelmää käytetään vakauttamaan rahamarkkinakorkoja. (EKP, 2011, 96-100).

Maksuvalmiusjärjestelmä koostuu maksuvalmiusluotosta ja talletusmahdollisuudesta. Eurojärjestelmä käyttää maksuvalmiusjärjestelmää säädelläkseen likviditeetin määrää pankkijärjestelmässä. Maksuvalmiusluotto antaa luottolaitoksille mahdollisuuden lainata keskuspankista rahaa yön yli vakuuksia vastaan. Talletusmahdollisuutta käyttäessään luottolaitokset tekevät yön yli talletuksia keskuspankkiin. EKP määrittelee maksuvalmiusluoton koron ja talletuskoron. Tavallisesti maksuvalmiusluoton korko muodostaa yön yli -markkinakoron (eonia-koron) ylärajan ja talletuskorko alarajan eli yhdessä ns. korkoputken. Pankkien välisen luotonannon korko liikkuu tämän korkoputken sisällä. Perusrahoitusoperaatioiden korko, maksuvalmiusluoton korko ja talletuskorko muodostavat yhdessä eurojärjestelmän viralliset ohjauskorot. (EKP, 2011, 104-106). Yleisesti perusrahoitusoperaatioiden korosta käytetään nimitystä EKP:n ohjauskorko.

Rahapolitiikan ekspansiivisuutta säädellään rahapolitiikkavälineillä, joista merkittävin on keskuspankin ohjauskorko (perusrahoitusoperaatioiden korko). Ohjauskorkoa onkin finanssikriisiä edeltävänä ajanjaksona käytetty kuvaamaan rahapolitiikan viritystä. Kuviosta 1 havaitaan, että

perusrahoitusoperaatioiden korkoa nostettiin nopeasti vuoden 2000 loppua kohtia johtuen inflaatiopaineiden kasvusta. Syyskuun 2001 terrori-iskua seuranneiden heikentyneiden talousnäkymien vuoksi ohjauskorkoa puolestaan laskettiin vuosina 2001-2003. Euroalueen talous alkoi uudelleen elpyä vuoden 2003 loppupuoliskolla, mutta hintapaineiden pysyessä maltillisina ohjauskorko pidettiin ennallaan vuoden 2005 loppuun asti. Talouden elpyminen, luotonannon ja rahanmäärän kasvu lisäsivät kuitenkin uhkaa inflaation kiihtymisestä, minkä seurauksena rahapolitiikkaa tiukennettiin vuoden 2005 lopusta vuoden 2008 puoliväliin.



Kuvio 1. Euroalueen varjokorko ja epätavanomainen rahapolitiikka

Eurojärjestelmän ohjauskorkoja muuttamalla markkinoiden nimelliskorkoja ei voida laskea kuinka alhaisiksi tahansa, sillä käteisen rahan hallussapitokustannukset asettavat nimelliskorolle alarajan. Mikäli taloutta halutaan elvyttää edelleen ohjauskoron nollakorkorajasta huolimatta, tulee käyttöön ottaa epätavanomaisia rahapolitiikan keinoja. Tapauksessa, jossa epätavanomaisia rahapolitiikkavälineitä on käytetty ja ohjauskorko on nollarajallaan, rahapolitiikan viritystä kuvaa ohjauskorkoa paremmin varjokorko. Oikean ohjauskoron ollessa nollakorkorajallaan varjokorko kuvaa lyhyen koron tasoa niin kuin alarajaa koroissa ei olisi, eli kuin käteistä rahaa ei olisi, perustuen tuottokäyrän informaatioon. Varjokorko, toisin kuin nimelliskorko, voi laskea kuinka negatiiviseksi tahansa. Lisäksi varjokorko huomioi rahapolitiikan vaikutukset, jotka näkyvät vain pidemmän juoksuajan koroissa, sillä varjokorko perustuu eri juoksuajan korkoihin. (Kortela, 2016, 30).

Rahoitusmarkkinoiden ensimmäisten jännitteiden ilmaantuessa elokuussa 2007 EKP käynnisti ensimmäiset epätavanomaiset rahapolitiikkatoimensa häiriöiden välttämiseksi pankkien välisillä

markkinoilla. Tavanomaisten rahapolitiikkavälineiden, perusrahoitusoperaatioiden (MRO) ja pitempiaikaisten rahoitusoperaatioiden (LTRO), maturiteetteja pidennettiin, järjestettiin ylimääräisiä vaihtuvakorkoisia täyden jaon luotto-operaatioita ja käynnistettiin valuutanvaihtojärjestelyt. Pitempiaikaisten rahoitusoperaatioiden (LTRO) maturiteetteja kasvatettiin asteittain ensin elokuussa 2007 kolmeen kuukauteen ja maaliskuussa 2008 kuuteen kuukauteen. (Camba-Mendez ja Mongelli, 2018, 23).

Markkinoiden hermostuneisuuden kärjistyessä maailmanlaajuiseksi rahoitus- ja talouskriisiksi syyskuussa 2008 EKP laski ohjauskorkonsa historiallisen alhaiselle tasolle ja laajensi rahoitusoperaatioissa hyväksyttyjä vakuuksia. Lokakuussa 2008 EKP aloitti kiinteäkorkoisen täyden jaon politiikan (*Fixed Rate Full Allotment*, FRFA), jossa EKP tarjosi vastapuolille kiinteällä korolla niin paljon likviditeettiä kuin vastapuolilla oli kysyntää. Nämä toimet laskivat varjokoron nopeasti alle yhteen prosenttiin (kuvio 1). Pitempiaikaisten rahoitusoperaatioiden (LTRO) maturiteetteja kasvatettiin edelleen yhteen vuoteen toukokuussa 2009. (Camba-Mendez ja Mongelli, 2018, 23-24).

EKP otti käyttöön täysin uusia epätavanomaisen rahapolitiikan välineitä heinäkuussa 2009, jolloin aloitettiin ensimmäinen omaisuuserien osto-ohjelma, katettujen joukkolainojen osto-ohjelma (*Covered Bond Purchase Programme*, CBPP1). Uusien epätavanomaisten välineiden tavoitteena oli korjata rahapolitiikan välittymismekanismi, tukea korkopäätösten tehokasta välittymistä talouteen ja siten parantaa euroalueen rahoitusmarkkinoiden toimintaa. Omaisuuserien osto-ohjelmien ero tavanomaisiin avomarkkinaoperaatioihin on se, että osto-ohjelmilla pyritään vaikuttamaan pääasiallisesti pankkireservien ja rahan määrän tarjontaan, kun avomarkkinaoperaatioilla pyritään vaikuttamaan sekä pankkireservien hintaan, eli ohjauskorkoihin, että likviditeetin säätelyyn. (Bernanke ja Reinhart, 2004, 87).

Rahoitusmarkkinoiden tilanne parani vuoden 2009 kuluessa, mutta alkuvuodesta 2010 eräiden euroalueen valtioiden joukkolainojen markkinoilla havaittiin jännitteitä, kun näiden joukkolainojen jälkimarkkinat kuivuivat. Tämän seurauksena EKP käynnisti arvopaperimarkkinaohjelman (*Securities Markets Programme*, SMP) vuonna 2010 sekä toisen katettujen joukkolainojen osto-ohjelman (CBPP2) marraskuussa 2011. EKP julkisti myös rahapoliittiset suorat kaupat -ohjelman (*Outright Monetary Transactions*, OMT), jossa eurojärjestelmällä on mahdollisuus ostaa yksittäisten valtioiden joukkolainoja, mikäli niiden hinta on noussut markkinahäiriön johdosta sellaiselle tasolle, että rahapolitiikan asianmukainen välittyminen maahan estyy. Ohjelman puitteissa ei kuitenkaan ole tehty yhtään arvopaperiostoja. (Camba-Mendez ja Mongelli, 2018, 25). Marraskuussa 2011 ja helmikuussa 2012 EKP tarjosi markkinoille lisäksi kolmen vuoden pituisia rahoitusoperaatioita (*Very-Long-Term Refinancing Operations*, VLTRO) ja heinäkuussa 2014 EKP julkaisi ensimmäisen sarjan neljän vuoden pituisia kohdennettuja pitempiaikaisia rahoitusoperaatioita (*Targeted Longer-Term*

Refinancing Operations, TLTRO), jota seurasi toinen sarja maaliskuussa 2016. (Camba-Mendez ja Mongelli, 2018, 23-24; Hartmann ja Smets, 2018, 96).

Heinäkuussa 2013 aloitettu EKP:n ennakoiva viestintä on epätavanomaisen rahapolitiikan väline, jota on käytetty tehostamaan osto-ohjelmien vaikutusta ja vähentämään epävarmuutta tulevasta rahapolitiikasta (Kuusisto ja Newby, 2014, 70). Ennakoivaa viestintää vahvistettiin negatiivisella korkopolitiikalla. Finanssi- ja euroalueen velkakriisien aikana EKP onkin käyttänyt korkoinstrumenttejaan niiden koko laajuudessaan ja laskenut kaikki ohjauskorkonsa lähelle nollarajaa tai jopa negatiiviseksi. (Camba-Mendez ja Mongelli, 2018, 25). Talletuskorko pudotettiin nollaan heinäkuussa 2012, perusrahoitusoperaatioiden korko laskettiin puolestaan nollaan maaliskuussa 2016, kun taas maksuvalmiusluoton korko oli 0,25 prosenttia joulukuussa 2020.

EKP:n tavoite arvopaperien osto-ohjelmien suhteen muuttui vuoden 2014 puolivälissä määrällisen keventämisen (*quantitative easing*) alkaessa, jolloin osto-ohjelmien tavoitteeksi tuli lisätä rahapolitiikan elvyttävää vaikutusta lyhytaikaisten korkojen ollessa nollarajalla tai lähellä sitä. Tämän seurauksena euroalueen varjokorossa nähtiin vuonna 2014 jälleen voimakas lasku. Tällöin käynnistettiin omaisuusvakuudellisten arvopapereiden osto-ohjelma (*Asset-Backed Securities Purchase Programme*, ABSPP) kesäkuussa 2014, kolmas katettujen joukkolainojen osto-ohjelma (CBPP3) syyskuussa 2014, julkisen sektorin velkapapereiden osto-ohjelma (*Public Sector Purchase Programme*, PSPP) tammikuussa 2015 sekä yrityssektorin velkapapereiden osto-ohjelma (*Corporate Sector Purchase Programme*, CSPP) maaliskuussa 2016. Yhdessä nämä osto-ohjelmat muodostavat omaisuuserien osto-ohjelman (*Asset Purchase Programme*, APP). (Camba-Mendez ja Mongelli, 2018, 25). Omaisuuserien osto-ohjelmia jatkettiin edelleen joulukuussa 2016, lokakuussa 2017 ja heinäkuussa 2018 (Hartmann ja Smets, 2018, 96). Maaliskuussa 2020 EKP:n neuvosto päätti jatkaa APP-osto-ohjelman nettomääräisiä ostoja ainakin vuoden 2020 loppuun asti.

2.2 Investointiteoriat

Taloustieteessä yritysten investointeja mallintavista teorioista tunnetuimpia ja perinteisimpiä ovat John Maurice Clarkin kiihdytinmalli (1917), Dale Jorgensonin neoklassinen investointiteoria (1963, 1967), James Tobinin q-teoria (1969, 1976) ja Eulerin yhtälöön perustuva investointimalli. Nämä lineaariset investointimallit pyrkivät mallintamaan erityisesti yritysten tekemiä tuotannollisia investointeja.

2.2.1 Yritysten investointeja mallintavat teoriat

Clarkin (1917) kiihdytinmalli on yksi ensimmäisistä investointiteorioista. Se kehitettiin selittämään investointien vaihtelua aggregaattitasolla. Mallin mukaan investointien taso vaihtelee kulutuskysynnän mukaan, mikä ennakoi Keynesin teoriaa investointien yhteydestä talouden suhdanteisiin. Kiihdytinmallia ja siihen pohjautuvia muita malleja pidetäänkin usein keynesiläisinä, sillä niihin sisältyy keynesiläinen näkemys epävarmuuden olemassaolosta ja siitä, että odotukset tulevan periodin tuotoista riippuvat toteutuneista tuotoista nykyisellä ja sitä edeltävällä periodilla. Pääomakannan muutokseen, investointeihin, vaikuttavat myös kiihdytinmallin mukaan odotukset tulevasta tuotannon kasvusta. (Parker, 2010, 9-10)

Kiihdytinmallin mukaan pääomakannan muutoksen nopeus ja suunta riippuvat muutoksista tuotannossa. Optimaalisen pääomakannan K_t^* ja tuotoksen Y_t välillä on mallin mukaan kiinteä vakiosuhde $K_t^* = \sigma Y_t$, jossa tuotoksen tuottamisesta aiheutuvat kustannukset minimoituvat. Yhtälössä σ on kiihdyttäjävakio eli kiinteä optimaalisen pääomakannan ja tuotoksen välinen suhde. Kaikki muutokset tuotannossa johtavat muutokseen pääomakannassa. Mallin mukaan hintatasolla, veroasteella tai korkotasolla ei ole suoraa vaikutusta investointeihin, ja sopeutuminen optimaalisen pääomakannan tasolle on välitöntä. Nettoinvestointien taso on suoraan riippuvainen tuotannon odotetusta muutoksesta $I_t = \sigma(Y_{t+1} - Y_t)$. (Parker, 2010, 9-10).

Clarkin (1917) kiihdytinmallin pohjalta on muotoiltu useita joustavia kiihdytinmalleja, joissa huomioidaan alkuperäisen kiihdytinmallin epärealistinen oletus välittömästi sopeutuvasta pääomakannasta (ks. esim. Goodwin, 1948; Chenery, 1952; Koyck, 1954). Joustavien kiihdytinmallien mukaan yritykset sopeuttavat pääomakantansa tuotannon muutoksiin vähitellen usean periodin aikana ja investoinnit riippuvat tuotannon kaikista aikaisemmin muutoksista painoilla, jotka vähenevät eksponentiaalisesti mitä kauemmas menneisyyteen mennään

$$K_t = \sigma(1-\lambda)\left(Y_t + Y_{t-1} + \lambda^2 Y_{t-2} + \cdots + \lambda^n Y_{t-n}\right), \tag{2.1}$$

missä $(1-\lambda)$ on osuus nykyisen pääomakannan ja halutun pääomakannan välisestä kuilusta. Optimaalinen pääomakanta määräytyy myös joustavissa kiihdytinmalleissa pääoman ja tuotoksen vakiosuhteena. Nettoinvestoinnit ajanhetkellä t ovat jokin osuus halutun pääomakannan ja olemassa olevan pääomakannan välisestä erotuksesta $I_t = (1-\lambda)\sigma Y_t - (1-\lambda)K_{t-1}$. (Koyck, 1954, 4-7)

Koyckin joustavassa kiihdytinmallissa osittaisen sopeutumisen syyt on luokiteltu kahteen luokkaan, objektiivisiin ja subjektiivisiin. Objektiiviset syyt ovat hänen mukaansa joko teknologisia, mikä

tarkoittaa investointien rakentamiseen ja asentamiseen käytettyä aikaa, tai institutionaalisia, jolla tarkoitetaan investointipäätösten toimeenpanoon kuluvaa aikaa tai lainsäädäntöön liittyviä viiveitä. Subjektiivisilla syillä tarkoitetaan yritysten epävarmuutta ja epätäydellistä tietoa siitä, miten markkinat kehittyvät sekä psykologista päätöksiin liittyvää hitautta. (Koyck, 1954, 6-9).

Neoklassiset taloustieteilijät ovat kritisoineet kiihdytinmalleja, sillä heidän mukaansa investointimalleihin tulisi sisällyttää myös hintoihin liittyviä muuttujia, kuten korko- ja hintataso sekä verot. Mikroteoreettisista lähtökohdista johdettu Jorgensonin (1963, 1967) neoklassinen investointiteoria huomioi kiihdytinmalliin kohdistetun kritiikin ja siinä optimaalisen pääomakannan tasoon vaikuttavat tuotannon lisäksi verot ja korkotaso. Teoria perustuu oletukseen nykyarvoaan maksimoivasta yrityksestä, jota rajoittavat teorian mukaan tuotantofunktion teknologiarajoitteet. Yrityksen nykyarvo on nykyhetkeen diskontattujen kassavirtojen summa. (Jorgenson, 1963, 248-249).

Alkuperäisen Jorgensonin (1963) muotoileman neoklassisen investointiteorian avulla pystyttiin johtamaan optimaalisen pääomakannan taso, mutta ei varsinaista investointiastetta. (Hayashi, 1982, 213). Teorian mukaan haluttu pääomakannan taso johdetaan vertaamalla periodeittain lisätyn pääomayksikön rajatuottavuutta ja pääoman käyttäjäkustannusta. Oletuksena on Cobb-Douglas muotoinen tuotantofunktio, jossa substituutiojousto (σ) on vakio. Chirinko (1993, 1878) esittää Jorgensonia (1963, 249) mukaillen halutun pääomakannan muodostuvan seuraavasti

$$K_t^* = \alpha Y_t C_t^{-\sigma}, \qquad missä\ C_t = \frac{p_t^I}{p_t}(r_t + \delta)\left(\frac{1 - ITC_t - z_t}{1 - \tau_t}\right), \tag{2.2}$$

missä K_t^* on optimaalinen pääomakanta, α on jakaumaparametri, Y_t tuotannon taso, C_t pääoman käyttäjäkustannus, p_t tuotoksen hintataso, p_t^I investointihyödykkeiden hintataso, r_t reaalinen korkotaso, δ poistoaste, ITC_t investointien verohyvitys, τ_t yhteisöveroprosentti ja z_t poistojen nykyarvo.

Neoklassisen investointiteorian mukaan yritys kasvattaa pääomakantaansa, kunnes pääoman rajatuotos on yhtä kuin pääoman kustannus. Mikäli pääoman rajatuotto on suurempi kuin pääoman kustannus, investoiminen on yritykselle kannattavaa. Vastaavasti mikäli pääoman kustannus on suurempi kuin pääoman rajatuotto, yritys antaa pääomakantansa supistua pääoman kulumisen myötä. (Mankiw and Taylor, 2008, 540-546). Teorian taustalla on kuitenkin voimakkaita oletuksia, mm. täydellisistä pääomamarkkinoista ja kilpailusta, täystyöllisyydestä, pääoman vähenevistä rajatuotoista, pääoman kulumisesta vakionopeudella ja että yrityksellä on rationaaliset odotukset tulevaisuuden hinnoista ja tuotoista. Jorgensonin mallissa pääoma sopeutuu välittömästi

optimaaliselle tasolleen eikä siinä ole huomioitu pääoman sopeutumiskustannuksia tai epävarmuutta. (Chirinko, 1993, 1879-1881).

Jorgenson (1963, 250-251) määritteli investointien riippuvan ad hoc -viiveellä optimaalisen pääomakannan muutoksesta. Neoklassisen investointiteorian mukainen dynaaminen investointiyhtälö voidaan esittää

$$I_t = I_t^r + I_t^n = \delta K_{t-1} + \sum_{j=0}^{J} \beta_j \Delta\left(Y_{t-j} C_{t-j}^{-\sigma}\right) + u_t \,, \tag{2.3}$$

missä δ on pääoman poistoaste, joka määrittää korvausinvestoinnit, β edustaa tuotannon ja käyttäjäkustannuksen differenssien kertoimia eri viivepituuksilla ja ulottuu $J+1$ periodille, σ on tuotantofunktion vakioinen substituutiojousto ja u_t on virhetermi. Yhtälössä termi I_t^r edustaa korvausinvestointeja ja termi I_t^n uusia nettoinvestointeja. Tapauksessa, jossa $\sigma = 0$ yhtälöstä (2.3) tulee joustava kiihdytinmalli ja, mikäli tämän lisäksi asetetaan $J = 0$, yhtälöstä tulee alkuperäinen Clarkin kiihdytinmalli. (Chirinko, 1993, 1878-1879).

Jorgensonin neoklassista investointimallia kritisoitiin siitä, että yritys valitsee mallissa tuotannon ja pääomakantansa samanaikaisesti, jolloin tuotantoon kohdistuvat shokit eivät ole eksogeenisiä. Teoria sisältää myös epäjohdonmukaisuuden, sillä pääoman oletetaan sopeutuvan välittömästi optimaaliselle tasolleen, mutta silti investointiyhtälöön sisällytetään mukaan viipeitä. Mallin oikea spesifikaatio vaatii lisäksi staattiset odotukset. Lucas-kritiikin mukaan politiikkamuutoksen vaikutus on mallissa hankala arvioida, sillä politiikkamuutos vaikuttaa kertoimiin tuntemattomalla tavalla. (Chirinko, 1993, 1879-1880).

Lucas-kritiikin seurauksena neoklassinen investointimalli muuttui siten, että sen dynaamiset vaikutukset eivät enää johtuneet ad hoc -viipeistä vaan voiton maksimoinnista. Tämän tuloksena investointimalleihin sisällytettiin pääoman sopeutumiskustannukset ja rationaaliset odotukset. Lucas (1967), Gould (1968), Uzawa (1969) ja Treadway (1969) muotoilivat neoklassista investointiteoriaa edelleen ja tarkensivat mallia liittämällä siihen oletuksen uuden pääoman käyttöönoton aiheuttamista kustannuksista. Nämä kustannukset esitetään investointien ja nykyisen pääomakannan funktiona $\psi(I, K)$. Yritykset, jotka joutuvat huomioimaan pääoman sopeutumiskustannukset, ottavat investointipäätöksissään huomioon tulevan kysynnän ja hinnat. Tämä johtuu siitä, että yrityksen on kallista sopeuttaa pääomakantaansa nopeasti, mikäli investointeja joudutaan perumaan tai kasvattamaan nopeasti väärin ennakoidun kysynnän vuoksi. Investointiyhtälö muotoutui seuraavanlaiseksi

$$\frac{I_t}{K_t} = \frac{1}{\alpha}\left[\frac{\partial V_t}{\partial K_t} - p_t^I\right] + \epsilon_t \,, \tag{2.4}$$

missä α on pääoman sopeutumisen rajakustannusta mittaava kerroin, $\partial V_t / \partial K_t$ on pääoman varjoarvo, joka tarkoittaa sitä yrityksen arvon kasvua, jonka yritys saa lisäämällä pääomakantaansa ylimääräisen pääomayksikön ajanhetkellä t, p_t^I on pääomayksikön hinta ja ϵ_t on sopeutumiskustannuksiin liittyvä shokkitermi. Mikäli pääoman varjoarvon ja pääomayksikön hinnan välillä on ero, yrityksellä on kannustin muuttaa pääomakantaansa samalla kuitenkin huomioiden pääoman sopeutumiskustannusparametri α. (Parker, 2010, 29-31). Mitä korkeampi α on, sitä hitaammin investoinnit reagoivat muutoksiin yrityksen halussa investoida.

Yhtälössä (2.4) olevaa pääoman varjoarvoa ei kuitenkaan voida suoraan havaita. Ongelman ratkaisemiseksi kehitettiin Brainardin ja Tobinin (1968) sekä Tobinin (1969, 1978) q-teoria, joka yhdistää yrityksen investointipäätökset osakemarkkinoiden liikkeisiin. Q-teorian yhteydessä pääoman varjoarvoon $\partial V_t / \partial K_t$ viitataan raja-q:na. Raja-q kuvaa pääomakantaan lisättävän pääomayksikön markkina-arvon ja sen jälleenhankintakustannuksen välistä suhdetta

$$q = \frac{\text{Pääomayksikön markkina-arvo}}{\text{Pääomayksikön jälleenhankintakustannus}}$$

(Tobin, 1969, 21). Pääomayksikön markkina-arvo koostuu pääomayksikön odotetuista tulevista tuotoista, joiden muuttuessa yritysten osakkeiden hinnat muuttuvat välittömästi. Yrityksen osakkeiden hintojen noustessa, q:n arvo kasvaa vastaavasti. (Tobin ja Brainard, 1976, 14). Teorian mukaan yrityksen investointiaste, eli pääomakannan kasvuaste, on q:n funktio. Q-teorian investointiyhtälö voidaan formalisoida yhtälön (2.5) mukaisesti

$$\frac{I_t}{K_t} = \left(\frac{1}{\alpha}\right) q_t + u_t \,, \qquad missä\ q_t \equiv (q_t^A - 1)p_t^I \quad ja \quad q_t^A = \frac{V_t}{p_t^I K_t} \,, \tag{2.5}$$

missä α on edelleen pääoman sopeutumiskustannuksen parametri, q_t^A on keskimääräinen q[2], p_t^I pääoman hintataso, V_t yrityksen markkina-arvo ja $p_t^I K_t$ pääoman jälleenhankintakustannus (Chirinko, 1993, 1888-1889). Teorian mukaan markkina-arvoaan maksimoiva yritys jatkaa

[2] Pääomakantaan lisättävän pääomayksikön rajatuottoa ja rajakustannuksia ei voida havaita eikä siten myöskään raja-q:ta voida mitata. Keskimääräinen q on yrityksen nykyisen pääomakannan markkina-arvon ja sen jälleenhankintakustannusten suhde, joka on havaittavissa. Hayashin mukaan, mikäli markkinoilla vallitsee täydellinen kilpailu, tuotanto- ja sopeutumiskustannukset ovat lineaarisen homogeenisia, pääoma on homogeenista ja investointipäätökset ovat erillisiä muista reaali- ja rahoituspäätöksistä, keskimääräinen q on yhtä kuin raja-q. (Hayashi, 1982, 218-220).

investointejaan, kunnes yhden lisäinvestoinnin aiheuttama arvon lisäys on yhtä suuri kuin pääoman hankkimisen ja käyttöoton aiheuttama kustannus. Mikäli keskimääräisen q:n arvo on suurempi kuin yksi, pääomakannan markkina-arvo ylittää sen jälleenhankintakustannukset. Toisin sanoen investointi on tällöin yritykselle kannattava, sillä yritys voi kasvattaa markkina-arvoaan investoimalla. Mikäli keskimääräisen q:n arvo on pienempi kuin yksi, yrityksen kannattaa vähentää pääomakantaansa. Kun keskimääräisen q:n arvo on täsmälleen yksi, yritys on indifferentti sen välillä toteuttaako se investoinnin vai ei. (Tobin ja Brainard, 1976, 5-6). Havaitsemattomat odotukset on viety malliin (2.5) keskimääräisessä q:ssa olevan eteenpäin katsovan muuttujan, diskontattujen tulevien voittojen V_t, avulla.

Q-teorialla voidaan mallintaa investointeja joko yritys- tai aggregaattitasolla. Sen käyttö edellyttää kuitenkin aineiston yritysten markkina-arvon määrittämistä, jolloin aineiston tulee koostua pörssiyrityksistä. Ongelmia q-teorian käytössä aiheuttavat myös mallin oletuksen markkinoiden tehokkuudesta, täydellisestä kilpailusta ja vakioisista skaalatuotoista. Myös mikäli arvopaperimarkkinoilla muodostuu kuplia, q:n arvo arvioidaan väärin. (Chirinko, 1993, 1889-1890).

Eulerin yhtälön investointimalli kehitettiin neoklassiseen teoriakehykseen perustuen, jotta investointimalleihin voitiin eksplisiittisesti sisällyttää odotukset investointiyhtälön muuttujien tulevista arvoista. Dynaamisessa Eulerin yhtälön mallissa yritykset vertaavat tässä periodissa toteutettavan investoinnin nettotuottoja seuraavassa periodissa toteutettavan investoinnin nettotuottoihin. Chirinko (1993, 1894) esittää Abelia (1980) mukaillen Eulerin yhtälön investointifunktion seuraavasti

$$\frac{I_t}{K_t} = \rho E_t\left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}}\right) - \left(\frac{1}{\alpha}\right)(p_t^I - \rho E_t\{p_{t+1}^I\}) + \left(\frac{1}{\alpha}\right)E_t\{\lambda_t\} + \tau_t\ . \tag{2.6}$$

Yhtälön mukaan nykyperiodin investoinnit riippuvat odotuksista tulevan periodin investoinneista, tulevan pääoman kustannuksen suhteesta nykyperiodin pääoman kustannukseen, pääoman varjohinnasta[3] λ_t ja termistä τ_t, joka sisältää diskontatun seuraavalla periodilla saatavan uuden informaation pääoman rajatuotosta. Mallilla on pyritty selittämään investointiasteiden yhteyttä toisiinsa periodien välillä. (Chirinko, 1993, 1894). Teoreettisesti selkeä Eulerin yhtälön investointimalli on kuitenkin käytännössä tuottanut epäjohdonmukaisia tuloksia teorian suhteen. (Whited, 1998, 479). Viime vuosina investointeja koskeva tutkimus on edistynyt erityisesti rahoitusrajoitteita ja epävarmuutta koskevissa malleissa (ks. esim. Bloom, 2009).

[3] Pääoman varjohinta määritellään tulevaisuuden pääoman rajatuottojen diskontattuna summana pääomahyödykkeen elinajalta (Chirinko, 1993, 1893).

2.2.2 Teorioiden näkökulmia rahapolitiikan vaikutuksista investointeihin

Clarkin alkuperäisen kiihdytinmallin tai joustavan kiihdytinmallin mukaan rahapolitiikalla ei ole suoraa vaikutusta investointeihin. Epäsuorasti rahapolitiikka voi kuitenkin välittyä investointeihin tuotannon kautta. Esimerkiksi keskuspankin aikaansaama korkojen lasku voi mallin mukaan kasvattaa kulutusta ja siten investointeja. (Chirinko, 1993, 1879).

Neoklassisessa investointiteoriassa pääoman käyttäjäkustannus on yksi tärkeimmistä investointien tasoon vaikuttavista tekijöistä. Mallissa rahapolitiikka välittyy investointeihin pääoman käyttäjäkustannukseen sisältyvien korkojen kautta. Korkojen lasku pienentää pääoman käyttäjäkustannusta ja vaikuttaa siten suoraan investointeihin, jolloin rahapolitiikan välittyminen tapahtuu korkokanavan ja odotuskanavan kautta. (Boivin et al., 2010, 7-9). Samanlaisen rahapolitiikan vaikutusmekanismin voidaan nähdä toimivan myös Eulerin yhtälöön perustuvissa investointimalleissa. Tutkimuksissa, joissa rahapolitiikan vaikutuksia investointeihin on tutkittu Eulerin yhtälön avulla, on yhtälöön viety selittäväksi muuttujaksi pääoman käyttäjäkustannus (ks. esim. Vilmunen, 2002).

Tobinin q-teorian mukaan rahapolitiikka vaikuttaa investointeihin ensisijaisesti varallisuuskanavan kautta. Tobinin mukaan lyhyellä aikavälillä ekspansiivinen rahan määrän lisäys tai reaalikoron lasku nostaa rahapolitiikan varallisuuskanavan kautta osakkeiden kysyntää ja sitä kautta osakkeiden hintoja. Yritysten markkina-arvon noustessa suhteessa pääoman jälleenhankintakustannuksiin, q:n arvo kasvaa ja kannustaa yrityksiä investoimaan. (Tobin, 1969, 21-22; Boivin, 2010, 9-10).

2.3 Aikaisempi EKP:n rahapolitiikan investointivaikutuksia koskeva tutkimus

Vuoden 2010 eli finanssikriisin jälkeen toteutetut tutkimukset EKP:n rahapolitiikan vaikutuksista investointeihin voidaan jakaa kahteen luokkaan, euroalueen kokonaisinvestointeja koskevaan DSGE-malleilla tehtyyn tutkimukseen ja yritystason aineistolla tehtyyn, yritysten tekemiä investointeja tarkastelevaan tutkimukseen. Yleisesti ottaen rahapolitiikan vaikutuksia investointeihin euroalueella on finanssikriisin jälkeen tutkittu hyvin vähän, suomalaisissa yrityksissä ei ollenkaan. Vastaavasti EKP:n rahapolitiikan vaikutuksia yritysten rahoituksen saantiin, hintaan ja volyymiin on tutkittu finanssikriisin jälkeen mittavasti.

Tutkimus EKP:n rahapolitiikan vaikutuksista investointeihin on esitetty kootusti taulukossa 1. Cova et al. (2015) ja Burlon et al. (2015) tutkimukset ovat julkaisemattomia Italian keskuspankin työpapereita ja Durante et al. (2020) tutkimus on vielä julkaisematon EKP:n työpaperi.

Taulukko 1. Finanssikriisin jälkeen toteutettu tutkimus EKP:n rahapolitiikan vaikutuksista investointeihin

Tutkimus	Rahapolitiikkaväline	Menetelmä	Vaikutus
Cova, Pagano ja Pisani (2015)	Julkisen sektorin velkapapereiden osto-ohjelma (PSPP), 60 mrd. kuukausittaiset velkakirjaostot maaliskuusta 2015 syyskuuhun 2016	DSGE-malli	Kokonaisinvestoinnit nousivat 7 prosenttia viisi neljännestä osto-ohjelmien aloituksesta, kun keskuspankin ohjauskorko pidettiin nollassa, ja 3 prosenttia, kun ohjauskoron annettiin seurata Taylorin sääntöä.
Burlon, Gerali, Notarpietro ja Pisani (2015)	Julkisen sektorin velkapapereiden osto-ohjelma (PSPP), 60 mrd. kuukausittaiset velkakirjaostot maaliskuusta 2015 syyskuuhun 2016	DSGE-malli	Kokonaisinvestoinnit nousivat noin 2,5 prosenttia viisi neljännestä osto-ohjelmien aloituksesta, kun keskuspankin ohjauskorko seurasi Taylorin sääntöä.
Cahn ja Sahuc (2017)	EKP:n vuonna 2008-2009 toteuttamat maturiteetiltään normaalia pidemmät pitempiaikaiset rahoitusoperaatiot (LTRO), joiden koko mallissa on 2 prosenttia BKT:stä	DSGE-malli	Kokonaisinvestoinnit olisivat olleet keskimäärin 9,7 prosenttia pienemmällä tasolla vuonna 2009, mikäli EKP olisi sallinut tavanomaisten LTRO:jen käytön, mutta ei epätavanomaisia LTRO:ja.
Quint ja Tristani (2017)	EKP:n epätavanomaiset likviditeettioperaariot (LTRO, CBPP1, CBPP2, SMP, MRO) vuosina 2007-2012	DSGE-malli	Kokonaisinvestoinnit olisivat laskeneet 10 prosenttia toteutunutta enemmän vuoden 2008 lopussa, mikäli epätavanomaisia likviditeettioperaatioita ei olisi toimeenpantu.
Mouabbi ja Sahuc (2019)	Varjokorko, joka huomioi epätavanomaiset rahapolitiikkatoimet yksittäisiä välineitä laaja-alaisemmin	DSGE-malli	Kokonaisinvestoinnit olisivat ilman epätavanomaisia rahapolitiikkatoimia tippuneet 2 prosenttia vuosina 2009-2010 ja olleet keskimäärin 8 prosenttia toteutunutta tasoaan alempana vuonna 2017. Varjokoron vaikutusta verrattiin eonia-korkoon, jonka taso edustaa tavanomaista rahapolitiikkaa.
Durante, Ferrando ja Vermeulen (2020)	Tihean aikavälin yllätysmuutos 3 kuukauden eonia swap -korossa	Panel local projection menetelmä (OLS-LP)	Yhden peruspisteen nousu 3 kuukauden eonia swap -korossa johti 0,34 prosenttiyksikön pudotukseen yritysten investoinneissa. Voimakkaimmin reagoivat rakennusalan ja teollisuustuotannon yritykset
Cohen, Gómez-Puig ja Sosvilla-Rivero (2019)	3 kuukauden euribor-korossa ja EKP:n taseessa tapahtuneet muutokset	Kiinteiden ja satunnaisvaikutusten paneeliregressio	3 kuukauden euribor-koron vaikutus yritysten investointeihin oli suurimmillaan vuoden 2011Q3:n jälkeen, jolloin yhden prosenttiyksikön lasku 3kk euribor-korossa nosti investointeja keskimäärin 4,19 prosenttiyksikköä.

Kaikkien taulukossa 1 mainittujen tutkimusten mukaan EKP:n rahapolitiikkatoimet ovat vaikuttaneet positiivisesti euroalueen investointien tasoon finanssikriisin jälkeen. DSGE-malleilla tehtyjen tutkimusten mukaan erityisesti keskuspankin ohjauskorkojen laskeminen nollaan samanaikaisesti osto-ohjelmien toteuttamisen ja likviditeetin lisäämisen kanssa näyttävät vahvistaneen rahapolitiikan vaikutusta. Tulos on yhteneväinen teoreettisessa viitekehyksessä esitetyn huomion kanssa, jonka mukaan epätavanomaiset rahapolitiikkatoimet täydentävät korkopäätöksiä.

Cova et al. (2015) DSGE-mallin mukaan julkisen sektorin velkapaperien osto-ohjelma (PSPP) nosti euroalueen kokonaisinvestointeja 7 prosentilla vuoden 2016 toiselle vuosipuoliskolle mennessä, kun keskuspankin ohjauskorko pidettiin nollassa osto-ohjelman toteutuksen ajan, ja 3 prosentilla, kun ohjauskorko seurasi Taylorin sääntöä. Burlon et al. (2015) mallin mukaan PSPP:n vaikutus euroalueen kokonaisinvestointeihin oli hyvin samansuuntainen. Vastaavasti Quint ja Tristanin (2017) mukaan euroalueen kokonaisinvestoinnit olisivat vuonna 2008 olleet keskimäärin 10 prosenttia toteutunutta tasoaan alhaisemmat, mikäli epätavanomaisia likviditeettioperaatioita ei olisi toimeenpantu. Vuosien 2007–2012 epätavanomaiset likviditeettioperaatiot koostuivat maturiteeteiltaan normaalia pidemmistä pitempiaikaisista rahoitusoperaatiosta (LTRO), katettujen joukkolainojen osto-ohjelmista (CBPP1 ja CBPP2), arvopaperimarkkinaohjelmasta (SMP) sekä kiinteäkorkoisista perusrahoitusoperaatioista (MRO), joissa likviditeettiä tarjottiin pankeille rajattomasti.

Cahn ja Sahuc'n (2017) mukaan pelkästään maturiteetiltaan normaalia pidempien LTRO:jen toimeenpano nosti kokonaisinvestointeja 9,7 prosenttia vuonna 2009. Yksittäisiä rahapolitiikkavälineitä laajemmin rahapolitiikan vaikutuksia tarkastelevat Mouabbi ja Sahuc (2019), joiden mukaan EKP:n rahapolitiikan vaikutus kokonaisinvestointeihin olisi vuonna 2009 puolestaan ollut hieman maltillisempi. Heidän mukaansa ilman epätavanomaisia rahapolitiikkatoimia kokonaisinvestoinnit olisivat vuonna 2009 laskeneet 2 prosenttia toteutunutta tasoaan alemmas. Lisäksi ilman epätavanomaisia toimia kokonaisinvestointien kasvu olisi Moaubbi ja Sahuc'n (2019) mukaan voimakkaasti hidastunut vuonna 2014, jonka seurauksena kokonaisinvestoinnit olisivat olleet keskimäärin 8 prosenttia toteutunutta tasoaan alempana vuonna 2017. Tutkimuksessaan Mouabbi ja Sahuc (2019) vertasivat varjokoron vaikutusta eonia-korkoon, jonka taso edustaa tavanomaista rahapolitiikkaa.

Yritysten tilinpäätös- ja taseaineistolla tehdyn, yritysten investointeja koskevan tutkimuksen perusteella rahapolitiikka on vaikuttanut positiivisesti euroalueen kokonaisinvestointien ohella myös euroalueen yritysten tekemiin investointeihin. Durante et al. (2020) ja Cohen et al. (2019) tutkivat neljän suurimman euromaan (Saksa, Ranska, Italia, Espanja) yritysten investointien reaktioita rahapolitiikassa tapahtuneisiin muutoksiin vuosina 2000-2016 ja 2000-2017. Durante et al. (2020)

havaitsivat, että yhden peruspisteen nousu 3 kuukauden eonia swap -korossa johti 0,34 prosenttiyksikön pudotukseen yritysten investoinneissa yksi-kaksi periodia koron muutoksen jälkeen. Muutoksia eonia swap -korossa käytettiin tutkimuksessa viitemuuttujana perusrahoitusoperaatioiden korolle. Rahapolitiikan yrityskohtaisiin vaikutuksiin keskittyvässä tutkimuksessaan Durante et al. (2020) havaitsivat toimialojen välisten erojen olevan suuremmat kuin maiden välisten erojen. Rakennusalan ja teollisuustuotannon investoinnit reagoivat neljänneksen voimakkaammin rahapolitiikan yllättäviin muutoksiin kuin palvelusektorin investoinnit. Durante et al. (2020) käyttivät lisäksi yrityksen ikää kuvaamaan yrityksen rahoitusrajoitteita. Heidän mukaansa nuorten yritysten investoinnit reagoivat noin 10 prosenttia voimakkaammin rahapolitiikassa tapahtuneisiin muutoksiin keskiarvoyritykseen verrattuna. Vanhojen yritysten investointien reaktio oli puolestaan 10 prosenttia keskiarvoyritystä pienempi.

Cohen et al. (2019) tutkivat 3 kuukauden euribor-korossa ja EKP:n taseessa tapahtuneiden muutosten vaikutuksia yritysten tekemiin investointeihin ja vertailivat vaikutusten voimakkuuksia eri ajanjaksoina. Euribor-koron muutoksilla havaittiin olevan suurempi marginaalivaikutus tarkastelumaiden yritysten tekemiin investointeihin vuoden 2011 kolmannen kvartaalin jälkeen. Tällöin yhden prosenttiyksikön lasku 3 kuukauden euribor-korossa nosti investointeja keskimäärin 4,19 prosenttiyksikköä, kun ennen vuotta 2008 vastaava koron lasku nosti investointeja 2,18 prosenttiyksikköä.

EKP:n taseessa tapahtuneiden muutosten vaikutus yritysten investointeihin on puolestaan Cohen et al. (2019) mukaan ollut suurimmillaan ennen finanssikriisiä, jolloin yhden miljardin lisäys EKP:n taseessa lisäsi investointeja 2,76 prosenttiyksiköllä. Kriisin jälkeen EKP:n taseessa tapahtuneiden muutosten vaikutus investointeihin on ollut pienempi, vain 1,38 prosenttiyksikköä. EKP:n taseen käyttäminen epätavanomaisten toimien tarkastelussa on kuitenkin hankalaa, sillä rahapolitiikkapäätösten vaikutukset näkyvät taseessa viiveellä. Lisäksi ennen finanssikriisiä rahapolitiikan ei voida ajatella näkyneen EKP:n taseessa samalla tavalla kuin finanssikriisin alkamisen jälkeen, johtuen epätavanomaisen rahapolitiikan välineiden käyttöönotosta.

Rahapolitiikan investointivaikutuksia koskevien tutkimusten mukaan epätavanomaisen rahapolitiikan vaikutus investointeihin on suurimmillaan keskimäärin vuoden päästä epätavanomaisen rahapolitiikkaoperaation toteuttamisesta tai siitä ilmoittamisesta. Vaikutus pysyi suurena kahden vuoden ajan ja kolmannen vuoden jälkeen vaikutus liukeni pois. Poikkeuksen muodostavat LTRO:t, joiden kohdalla Cahn ja Sahuc'n (2017) mukaan vaikutus investointeihin oli suurimmillaan kaksi vuosineljännestä LTRO:jen toteuttamisen jälkeen. Durante et al. (2020) mukaan rahapolitiikkaoperaatiolla ei ollut välitöntä tilastollisesti merkitsevää vaikutusta investointeihin johtuen siitä, että investoinnit suunnitellaan usein etukäteen.

3 EMPIIRINEN TUTKIMUS

Tutkielman tavoitteena on selvittää, onko EKP:n rahapoliittisilla toimilla ollut vaikutusta suomalaisten rahoitusalan ulkopuolisten yritysten investointeihin ja onko rahapolitiikan vaikutus muuttunut tarkastellulla ajanjaksolla, vuosina 2000-2018. Aikaisemman kirjallisuuden perusteella muodostetaan tutkielmassa testattavat hypoteesit. Ensimmäisen hypoteesin mukaan EKP:n rahapolitiikan keventämisellä on ollut tilastollisesti merkitsevä positiivinen vaikutus suomalaisten yritysten investointeihin. Toisen hypoteesin mukaan rahapolitiikan vaikutus investointeihin on ollut voimakkainta tavanomaisen rahapolitiikan harjoittamisen aikaan vuosina 2000-2007 ja heikoimmillaan vuosina 2008-2013, jolloin finanssi- ja euroalueen velkakriisin voidaan nähdä rapauttaneen rahapolitiikan välittymismekanismia. Tässä kappaleessa esitellään tutkielmassa käytetty tutkimusaineisto ja muuttujat sekä tutkimusmenetelmät, joilla näitä hypoteeseja testataan.

3.1 Tutkimusaineisto ja muuttujat

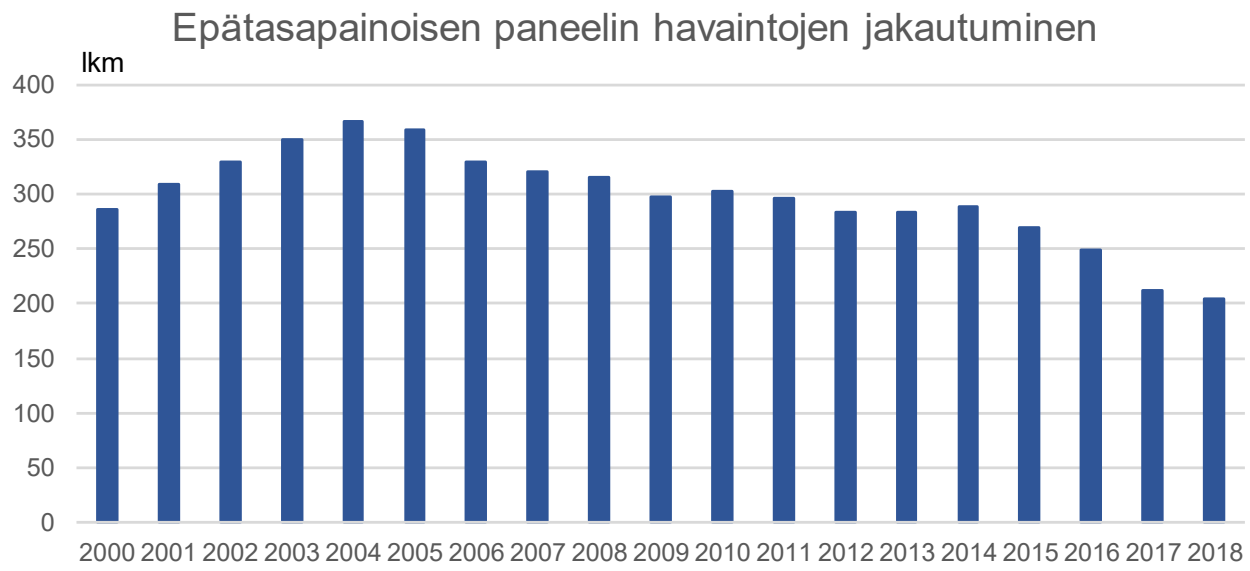
Tutkielman yritysaineistona käytetään Etlan ja Talouselämän yritystietokantaa, joka koostuu liikevaihdoltaan Suomen 500 suurimman yrityksen vuosittaisista tilinpäätöstiedoista. Tilinpäätöstiedot on muokattu Yritystutkimusneuvottelukunnan suositusten mukaisiksi. Tutkielmassa käytetään tilinpäätöserien aikasarjoja vuosilta 2000-2018. Tarkasteltavasta aineistosta on poistettu rahoitusalan yritykset, joihin luetaan rahoitus- ja vakuutusalalla päätoimisesti toimivat yritykset. Yrityksen päätoimialaksi aineistossa luokitellaan toimiala, jolta yritys saa vähintään 60 prosenttia liikevaihdostaan. Yritysaineistosta on myös poistettu havainnot, joissa jokin estimoitavien mallien vaatimista muuttujista on jätetty raportoimatta tai on raportoitu negatiivisena[4].

Yritysaineistoa tarkastellaan sekä tasapainoisena että epätasapainoisena aineistona. Tasapainoisen aineiston tapauksessa on kuitenkin huomioitava siinä oleva vahva selviytymisharha. Tasapainoisessa paneelissa mukana ovat vain liikevaihdoltaan sellaiset yritykset, jotka ovat jokaisena tarkasteluajanjakson vuonna yltäneet mukaan Suomen 500 suurimman yrityksen listalle erilaisista niitä kohdanneista suhdanteista ja shokeista riippumatta. Vastaavasti kaikki epätasapainoisen aineiston yritykset eivät ole päässeet listalle jokaisena tarkasteluvuonna. Epätasapainoisessa paneelissa voidaan näin ollen nähdä olevan mukana toisaalta taantuvia yrityksiä, jotka ovat menettäneet markkinoita tai kasvaneet liikevaihdoltaan keskimääräistä hitaammin ja siten päätyneet joinakin vuosina tai kokonaan listauksen ulkopuolelle, sekä toisaalta kasvavia yrityksiä, jotka ovat kesken tarkasteluajanjakson nousseet listalle uusina yrityksinä. Kaikki tasapainoisen aineiston yritykset ovat mukana myös epätasapainoisessa aineistossa.

[4] Poikkeuksena nettoinvestoinnit ja käyttökate, jotka voivat saada myös negatiivisia arvoja.

Tasapainoisen aineiston yritysten investoinnit kattavat 49 prosenttia kaikista epätasapainoisen aineiston investoinneista samalla kun tasapainoisen aineiston yritykset edustavat 19 prosenttia kaikista epätasapainoisessa aineistossa mukana olevista yrityksistä.

Aineiston rajauksen jälkeen tutkielmassa käytettävän tasapainoisen paneeliaineiston kooksi saatiin 91 yritystä ja 1 729 havaintoa, kun vastaavasti epätasapainoisen paneeliaineiston koko on 479 yritystä ja yhteensä 5 648 havaintoa. Epätasapainoisen paneeliaineiston tapauksessa yritykset, joiden tunnusluvuista on saatavilla alle viisi peräkkäistä havaintoa, on poistettu aineistosta estimoitavien mallien dynaamisten vaikutusten tutkimiseksi. Kuvio 2 näyttää epätasapainoisen paneeliaineiston havaintojen jakautumisen vuosittain. Havainnot vähenevät kohti tarkasteluajanjakson loppua, havaintojen maksimimäärän ollessa 366 havaintoa vuonna 2004 ja minimimäärän ollessa 204 havaintoa vuonna 2018.



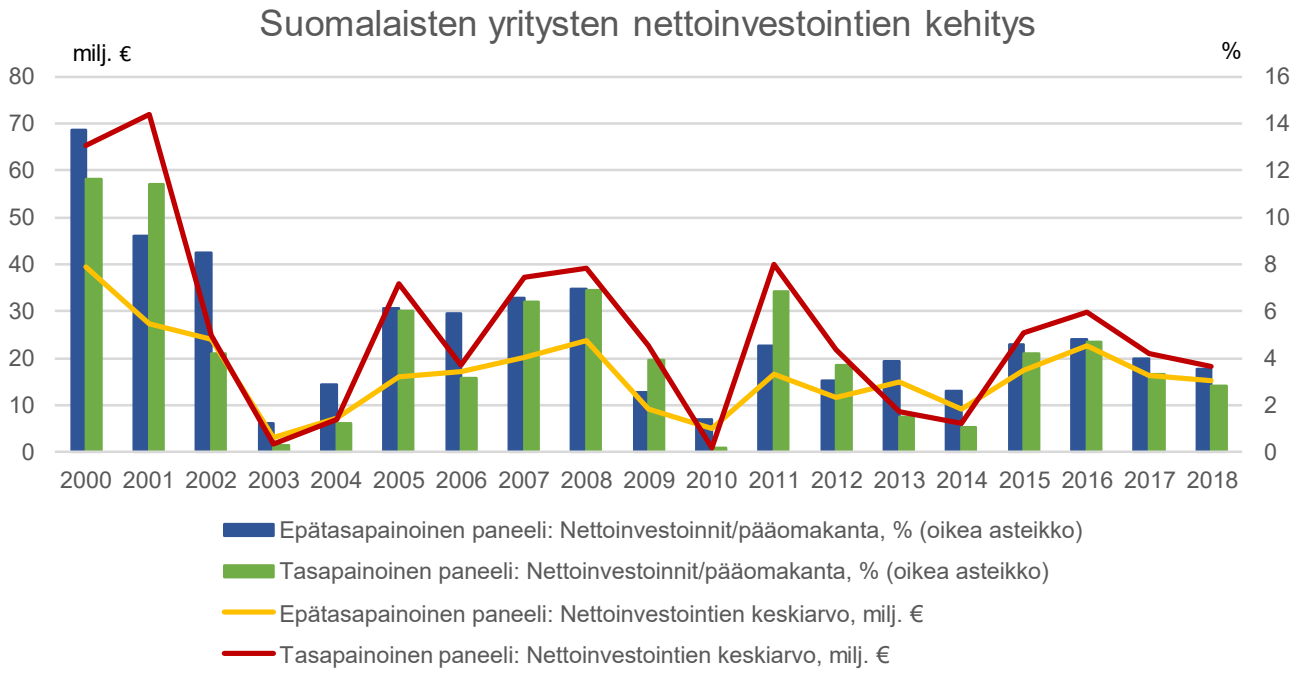
Kuvio 2. Epätasapainoisen paneeliaineiston havaintojen jakautuminen vuosittain

Tarkasteltaessa suomalaisten yritysten nettoinvestointien[5] kehitystä havaitaan, että tasapainoisen aineiston investointien keskiarvo on miltei koko tarkasteluajanjaksolla ollut korkeammalla tasolla kuin epätasapainoisen paneeliaineiston investointien keskiarvo (kuvio 3). Nettoinvestointien keskiarvossa samoin kuin nettoinvestointiasteessa[6] nähdään kaksi jaksoa, vuosina 2003 ja 2010, jolloin pääomaa kasvattavia investointeja on tehty hädin tuskin ollenkaan. Yhtenäkään

[5] Nettoinvestoinnit saadaan vähentämällä bruttoinvestoinneista tilikauden poistot. Positiivinen nettoinvestointien arvo kertoo, että pääomakantaa on kasvatettu edellisestä periodista. Mikäli nettoinvestointien arvo on negatiivinen, tilikauden aikaisia poistoja ei ole korvattu korvausinvestoinneilla vaan pääomakannan on annettu supistua. Investoinnit sisältävät sekä aineelliset että aineettomat nettoinvestoinnit, mutta eivät yritysostoja.
[6] Nettoinvestointiaste on tämän kuvion tapauksessa laskettu summaamalla periodin nettoinvestoinnit ja jakamalla ne saman periodin pääomakannan summalla. Pääomakantaan on laskettu yrityksen taseeseen merkityt aineelliset ja aineettomat hyödykkeet.

tarkasteluajanjakson vuotena nettoinvestoinnit tai nettoinvestointiaste eivät kuitenkaan ole pudonneet negatiivisiksi, joten huonoista vuosista huolimatta yritykset eivät ole antaneet pääomakantansa supistua.

Kuitenkin tarkasteltaessa investointiasteita, havaitaan, että epätasapainoisen aineiston investointiaste on miltei koko tarkasteluajanjaksolla ollut tasapainoista aineistoa korkeammalla tasolla (kuvio 3). Tasapainoisen aineiston investointiaste on ollut epätasapainoista aineistoa korkeammalla tasolla vain vuosina 2001, 2009, 2011 ja 2012. Liikevaihdoltaan suuret yritykset ovat näin ollen investoineet epätasapainoisen aineiston yrityksiä enemmän kriisivuosina, kun vastaavasti epätasapainoisen aineiston yritykset ovat investoineet tasapainoisen aineiston yrityksiä voimakkaammin kaikkina muina vuosina. Tämä tukee oletusta epätasapainoisen aineiston yritysten voimakkaista kasvupyrkimyksistä. Kokonaisuutena tarkastellen nettoinvestointiaste on molempien aineistojen tapauksessa jäänyt finanssikriisin jälkeen matalammalle tasolle verrattuna finanssikriisiä edeltävään aikaan.



Kuvio 3. Suomalaisten yritysten nettoinvestointien kehitys

Taulukossa 2 on esitetty tarkemmin tutkielmassa käytettyjen yrityskohtaisten muuttujien keskeiset tunnusluvut: keskiarvo, mediaani, keskivirhe sekä pienin ja suurin arvo. Liikevaihto on deflatoitu ja logaritmoitu. Taulukosta 2 havaitaan, että epätasapainoisen aineiston yritysten liikevaihto on tasapainoisia yrityksiä matalammalla tasolla, mikä on luontevaa edellä kuvatuista aineistojen eroista johtuen. Epätasapainoisen aineiston yritysten investointiaste on keskiarvolla mitattuna tasapainoisen aineiston yrityksiä korkeampi kuten todettiin myös kuviossa 3. Epätasapainoisen

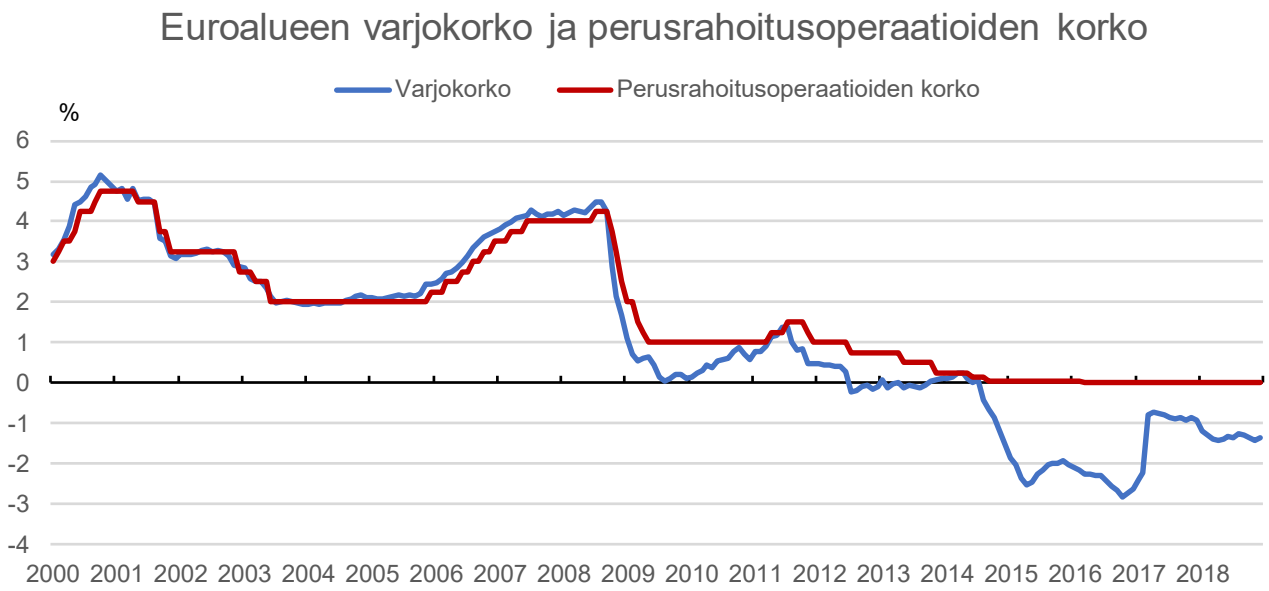
aineiston yritysten investointiasteen mediaani on kuitenkin vain puolet tasapainoisen aineiston yritysten investointiasteesta. Jakaumatarkastelujen mukaan epätasapainoisessa aineistossa on mukana muutamia korkean investointiasteen omaavia yrityksiä. Vuosittain tarkasteltuna investointiasteiden maksimiarvot ovat huomattavasti korkeammat epätasapainoisen aineiston tapauksessa tasapainoiseen aineistoon verrattuna.

Mediaani on kaikkien muuttujien tapauksessa molemmissa aineistoissa pienempi kuin keskiarvo, jolloin jakaumat ovat vinoja oikealle. Lisäksi muuttujien suurimmat arvot ovat huomattavasti muuttujien keskiarvoja suuremmat, mikä johtuu osittain aineistossa olevien yritysten suurista kokoeroista. Tunnuslukujen osalta tasapainoisen ja epätasapainoisen aineiston väliset erot ovat suurimmat muuttujassa käyttökate suhteessa pääomakantaan, joka on erityisen korkea epätasapainoisen paneelin tapauksessa. Kaikki tutkielmassa käytetyt muuttujat ja niiden kuvaukset on esitetty liitteessä 1.

Taulukko 2. Yrityskohtaisten muuttujien keskeiset tunnusluvut

Muuttuja	Keskiarvo	Mediaani	Keskihajonta	Pienin	Suurin
		Tasapainoinen paneeliaineisto			
Investoinnit/pääomakanta ($\boldsymbol{I_t/K_{t-1}}$)	0,09	0,04	0,26	-0,94	3,04
Liikevaihto (y)	5,95	5,76	1,22	3,71	9,48
Käyttökate/pääomakanta ($\boldsymbol{CF_t/K_{t-1}}$)	0,47	0,27	0,94	-3,92	12,70
		Epätasapainoinen paneeliaineisto			
Investoinnit/pääomakanta ($\boldsymbol{I_t/K_{t-1}}$)	0,11	0,025	0,57	-3,48	26,15
Liikevaihto (y)	5,37	5,07	1,19	3,67	10,71
Käyttökate/pääomakanta ($\boldsymbol{CF_t/K_{t-1}}$)	1,27	0,31	7,60	-6,99	333,30

EKP:n rahapolitiikan vaikutuksia investointeihin tarkasteltaessa rahapolitiikkaa kuvaavana muuttujana tutkielmassa käytetään Suomen Pankin varjokorkosarjaa, jossa on ajassa vaihtuva alaraja. Kuvion 4 mukaan euroalueen varjokorko on tavanomaisen rahapolitiikan aikaan vuosina 2000-2007 vaihdellut kahden ja viiden prosentin välillä ja kehittynyt samassa tahdissa perusrahoitusoperaatioiden koron kanssa. Epätavanomaiset rahapolitiikkatoimet laskivat varjokoron ensimmäisen kerran lähelle nollaa vuonna 2009 ja painoivat sen negatiiviseksi ensimmäisen kerran heinäkuussa 2012. Elokuussa 2014 varjokorko painui uudelleen negatiiviseksi määrällisen keventämisen aloittamisen jälkeen. EKP:n perusrahoitusoperaatioiden korko pudotettiin nollaan kuitenkin vasta maaliskuussa 2016. Edelleen joulukuussa 2018 varjokorko oli noin 1,36 prosenttia negatiivinen.



Kuvio 4. Euroalueen varjokorko ja perusrahoitusoperaatioiden korko

EKP:n rahapolitiikan vaikutuksia arvioitaessa rahapolitiikan virityksessä tapahtuneet muutokset otetaan huomioon estimoinnissa tarkastelemalla rahapolitiikan vaikutuksia paitsi kokonaisuutena vuosina 2000-2018, myös kapeampina ajanjaksoina. Rahapolitiikan vaikutuksia tarkastellaan erikseen tavanomaisen rahapolitiikan ajanjaksona vuosina 2000-2007 siitä huolimatta, että epätavanomainen rahapolitiikka aloitettiin maltillisesti vuoden 2007 loppupuolella. Ajanjaksoa vuosina 2008-2018 puolestaan leimasi voimakas epätavanomaisen rahapolitiikan harjoittaminen. Lisäksi tarkastellaan ajanjaksoja vuosina 2008-2013 ja vuosina 2014-2018, joita toisistaan erottavat rahapolitiikan tavoitteen muuttuminen kohti elvyttävämpää rahapolitiikkaa, nollakorkorajoite sekä varjokoron voimakas lasku nollan alapuolella (kuvio 4). Tarkoituksena on tarkastella, onko rahapolitiikan vaikutus investointeihin muuttunut ajanjaksojen välillä.

Yrityskohtaiset muuttujat on tilinpäätöstiedoissa raportoitu vuosittain, kun rahapolitiikkamuuttuja, varjokorko, on raportoitu kuukausittain. Muuttujien frekvenssit on yhteensovitettu laskemalla kuukausitason aineistosta keskiarvot ja muuntamalla siten kuukausitason aineisto vuositasolle.

Estimointitulosten luotettavuuden kannalta mallin estimoinnissa käytettyjen aikasarjojen tulisi olla stationaarisia[7]. Selitettävää stationaarista muuttujaa ei voida selittää epästationaarisilla muuttujilla, sillä stationaarisen selitettävän muuttujan tilastolliset ominaisuudet (keskiarvo, varianssi, autokorrelaatio, jne.) pysyvät vakioina yli ajan, kun vastaavasti epästationaarisen selittävän

[7] Mikäli muuttujat kuitenkin ovat epästationaarisia, mutta yhteisintegroituneita, ja se huomioidaan estimoinnissa, saadaan myös luotettavia tuloksia.

muuttujan tilastolliset ominaisuudet muuttuvat ajassa. Muuttujien stationaarisuuden selvittämiseksi paneeliaineistolle tehdään yksikköjuuritestit.

Tasapainoisen paneelin yrityskohtaisten muuttujien yksikköjuuritesteinä käytetään Levin-Lin-Chu (2002), Breitung (2000) ja Im-Pesaran-Shin (2003) yksikköjuuritestejä sekä Maddalan ja Wun (1999) muotoilemia Fisher-ADF ja Fisher-PP yksikköjuuritestejä. Levin-Lin-Chun (LLC) ja Breitungin yksikköjuuritestit testaavat yhteistä yksikköjuurta. Tämä tarkoittaa, että kaikkien paneelien yksikköjuuriprosessit oletetaan testeissä samanlaisiksi. Testien nollahypoteesina on, että kaikissa paneeleissa on yksikköjuuri ja vaihtoehtoisena hypoteesina että kaikki paneelit ovat stationaarisia.

Im-Pesaran-Shin (IPS) sekä Fisher-ADF (ADF) ja Fisher-PP (PP) yksikköjuuritesteissä jokaisen paneelin yksikköjuuriprosessia ei oleteta samanlaiseksi. Nämä yksikköjuuritestit soveltuvat näin ollen epätasapainoiselle paneeliaineistolle toisin kuin Levin-Lin-Chu ja Breitung yksikköjuuritestit. IPS, ADF ja PP yksikköjuuritesteillä on kaikilla sama nollahypoteesi, jonka mukaan kaikissa paneeleissa on yksikköjuuri eli ne ovat epästationaarisia. Testien vaihtoehtoinen hypoteesi puolestaan on, että jotkin paneeleista ovat stationaarisia. Yksikköjuuritestit on suoritettu useilla eri viipeillä sekä AIC ja BIC informaatiokriteereitä käyttäen. Taulukossa 3 on esitetty kolmella viipeellä tehtyjen yksikköjuuritestien tulokset, tämän viivepituuden ollessa AIC ja BIC informaatiokriteerien mukaan optimaalisin. Testitulosten p-arvo on merkitty sulkuihin.

Taulukko 3. Yrityskohtaisten muuttujien yksikköjuuritestien tulokset

Muuttujat	**LLC**	**Breitung**	**IPS**	**ADF**	**PP**
		Tasapainoinen paneeliaineisto			
Investoinnit/pääomakanta	-23,75	-5,08	-18,02	902,69	923,54
$(\boldsymbol{I_t/K_{t-1}})$	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Liikevaihto $(\boldsymbol{y_t})$	-9,89	3,38	-2,78	260,87	315,31
	(0,000)	(0,999)	(0,009)	(0,017)	(0,000)
Käyttökate/pääomakanta	-8,69	0,05	-6,54	335,67	325,93
$(\boldsymbol{CF_t/K_{t-1}})$	(0,000)	(0,520)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
		Epätasapainoinen paneeliaineisto			
Investoinnit/pääomakanta			-108,44	2790,23	3079,25
$(\boldsymbol{I_t/K_{t-1}})$			(0,000)	(0,000)	(0,000)
Liikevaihto $(\boldsymbol{y_t})$			-29,19	2461,63	2674,09
			(0,000)	(0,000)	(0,000)
Käyttökate/pääomakanta			-12,36	1662,60	1766,12
$(\boldsymbol{CF_t/K_{t-1}})$			(0,000)	(0,000)	(0,000)

Muuttujan investoinnit/pääomakanta kohdalla nollahypoteesi hylätään yksikköjuuritestien mukaan molempien aineistojen tapauksessa, joten sarjat ovat stationaarisia ja muuttujaa voidaan käsitellä tasomuodossa. Logaritmoitu liikevaihto ja käyttökate/pääomakanta ovat stationaarisia kaikkien testien mukaan epätasapainoisen paneeliaineiston tapauksessa. Tasapainoisen paneeliaineiston tapauksessa yksikköjuuritestit antavat muuttujista ristiriitaisia tuloksia stationaarisuuden suhteen. Koska nollahypoteesi eli sarjan stationaarisuus hylätään suurimmassa osassa yksikköjuuritestejä, muuttujille ei tehdä muutoksia vaan niitä käsitellään tasomuodossa. Rahapolitiikkamuuttujan yksikköjuuritestien tulokset on esitetty luvussa 4.2 yhdessä muiden makromuuttujien yksikköjuuritestien tulosten kanssa.

3.2 Tutkimusmenetelmät

Tarkasteltava aineisto on suomalaisten yritysten tilinpäätöstiedoista koostuva paneeliaineisto. Paneeliaineistossa yhdistyvät aikasarja- ja poikkileikkausaineisto ja se sisältää toistettuja havaintoja samoista havaintoyksiköistä useana ajan hetkenä. Paneeliaineistossa tutkimuksen kohteena olevilla yrityksillä voi olla yrityskohtaisia ominaisuuksia, jotka vaikuttavat selitettävän muuttujan arvoon, mutta joita voi olla mahdotonta havainnoida, jolloin niiden sisällyttäminen regressiomalliin erillisinä muuttujina ei ole mahdollista. (Verbeek, 2008, 355-356).

Havaitsemattoman yrityskohtaisen tekijän puuttuminen mallin selittävistä muuttujista aiheuttaa puuttuvan muuttujan harhan, ja johtaa siihen, että malliin sisällytetyt selittävät muuttujat tyypillisesti korreloivat virhetermiin sisältyvän ei-havaittavan yrityskohtaisen tekijän kanssa. Puuttuvan muuttujan harhan vuoksi tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä (OLS) lasketut regressiokertoimet ovat harhaisia. Tutkielmassa sovelletaan siten paneeliaineistomenetelmiä. Paneeliaineistoon sovellettavien menetelmien etuna on, että yrityskohtaisten havaitsemattomien tekijöiden vaikutukset investointeihin voidaan mallintaa. (Verbeek, 2008, 355-356). Tutkielman malli estimoidaan sekä staattisella paneeliaineistomenetelmällä, kiinteiden vaikutusten mallilla (*Fixed Effects Model*, FE) tai satunnaisten vaikutusten mallilla (*Random Effects Model*, RE), että dynaamisella Arellano-Bond GMM-menetelmällä.

3.2.1 Kiinteiden vaikutusten malli

Kiinteiden vaikutusten malli on lineaarinen regressiomalli, jossa yrityksillä oletetaan olevan yrityskohtaisia ominaisuuksia, jotka pysyvät samoina aikaperiodien välillä, mutta joita ei pystytä havainnoimaan. Havaintoyksiköiden sanotaan tällöin olevan heterogeenisiä. Kiinteiden vaikutusten

malli sallii, että havaitsemattomat yrityskohtaiset tekijät korreloivat mallin selittävien muuttujien kanssa. Kiinteiden vaikutusten regressiomalli ilmaistaan muodossa

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}'\beta + u_{it}\,, \qquad missä \quad u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)\,, \tag{3.1}$$

missä α_i on kiinteä yrityskohtainen vakiotermi, joka sisältää ajassa muuttumattomat havaitut ja havaitsemattomat yksilölliset erot yritysten välillä. Se on tuntematon termi ja estimoidaan yhdessä regressiokertoimien β kanssa. Vakiotermissä α esiintyvä alaindeksi i sallii vakiotermin muuttumisen havaintoyksiköiden välillä (i = 1, …, N), mutta ei aikaperiodien välillä. (Verbeek, 2008, 356).

Kiinteiden vaikutusten mallin tarkentuva estimointi ei edellytä korreloimattomuutta α_i:n ja selittävien muuttujien x_{it} välillä. Malli olettaa kuitenkin tavallisesti kaikkien selittävien muuttujien x_{it} olevan riippumattomia virhetermeistä u_{it}. Kiinteiden vaikutusten mallin puutteena on, että mikäli x_{it} sisältää muuttujia, jotka eivät muutu ajassa, malli siirtää tällaiset muuttujat osaksi vakiotermiä α_i. Ajassa muuttumattomien selittävien muuttujien regressiokertoimia ei täten kiinteiden vaikutusten mallilla voida estimoida. (Verbeek, 2008, 356-370).

Malli (3.1) voidaan estimoida käyttäen within tai first difference -estimaattoria. Within-estimaattorin muodostamiseksi yrityskohtaiset vaikutukset α_i poistetaan laskemalla havaintojen poikkeamat yksilöllisistä keskiarvoistaan. Tällöin malli esitetään muodossa

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)'\beta + (u_{it} - \bar{u}_i)\,, \tag{3.2}$$

missä $\bar{y}_i = T^{-1}\sum_t y_{it}$ ja $\bar{x}_i$ sekä $\bar{u}_i$ on määritelty samalla tavoin. Tämä on keskiarvopoikkeamiin perustuva regressiomalli, josta yrityskohtainen vaikutus on poistettu. Tästä transformoidusta mallista johdetaan OLS-estimaattori regressiokertoimille β eli ns. within-estimaattori

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)\,(x_{it} - \bar{x}_i)'\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)\,. \tag{3.3}$$

Within-estimaattori on harhaton, kun kaikki selittävät muuttujat x_{it} ovat riippumattomia kaikista virhetermeistä u_{it}. Estimaattorin tarkentuvuus vaatii, että $E\{(x_{it} - \bar{x}_i)u_{it}\} = 0$. Ehdon täyttymiseksi riittää, kun x_{it} ja $\bar{x}_i$ eivät korreloi virhetermin u_{it} kanssa eli x_{it} tulee olla vahvasti eksogeenisia. Vahvasti eksogeeninen muuttuja ei saa riippua virhetermin nykyisistä, menneistä tai tulevista arvoista. Kun selittävät muuttujat ovat riippumattomia kaikista virhetermeistä, vakiotermit estimoidaan harhattomasti seuraavasti

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{x}_i'\hat{\beta}_{FE}\,, \qquad i = 1, \dots, N. \tag{3.4}$$

Kiinteät yrityskohtaiset vaikutukset estimoituvat tarkentuvasti, kun oletus $E\{(x_{it} - \bar{x}_i)u_{it}\} = 0$ on voimassa ja kun T lähestyy ääretöntä. (Verbeek, 2008, 360-361). Toinen vaihtoehtoinen tapa poistaa mallista yrityskohtaiset vaikutukset on ottaa yhtälöstä (3.1) ensimmäinen differenssi

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \left(x_{it} - x_{i,t-1}\right)'\beta + \left(u_{it} - u_{i,t-1}\right) \qquad \text{tai}$$
$$\Delta y_{it} = \Delta x_{it}{}'\beta + \Delta u_{it}\,. \tag{3.5}$$

OLS:n soveltaminen yhtälöön (3.5) tuottaa first differences -estimaattorin

$$\hat{\beta}_{FD} = \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T}\Delta x_{it}\Delta x_{it}'\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\Delta x_{it}\Delta y_{it}\,. \tag{3.6}$$

Tämän estimaattorin tarkentuvuus edellyttää, että $E\{\Delta x_{it}\Delta u_{it}\} = 0$. Tämä ehto on edellä mainittua vahvan eksogeenisuuden ehtoa heikompi, sillä se esimerkiksi sallii korrelaation x_{it}:n ja $u_{i,t-2}$:n välillä. First differences -estimaattorin keskivirheitä laskiessa täytyy myös ottaa huomioon, että Δu_{it}:ssä on sarjakorrelaatiota. Vaikka tarkentuvuusehdot ovat first difference -estimaattorin kohdalla heikommat kuin within-estimaattorilla, se nähdään yleisesti tehottomampana. (Verbeek, 2008, 362).

3.2.2 Satunnaisten vaikutusten malli

Mikäli voidaan olettaa, että havaitsematon yrityskohtainen vaikutus α_i on satunnainen tekijä eikä korreloi selittävien muuttujien x_{it} kanssa, malli esitetään satunnaisten vaikutusten mallina. Tällöin yksittäisten vakiotermien oletetaan olevan satunnaisesti jakautuneita poikkileikkausaineistossa. Ratkaiseva ero kiinteiden ja satunnaisten vaikutusten mallien välillä on siis se sisältääkö mallin vakiotermi elementtejä, jotka korreloivat selittävien muuttujien kanssa. Satunnaisten vaikutusten malli esitetään muodossa

$$y_{it} = \beta_0 + X_{it}'\beta + \alpha_i + u_{it}\,, \qquad missä \quad u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2) \;\; ja \;\; \alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2)\,, \tag{3.7}$$

missä β_0 on yksittäinen vakiotermi, joka on havaitsemattomien yritysvaikutusten keskiarvo. Satunnaisvaikutus merkitään malliin virhetermillä $\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$, joka koostuu kahdesta komponentista. Ensimmäinen on havaintoyksikkökohtainen komponentti α_i, joka ei muutu aikaperiodien välillä ja on homoskedastinen havaintoyksiköiden välillä. Toinen on

jäännöskomponentti u_{it}, jonka oletetaan olevan homoskedastinen ja korreloimaton yli ajan. Kaikki virhetermissä esiintyvä korrelaatio on tällöin havaintoyksikkökohtaisen komponentin α_i aiheuttamaa. Mallia kutsutaan rakenteensa vuoksi myös virhekomponenttimalliksi. (Verbeek, 2008, 364-365).

Virhetermin molempien komponenttien oletetaan olevan keskenään riippumattomia sekä riippumattomia selittävistä muuttujista x_{js}. Virhetermien komponenttien rakenteesta johtuen niiden yhdistelmä $\alpha_i + u_{it}$ on kuitenkin autokorreloitunut, ellei $\sigma_\alpha^2 = 0$. Mallia estimoidessa OLS-estimaattorilla lasketut keskivirheet ovat autokorrelaatiosta johtuen virheellisiä, jolloin estimoinnissa tulee käyttää yleistettyä pienimmän neliösumman menetelmää (GLS). GLS-menetelmä olettaa, että häiriötermien yhdistelmän sarjakorrelaation voidaan olettaa johtuvan täysin α_i-termistä. (Verbeek, 2008, 364).

GLS-estimaattori johdetaan hyödyntämällä virhekovarianssimatriisin rakennetta. Yksittäisen havaintoyksikön i kaikki virhetermit voidaan järjestää muotoon $\alpha_i l_T + u_i$, jossa $l_t = (1, 1, \dots, 1)'$ ja $u_i = (u_{i1}, \dots, u_{iT})'$. Tämän vektorin kovarianssimatriisi on

$$V\{\alpha_i l_T + u_i\} = \Omega = \sigma_\alpha^2 l_T l_T' + \sigma_u^2 \boldsymbol{I}_T \,, \tag{3.8}$$

missä $\boldsymbol{I}_T$ on T-dimensioinen identiteettimatriisi. GLS-estimaattori parametreille yhtälössä (3.7) johdetaan käyttäen yhtälöä (3.8). Jokaiselle havaintoyksikölle data voidaan transformoida kertomalla vektorit $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$ etupuolelta Ω^{-1}, joka on

$$\Omega^{-1} = \sigma_u^{-2}\left[\left(\boldsymbol{I}_T - \frac{1}{T} l_T l_T'\right) + \psi \frac{1}{T} l_T l_T'\right], \qquad missä\ \psi = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2}. \tag{3.9}$$

Havaitsemalla, että $\boldsymbol{I}_T - (1/T) l_T l_T'$ muuttaa datan poikkeamiksi yksilöllisistä keskiarvoistaan, GLS-estimaattori voidaan kirjoittaa muotoon

$$\hat{\beta}_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)\,(x_{it} - \bar{x}_i)' + \psi \mathrm{T} \sum_{i=1}^{N}(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})'\right)^{-1} \times \left(\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + \psi \mathrm{T} \sum_{i=1}^{N}(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})\right), \tag{3.10}$$

missä $\bar{x} = (1/(NT)) \sum_{i,t} x_{it}$ tarkoittaa x_{it}:n kokonaiskeskiarvoa. Kun $\psi = 0$, GLS-estimaattorista tulee within-estimaattori. Kiinteiden ja satunnaisten vaikutusten estimaattorit vastaavat toisiaan suurella T:n arvolla, sillä $\psi \to 0$ kun $T \to \infty$. Kun $\psi = 1$, GLS-estimaattorista tulee OLS-estimaattori.

Jos selittävät muuttujat ovat riippumattomia kaikista u_{it} ja kaikista α_i, GLS-estimaattori on harhaton. Estimaattori on tarkentuva jos $E\{(x_{it} - \bar{x}_i)u_{it}\} = 0$, $E\{\bar{x}_i u_{it}\} = 0$ ja $E\{\bar{x}_i \alpha_i\} = 0$. (Verbeek, 2008, 364-366).

Oikean mallin valinta kiinteiden vaikutusten mallin ja satunnaisten vaikutusten mallin välillä ei ole helppoa ja useissa sovellutuksissa, erityisesti silloin kun T on pieni, erot mallien tuottamissa regressiokertoimien estimaateissa ovat merkittäviä. Kiinteiden vaikutusten lähestymistapa on ehdollinen α_i:n arvoille. Intuitiivisesti kiinteiden vaikutusten mallin soveltaminen sopii tilanteisiin, joissa havaintoyksiköt ovat ainutlaatuisia (*one of a kind*) eikä niiden voida ajatella olevan satunnaisotos suuresta perusjoukosta. Vastaavasti satunnaisten vaikutusten lähestymistapa ei ole ehdollinen yksilöllisille α_i:n arvoille, vaan integroi ne ulos. Satunnaisten vaikutusten lähestymistavassa voidaan tehdä päätelmiä populaation ominaisuuksista. Formalisoituna satunnaisten vaikutusten mallin mukaan $E\{y_{it}|x_{it}\} = x'_{it}\beta$, kun kiinteiden vaikutusten malli puolestaan estimoi $E\{y_{it}|x_{it}, \alpha_i\} = x'_{it}\beta + \alpha_i$. Toisaalta mikäli α_i:n ja x_{it}:n välillä esiintyy korrelaatiota, satunnaisvaikutusten malli johtaa epätarkkoihin estimaatteihin. Kiinteiden vaikutusten mallin estimoinnissa α_i poistetaan mallista, jolloin poistuvat myös korrelaation aiheuttamat ongelmat. (Verbeek, 2008, 367-368).

Muuttujien α_i ja x_{it} välisen korrelaation testaamiseksi ja oikean mallin valitsemiseksi käytetään yleisesti Hausmanin testiä (Hausman ja Taylor, 1981). Testin nollahypoteesi on, että muuttujien välillä ei ole korrelaatiota ja vaihtoehtoisena hypoteesina, että muuttujat ovat toisistaan riippuvaisia. Nollahypoteesin jäädessä voimaan käytetään satunnaisten vaikutusten mallia ja vastaavasti mikäli nollahypoteesi hylätään, on suositeltavaa käyttää kiinteiden vaikutusten mallia. Hausmanin testi perustuu kahden estimaattorin vertailuun. Toinen estimaattori on tarkentuva sekä nollahypoteesin että vaihtoehtoisen hypoteesin vallitessa toisen ollessa tarkentuva vain nollahypoteesin vallitessa. Mikäli näiden estimaattorien välillä on tilastollisesti merkitsevä ero, nollahypoteesi ei jää voimaan. Hausmanin testi testaa ovatko kiinteiden vaikutusten ja satunnaisten vaikutusten mallien estimaattorien väliset erot tilastollisesti merkitseviä. Estimaattorien merkitsevät erot johtuvat tällöin selittävien muuttujien x_{it} ja α_i-termien välisestä korrelaatiosta. Toisaalta on huomattava, että myös mallin väärä spesifiointi voi johtaa nollahypoteesin hylkäämiseen. (Verbeek, 2008, 368-369).

Paneeliaineistossa residuaalit voivat korreloida keskenään eri havaintojen ja ajanhetkien välillä. Yritysaineiston tapauksessa riippuvuutta voi tavallisesti esiintyä kahdella tavalla. Yksittäistä yritystä koskevien havaintojen residuaalit voivat korreloida eri ajanhetkien välillä (aikasarjariippuvuus) tai tietyn ajan hetken residuaalit voivat korreloida eri yritysten välillä (poikkileikkausriippuvuus). Nämä yritysvaikutukset ja aikavaikutukset voivat esiintyä erikseen tai yhdessä. (Petersen, 2009, 435-436). Residuaaleissa esiintyvän korrelaation huomiotta jättäminen johtaa usein harhaisiin keskivirheisiin.

Aineistossa esiintyvän riippuvuuden muodosta riippuen keskivirheet tulee klusteroida harhattomien keskivirheiden saavuttamiseksi. (Petersen, 2009, 475-476).

3.2.3 Arellano-Bond GMM-menetelmä

Selitettävä ilmiö voi riippua myös aikaisemmasta käyttäytymisestä eli aikaisempien periodien selitettävistä muuttujista. Tässä tapauksessa tulee estimoida dynaaminen malli. Mikäli mallissa selittävänä muuttujana on viivästetty selitettävä muuttuja, joka on endogeeninen, kiinteiden ja satunnaisten vaikutusten mallit antavat harhaisia ja tarkentumattomia tuloksia. Mallin estimointi yleistetyllä momenttimenetelmällä (*Generalized Method of Moments*, GMM) mahdollistaa endogeenisten viivästettyjen selitettävien muuttujien käytön selittävinä muuttujina, kun yhtälö kirjoitetaan käyttäen ensimmäisiä differenssejä, jolloin yrityskohtaista vaikutusta kuvaava vakiotermi poistuu. (Verbeek, 2008, 377-378). Tässä kappaleessa esitelty GMM-estimaattori on Arellanon ja Bondin (1991) kehittämä.

Aloitetaan tarkastelemalla mallia, jonka ainoa selittävä muuttuja on viivästetty selitettävä muuttuja

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i + u_{it}\,, \qquad t = 0, 1, \dots, T, \quad |\gamma| < 1, \quad \alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2), \quad u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)\,. \qquad (3.11)$$

Yhtälössä (3.11) α_i kuvaa yrityskohtaista vaikutusta ja u_{it} stokastista virhetermiä. Yrityskohtaisen vaikutuksen α_i ja stokastisen virhetermin u_{it} oletetaan olevan riippumattomasti jakautuneita ja niiden odotusarvon olevan nolla. Oletetaan myös virhetermin sarjakorreloimattomuus (Arellano ja Bond, 1991, 278). Yhtälöstä (3.11) havaitaan, että y_{it} on funktio α_i:sta. Koska yrityskohtaisia vaikutuksia kohdellaan lyhyellä aikavälillä vakiona, myös viivästetty selitettävä muuttuja $y_{i,t-1}$ on riippuvainen yrityskohtaisesta vaikutuksesta α_i. Staattisessa mallissa α_i:n käsittely riippui siitä, käytetäänkö kiinteiden vai satunnaisten vaikutusten mallia. Dynaamisessa mallissa tilanne on erilainen, sillä $y_{i,t-1}$ riippuu α_i:sta riippumatta siitä miten α_i:ta käsitellään. RE- ja FE-mallien estimaattorit ovat tässä tapauksessa harhaisia ja tarkentumattomia. Ongelman ratkaisemiseksi yrityskohtaiset vaikutukset α_i poistetaan kirjoittamalla yhtälö (3.11) differenssimuodossa

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (u_{it} - u_{i,t-1})\,, \qquad t = 2, \dots, T. \qquad (3.12)$$

Differenssimuoto poistaa yrityskohtaiset vaikutukset virhetermistä, mutta ei kuitenkaan sisällytä kaikkia $t-2$ ja tätä aikaisempia virhetermejä transformoituun virhetermiin, kuten within-transformaatiossa. Transformaatio voidaan kuitenkin tehdä myös Arellanon ja Boverin (1995) esittämänä ortogonaalisena poikkeamana

$$u_{i,t}^{*} = \left(\frac{T-t+1}{T-t+2}\right)^{\frac{1}{2}} \left(u_{i,t-1} - \frac{(u_{i,t} + u_{i,t+1} + \cdots + u_{i,T})}{T-t+1}\right), \tag{3.13}$$

missä $t = 2, 3, \ldots, T$. Yhtälössä (3.13) T merkitsee havaintoyksikön i aikasarjan pituutta. Ortogonaalinen poikkeama esittää jokaisen havainnon poikkeamana saman havaintoyksikön tulevaisuuden havaintojen keskiarvosta samalla tasapainottaen jokaisen poikkeaman varianssin. Mikäli virhetermi $u_{i,t}$ ei ole sarjakorreloitunut, niin transformoimattomat viivästetyt selitettävien muuttujien arvot $y_{i,t-s}$ eivät korreloi transformoidun virhetermin $u_{i,t}^{*}$ kanssa ajanhetkellä $t - s$, kun $s \geq 2$. (Arellano ja Bover, 1995, 41-42). Transformaatiot mahdollistavat sen, että viivästettyjä endogeenisia muuttujia voidaan käyttää instrumentteina.

Yhtälön (3.12) mukainen malli voidaan estimoida käyttäen instrumenttimuuttujia. Instrumenttimuuttujamenetelmää käytettäessä pyritään löytämään vähintään yhtä monta instrumenttimuuttujaa z_i kuin yhtälössä on endogeenisia selittäviä muuttujia. Instrumenttien on täytettävä mallin taustaoletuksiin liittyvät momenttiehdot. Tämä tarkoittaa, että niiden on korreloitava endogeenisten selittäjien kanssa, joiden instrumenttina ne toimivat (relevantti), mutta ne eivät saa korreloida virhetermin kanssa (validi). Instrumenttimuuttujat valitaan yhtälön (3.12) tapauksessa siten, että esimerkiksi $y_{i,t-2}$ korreloi $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ kanssa, mutta ei $(u_{it} - u_{i,t-1})$ kanssa ellei u_{it}:ssä esiinny autokorrelaatiota. Tästä seuraa että $y_{i,t-2}$ on validi instrumentti muuttujalle $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$. Tätä instrumenttia käyttäen voidaan muodostaa Anderson-Hsiao (1981) instrumenttimuuttujaestimaattori γ:lle

$$\hat{\gamma}_{IV} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T} y_{i,t-2}(y_{it} - y_{i,t-1})}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2}^{T} y_{i,t-2}(y_{i,t-1}y_{i,t-2})}. \tag{3.14}$$

Anderson-Hsiao (1981) esittivät myös toisen estimaattorin, jossa instrumenttina käytetään kaksi periodia viivästettyä differenssiä $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$. Tällöin estimaattori esitetään muodossa

$$\hat{\gamma}_{IV}^{(2)} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=3}^{T}(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})(y_{it} - y_{i,t-1})}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=3}^{T}(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})(y_{i,t-1}y_{i,t-2})}. \tag{3.15}$$

Nämä molemmat Anderson-Hsiao estimaattorit ovat tarkentuvia, kun virhetermissä u_{it} ei ole autokorrelaatiota. Arellano ja Bond (1991) kuitenkin osoittivat, että Anderson-Hsiao estimaattorista saadaan tehokkaampi, kun instrumenttien listaa laajennetaan ja instrumentteina käytetään kaikkia

mahdollisia viipeitä. He perustivat estimaattorinsa Anderson-Hsiaon lähestymistavalle. Arellanon ja Bondin (1991) tapauksessa instrumenttimatriisi Z_i kirjoitetaan

$$Z_i = \begin{pmatrix} [y_{i0}] & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & [y_{i0}, y_{i1}] & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & [y_{i0}, \dots, y_{i,T-2}] \end{pmatrix}. \tag{3.16}$$

Jokainen matriisin Z_i rivi sisältää käyvät instrumentit tietylle periodille. Eri periodeilla käytetään eri määrä instrumentteja, jolloin kunkin rivin instrumenttivektorin pituus kasvaa, kun mahdollisesti käytettävien viipeiden määrä kasvaa. Myös ortogonaalisen transformaation tapauksessa käytettäisiin samoja instrumentteja. Kaikkien havaintoyksiköiden instrumenttimatriisit yhdistämällä saadaan estimoinnissa käytettävä instrumenttijoukko $Z = [Z_1', \dots, Z_N']'$. Kaikki momenttiehdot voidaan kirjoittaa tiiviisti muotoon $E\{Z_i' \Delta u_i\} = 0$. GMM-estimaattori $\hat{\gamma}_{GMM}$ johdetaan kirjoittamalla momenttiehdot muodossa $E\{Z_i'(\Delta y_i - \gamma \Delta\, y_{i,-1})\} = 0$. (Verbeek, 2008, 377-380). Estimoidaan γ minimoimalla momenttiyhtälöiden neliömuoto

$$\min_{\gamma} \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} Z_i'(\Delta y_i - \gamma \Delta y_{i,-1})\right]' W_N \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} Z_i'\,(\Delta y_i - \gamma \Delta y_{i,-1})\right], \tag{3.17}$$

missä W_N on symmetrinen positiivisen definiitti painomatriisi, joka painottaa eri otosmomentteja minimoinnissa. Differoimalla yhtälö (3.17) γ:n suhteen ja ratkaisemalla saadusta yhtälöstä γ saadaan GMM-estimaattori

$$\hat{\gamma}_{GMM} = \left(\left(\sum_{i=1}^{N} \Delta y_{i,-1}' Z_i\right) W_N \left(\sum_{i=1}^{N} Z_i' \Delta y_{i,-1}\right)\right)^{-1} \times \left(\sum_{i=1}^{N} \Delta y_{i,-1}' Z_t\right) W_N \left(\sum_{i=1}^{N} Z_i' \Delta y_i\right). \tag{3.18}$$

Estimaattorin ominaisuudet riippuvat matriisin W_N valinnasta. Optimaalinen painomatriisi on se, joka tuottaa kaikkein tehokkaimman estimaattorin eli kaikkein pienimmän asymptoottisen kovarianssimatriisin $\hat{\gamma}_{GMM}$:lle. Optimaalinen painomatriisi on otosmomenttien asymptoottisen kovarianssimatriisin käänteismatriisi. Mikäli u_i:n kovarianssimatriisille ei aseteta rajoitteita, optimaalinen painomatriisi voidaan estimoida käyttäen γ:n ensimmäisen vaiheen estimaattoria, jolloin saadaan

$$\widehat{W}_N^{opt} = \left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} Z_i' \Delta\hat{u}_i \hat{u}_i' Z_i\right)^{-1}, \tag{3.19}$$

missä $\Delta\hat{u}_i$ on ensimmäisen vaiheen tarkentuvan estimaattorin residuaalivektori. Tavanomaisessa GMM-lähestymistavassa ei ole rajoitteita virhetermin suhteen, eikä siinä vaadita, että u_{it} on riippumaton ja identtisesti jakautunut (i.i.d.) yli yksilöiden ja ajan. Optimaalinen painomatriisi voidaan tällöin estimoida rajoitteita asettamatta. Kuitenkin mikäli otoskoko on pieni, on virhetermille hyvä asettaa rajoitteita ja olettaa virhetermin olevan autokorreloimaton ja homoskedastinen. Näiden rajoitteiden puitteissa

$$E\{\Delta u_i \Delta u_i'\} = \sigma_u^2 G = \sigma_u^2 \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & . & . & \vdots \\ 0 & . & \ddots & . & 0 \\ \vdots & . & . & \ddots & -1 \\ 0 & \dots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix}. \tag{3.20}$$

Tällöin optimaalinen painomatriisi voidaan määritellä

$$\widehat{W}_N^{opt} = \left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} Z_i' G Z_i\right)^{-1}. \tag{3.21}$$

Mikäli käytetään ortogonaalista transformaatiota, painomatriisina käytetään matriisin (3.20) sijaan identiteettimatriisia. Optimaalinen GMM-estimaattori voidaan laskea yhdessä vaiheessa sillä edellytyksellä, että alkuperäisten virhetermien u_{it} oletetaan olevan homoskedastisia ja autokorreloimattomia. (Verbeek, 2008, 380-382). Mikäli virhetermien varianssit vaihtelevat, eli virhetermit ovat heteroskedastisia, ei voida varmuudella olettaa, että instrumenttimuuttujat konvergoituvat johonkin kiinteään arvoon (White, 1982, 488). Mikäli virhetermit ovat heteroskedastisia, White (1982) sekä Arellano ja Bond (1988) suosittelevat toisen vaiheen estimaattorin käyttöä, sillä tällöin toisen vaiheen estimaattori on ensimmäisen vaiheen estimaattoria tehokkaampi.

Kun yhtälöön (3.11) lisätään eksogeenisia selittäviä muuttujia viivästetyn selitettävän muuttujan lisäksi, saadaan estimoitavaksi malliksi

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \gamma\, y_{i,t-1} + \alpha_i + u_{it}\,, \qquad missä \quad u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)\,, \tag{3.22}$$

missä α_i on havaitsematon yrityskohtainen vaikutus, joka on ajan suhteen vakio. Vektori x_{it} koostuu eksogeenisista selittäjistä. Virhetermin u_{it} oletetaan olevan riippumattomasti jakautunut odotusarvolla nolla. Virhetermi voi vaihdella sekä havaintoyksiköiden välillä että ajassa. Mallin selittäjistä osa voi korreloida yrityskohtaisen vaikutuksen α_i kanssa. Eksogeenisilla selittävillä muuttujilla ei ole vaikutusta optimaalisen estimaattorin muodostamisessa, mutta niillä on vaikutusta käytettävään instrumenttimatriisiin. Käytettävä instrumenttimatriisi muodostuu seuraavaksi

$$Z_i = \begin{pmatrix} [y_{i0}, \Delta x'_{i2}] & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & [y_{i0}, y_{i1}, \Delta x'_{i3}] & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & [y_{i0}, \dots, y_{i,T-2}, \Delta x'_{iT}] \end{pmatrix}. \tag{3.23}$$

(Verbeek, 2008, 382-283). Autoregressiivisen yhtälön (3.11) estimointiperiaatteita noudattaen saadaan eksogeenisia selittäjiä sisältävän mallin GMM-estimaattoriksi

$$\begin{pmatrix} \hat{\gamma}_{GMM} \\ \hat{\theta}_{GMM} \end{pmatrix} = [(\Delta y_{-1} \Delta X)' \, Z W_N Z' (\Delta y_{-1} \Delta X)]^{-1} [(\Delta y_{-1} \Delta X)' Z W_N Z' \Delta y] \,. \tag{3.24}$$

Lisäksi on huomioitava estimaattorin oletus siitä, että stokastisissa virhetermeissä ei ole toisen asteen sarjakorrelaatiota. Mikäli virhetermit ovat sarjakorreloituneita, estimaattori ei ole tarkentuva. Näin ollen estimoitujen parametrien arvojen lisäksi tulee raportoida myös niiden validisuus eli ettei mallin virhetermeissä ole toisen asteen sarjakorrelaatiota. (Arellano ja Bond, 1988, 9). Toisen asteen sarjakorrelaatiota testataan M2-autokorrelaatiotestillä, jonka nollahypoteesi on virhetermin toisen asteen sarjakorreloimattomuus ja vaihtoehtoinen hypoteesi on, että virhetermissä on toisen asteen sarjakorrelaatiota.

3.2.4 Epätasapainoinen paneeliaineisto

Epätasapainoisessa paneeliaineistossa havaintoyksiköiden aikasarjojen pituudet ja ajankohdat vaihtelevat. Kiinteiden ja satunnaisten vaikutusten mallien estimaattorit voidaan helposti laajentaa huomioimaan epätasapainoinen paneeli. Kiinteiden vaikutusten mallin tapauksessa OLS:ia voidaan soveltaa within-transformoituun malliin, jossa kaikki muuttujat on nyt ilmaistu poikkeamina saatavilla olevien havaintojen keskiarvoihin. Kiinteiden vaikutusten mallin estimaattori yhtälöstä (3.3) muokataan seuraavanlaiseksi

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} r_{it} (x_{it} - \bar{x}_i) \, (x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} r_{it} (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \,, \tag{3.25}$$

missä $T_i = \sum_{t=1}^{T} r_{it}$ ilmaisee niiden periodien määrää, jolloin havaintoyksikkö i on havaittu. Tällöin $r_{it} = 1$, mikäli yritys i havaitaan periodillla t, ja $r_{it} = 0$ muulloin. Samalla tavoin satunnaisten vaikutusten mallin estimaattori voidaan yleistää epätasapainoiseen paneeliaineistoon. Soveltuva estimaattori saadaan tässä tapauksessa yhtälöstä (3.10) seuraavasti

$$\hat{\beta}_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} r_{it} (x_{it} - \bar{x}_i)\,(x_{it} - \bar{x}_i)' + \sum_{i=1}^{N} \psi_i T_i (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right)^{-1} \times \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} r_{it} (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + \sum_{i=1}^{N} \psi_i T_i (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right). \tag{3.26}$$

Arellano-Bond GMM-menetelmän tapauksessa epätasapainoinen paneeli voidaan estimoida käyttäen yhtälössä (3.17) esitettyä estimaattoria. Tällöin käytettävää instrumenttijoukkoa on kuitenkin muutettava. Instrumenttimatriisia muutetaan poistamalla siitä kultakin yrityksen sellaiset rivit, joilta kyseisiä vuosia koskevat havainnot puuttuvat. Näiden rivien puuttuvat arvot korvataan nollilla. (Arellano ja Bond, 1988, 7).

4 EKONOMETRINEN MALLI

Tässä kappaleessa esitellään ekonometrinen malli, jonka avulla empiirisesti tarkastellaan EKP:n rahapolitiikan vaikutuksia suomalaisten yritysten investointeihin. Lisäksi investointeja selittäviksi tekijöiksi haetaan teorioista ja aikaisemmista tutkimuksista varjokoron lisäksi muita makromuuttujia, jotta varjokoron vaikutus investointeihin voidaan estimoida oikein.

4.1 Investointeja kuvaava virheenkorjausmalli

Investointien määräytymistä tarkastellaan tämän tutkielman tapauksessa yrityksen mikroteoreettisista lähtökohdista. Estimoinnissa käytetty investointimalli perustuu Hall et al. (1999) ja Bond et al. (2003) tutkimuksiin ja se on johdettu neoklassisesta investointiteoriasta. Hall et al. (1999) tutkimuksen mukaan yrityksen optimaalisen pääomakannan maksimointiongelma on

$$Max \sum (\varpi)^t \, [p_t f(K_t) - p_t^I I_t] \qquad s.t. \quad K_t = (1-\delta)\, K_{t-1} + I_t \,, \tag{4.1}$$

missä $\varpi = (1+r)^{-1}$ on yrityksen diskonttaustekijä, jossa r on korkotaso. Yhtälössä p_t on tuotoksen hintataso, p_t^I on investointihyödykkeiden hintataso ja I_t on bruttoinvestoinnit. Rajoitteena on pääomakannan liikeyhtälö, jossa ja δ on poistoaste. Kun tuotoksen ja investointihyödykkeiden hintojen annetaan vaihdella ajassa, maksimointiongelman ensimmäiseen asteen ehto johtaa ratkaisuun, jossa pääoman rajatuotto on yhtä kuin pääoman käyttäjäkustannus C_t

$$f'(K_t) = \frac{p_t^I}{p_t}\left(\frac{r+\delta}{1+r} - \frac{\Delta p_{t+1}^I}{p_t^I}\frac{1-\delta}{1-r}\right) = C_t \,, \tag{4.2}$$

missä r korkotaso, joka sisältyy yhtälössä (4.1) termiin $\varpi = (1+r)^{-1}$. Ajassa vaihtuvien hintojen vuoksi vuosivaikutukset kuuluvat paneeliaineiston tapauksessa malliin riippumatta siitä käytetäänkö pääomasta ja tuotannosta reaalisia vai nimellisiä arvoja. (Hall et al., 1999, 65). Mikäli tuotantofunktio on Cobb-Douglas muotoinen $f(L_t, K_t) = A_t L_t^{\beta} K_t^{\alpha}$, haluttu pääomakannan taso on

$$K_t = \alpha \frac{Y_t}{C_t} \qquad tai\ logarimoituna \qquad k_t = y_t + h_t \,, \qquad missä\ h_t = \log(\alpha) - c_t \,, \tag{4.3}$$

missä parametri α on pääomakannan jousto tuotannon suhteen ja Y_t on yrityksen tuotanto. Yleisemmin yhtälössä (4.4) esitetään tuotantofunktio, jossa substituutiojousto on vakio (CES)

$$f(L_t, K_t) = A_t \left[\beta L_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \alpha K_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)\nu}, \tag{4.4}$$

missä σ on pääoman ja työvoiman välinen substituutiojousto, ν edustaa skaalatuottoja ja A_t vuosivaikutuksia. Yhtälöstä (4.4) saadaan derivoimalla pääoman rajatuottavuus, joka sijoitetaan yhtälöön (4.2) ja ratkaistaan pääomakannan logaritmi. Sopeutumiskustannusten puuttuessa yrityksen pitkän aikavälin pääomakanta on

$$k_t = \theta y_t + h_t\,, \quad missä\ \theta = \left(\sigma + \frac{1-\sigma}{\nu}\right) \quad ja \quad h_t = \sigma \log(\alpha\nu) - \frac{1-\sigma}{\nu}\log(A_t) - \sigma c_t\,, \tag{4.5}$$

missä k_t on logaritmoitu haluttu pääomakanta, y_t on logaritmoitu tuotanto ja h_t on funktio logaritmoitusta pääoman käyttäjäkustannuksesta ja muista tuotantofunktion parametreista. Pääomakannan ja tuotannon välillä vallitsee yksikköjousto $(\theta = 1)$, kun tuotantofunktiossa on vakioiset skaalatuotot $(\nu = 1)$ tai jos sen substituutiojousto on yksi $(\sigma = 1)$, esimerkiksi silloin kun tuotantofunktio on Cobb-Douglas-muotoinen. (Hall et al., 1999, 65).

Todellinen pääomakanta sopeutuu hitaasti haluttuun pääomakantaan, mikä huomioidaan sisällyttämällä yhtälöön (4.5) selittäviksi muuttujiksi viivästettyjä muuttujia ja muotoilemalla dynaaminen malli. Mallin muotoilussa oletetaan, että havaitsematonta pääoman käyttäjäkustannusta voidaan kontrolloida lisäämällä yhtälöön tekijät aikavaikutukselle ja yrityskohtaiselle vaikutukselle. Malliksi tulee tällöin autoregressiivinen jakautuneiden viipeiden malli ADL (2,2), jossa on dynaaminen sopeutumismekanismi. Mikäli viiveitä lisätään enemmän kuin kaksi, johtaisi tämä vapausasteiden menettämiseen estimoinnissa. Yhtälö esitetään muodossa

$$k_{i,t} = \theta_1 k_{i,t-1} + \theta_2 k_{i,t-2} + \phi_0 y_{i,t} + \phi_1 y_{i,t-1} + \phi_2 y_{i,t-2} + \alpha_i + d_t + u_{i,t}\,, \tag{4.6}$$

missä α_i on havaitsematon yrityskohtainen vaikutus, d_t on kiinteää aikavaikutusta kuvaava tekijä (ns. vuosidummy) ja $u_{i,t}$ on virhetermi. Koska aineistossa ei ole saatavilla tietoa yritysten tuotannosta, tätä approksimoidaan liikevaihdolla $y_{i,t}$. Pitkän aikavälin pääomakannan jousto liikevaihdon suhteen saadaan $\phi = (\phi_0 + \phi_1 + \phi_2)/(1 - \theta_1 - \theta_2)$. Muokkaamalla yhtälön (4.6) ADL-malli virheenkorjausmallin (*error correction model*, ECM) muotoon saadaan

$$\begin{aligned}\Delta k_{i,t} = (\theta_1 - 1)\Delta k_{i,t-1} + \phi_0 \Delta y_{i,t} + (\phi_0 + \phi_1)\Delta y_{i,t-1} - (1 - \theta_1 - \theta_2)(k_{i,t-2} - y_{i,t-2}) \\ + \alpha_i + d_t + u_{i,t}\,.\end{aligned} \tag{4.7}$$

Virheenkorjausmalli kuvaa pääomakannan muutoksia lyhyellä aikavälillä, mutta se ottaa huomioon pääomakannan ja selittävien muuttujien pitkän aikavälin tasapainorelaation. Virheenkorjausmalli vaatii, että virheenkorjaustermin $(k_{i,t-2} - y_{i,t-2})$ kerroin $-(1-\theta_1-\theta_2)$ on negatiivinen, jolloin halutun tason alapuolella oleva pääomakanta johtaa tulevaisuudessa korkeampiin investointeihin ja päinvastoin. (Hall et al., 1999, 33-35; Bond et al., 2003, 155).

Lopulliseen muotoonsa yhtälö (4.7) saadaan käyttämällä nettoinvestointiastetta pääomakannan kasvun $\Delta k_{i,t}$ viitelukuna. Merkitään bruttoinvestointeja $I_{i,t}$:llä, pääomakantaa $K_{i,t}$:llä ja tilikausittaisia yrityskohtaisia poistoja $\delta_{i,t}$, jonka jälkeen nettoinvestointiaste approksimoidaan $\Delta k_{i,t} \approx (I_{i,t} - \delta_{i,t})/K_{i,t-1}$. Neoklassisen investointiteorian mukaan investointiasteen oletetaan olevan riippumaton investointien rahoitusläheistä. Hall et al. (1999), Chatelain et al. (2002) ja Bond et al. (2003) mukaan malliin tulisi kuitenkin lisätä myös yrityksen sisäisiä rahoituslähteitä kuvaava termi, liikevoitto tai kassavirta. On myös osoitettu, että euroalueella suurin osa yritysten investoinneista rahoitetaan yritysten sisäisillä rahoituslähteillä[8] (EIB Investment Survey, 2019). Koska aineistossa ei ollut saatavilla tietoja liikevoitosta, siitä käytetään viitemuuttujana käyttökatetta[9]. Käyttökate merkitään malliin suhteessa pääomakantaan. Lopullinen estimoitava malli esitetään muodossa

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \rho \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \gamma_0 \Delta y_{i,t} + \gamma_1 \Delta y_{i,t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \omega\left(k_{i,t-2} - y_{i,t-2}\right) + \sigma_0 \frac{\pi_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \sigma_1 \frac{\pi_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \sigma_2 \frac{\pi_{i,t-2}}{K_{i,t-3}} + \alpha_i + d_t + u_{i,t}\,, \tag{4.8}$$

missä virhetermi $u_{i,t}$ on sarjakorreloimaton eikä korreloi myöskään minkään viivästetyn muuttujan kanssa. Liikevaihto $y_{i,t}$ ja pääomakanta $k_{i,t}$ ovat yhtälössä (4.8) logaritmoituna. Yhtälöä (4.8) staattisella mallilla estimoidessa ensimmäisenä selittävänä muuttujana oleva selitettävän muuttujan viivästetty termi pudotetaan pois yhtälöstä. Viivästetyn selitettävän muuttujan sisällyttäminen staattiseen malliin selittäjäksi tekisi regressiokertoimista harhaisia (ks. Nickell, 1981).

4.2 Makromuuttujat investointeja selittävinä tekijöinä

Erilaisten makromuuttujien merkittävyyttä investointien selittämisessä tarkastellaan kaksivaiheisen menettelyn avulla. Ensimmäisessä, edellä kuvaillussa vaiheessa estimoitavaan malliin sisällytetään makrovaikutuksia kontrolloivat kiinteät aikavaikutukset (vuosidummyt), jotka ottavat huomioon

[8] Vuonna 2018 toteutetun EIB Investment Surveyn mukaan suomalaisten yritysten investoinneista suurin osa, 64 prosenttia, rahoitettiin yritysten sisäisillä rahoituslähteillä. Ulkoisista rahoituslähteistä pankkilainoilla rahoitettiin 14,2 prosenttia investoinneista, leasingilla 6,2 prosenttia, avustuksilla 3,9 prosenttia sekä uusilla velkakirjalainoilla ja osakeanneilla 1,4 prosenttia investoinneista.

[9] Käyttökate saadaan, kun liikevoittoon lisätään poistot ja arvonalentumiset. Käyttökate kertoo liikevaihdosta jääneen myyntituoton yrityksen toimintakulujen vähentämisen jälkeen.

kaikkien mahdollisten makromuuttujien vaikutuksen eli ne ovat kaikkien makromuuttujien vaikutusten lineaarinen yhdiste. Tällöin malliin ei samanaikaisesti voida sisällyttää erillisiä makromuuttujia. Menetelmän etuna on, että yrityskohtaisten muuttujien vaikutukset estimoituvat tässä ensimmäisessä vaiheessa oikein eikä niihin sisälly puuttuvien makromuuttujien harhaa, sillä vuosivaikutukset kontrolloivat kaikkien makromuuttujien vaikutuksen.

Seuraavassa vaiheessa estimoitavasta mallista poistetaan kiinteät vuosivaikutukset ja siihen lisätään erillisiä investointeja selittäviä makromuuttujia, mukaan lukien rahapolitiikkamuuttuja varjokorko. Samalla tutkitaan kuinka hyvin makromuuttujat kykenevät selittämään vuosivaikutuksia ja mitkä makromuuttujista selittävät investointeja tilastollisesti merkitsevästi. Mikäli vuosivaikutukset sisältävän mallin ja eksplisiittisten makromuuttujien sisältämän mallin kertoimet yrityskohtaisille muuttujille ovat kovin erilaisia, niin jälkimmäiset ovat virheellisiä. Periaatteessa molempien mallien tuottamien regressiokertoimien tulisi olla samanlaisia, mikäli kaikki oleelliset makromuuttujat ovat mukana mallissa.

Euroalueen yritysinvestointien kehitys riippuu pääasiassa suhdanneluonteisista tekijöistä, kuten ulkomaisesta ja kotimaisesta kysynnästä, talouskehitykseen ja investointien tuottoihin liittyvästä epävarmuudesta, yritysten rahoitusrajoitteista sekä rahoituksen välittymisestä. Investointien taso on lisäksi usein linjassa yleisen taloudellisen aktiviteetin kanssa. (EKP, 2018, 13). Näitä vaikutuksia kuvaaviksi makromuuttujiksi valikoidaan aikaisemmissa investointeja koskevissa tutkimuksissa ja investointiteorioissa käytettyjä makromuuttujia; reaalisen bruttokansantuotteen (BKT) vuosimuutos, yrityslainojen korkotaso, osaketuottojen kehitys, talouden epävarmuutta Euroopassa kuvaava indeksi, yrityslainakannan volyymi, julkiset investoinnit ja inflaatioaste.

Kiihdytinmallin mukaan investoinnit korreloivat positiivisesti talouskasvun ja kokonaiskysynnän kanssa. Logaritmoitu reaalisen BKT:n vuosimuutos sisällytetään kuvaamaan kokonaiskysyntää ja taloudellista aktiviteettia. Kaikkien teoreettisessa viitekehyksessä mainittujen investointiteorioiden mukaan investoinnit ovat riippuvaisia pääoman kustannuksesta. Pääoman kustannusta kuvataan Suomen Pankin laskemalla yrityslainojen keskikorolla. Huomionarvoista kuitenkin on, että muutokset rahapolitiikassa muuttavat myös yrityslainojen korkoja, joten EKP:n politiikka heijastuu varjokoron lisäksi myös tähän muuttujaan. Muuttujien riippuvuus toisistaan selvitetään korrelaatiotarkastelulla.

Epävarmuus, osaketuottojen kehitys, yrityslainakannan volyymi, julkiset investoinnit ja inflaatio eivät esiinny eksplisiittisesti investointeja selittävinä tekijöinä investointiteorioissa. Niiden on kuitenkin empiriassa havaittu vaikuttavan pääomakannan kasvuasteeseen. Yritysten kokema epävarmuus on tutkimusten mukaan yksi suurimmista esteistä investointiprojektien toteuttamiselle (Banerjee et al., 2015, 67; Deutsche Bundesbank, 2016, 46). Epävarmuutta kuvataan tutkielmassa talouden

epävarmuutta Euroopassa kuvaavan indeksin (World Uncertainty Index for Europe) avulla. Indeksi on muodostettu laskemalla, kuinka monta kertaa sana “epävarmuus” tai sen muunnos esiintyy the Economist -lehden tutkimus- ja analyysiosaston Euroopan maiden maaraporteissa. Indeksi saa sitä korkeamman arvon, mitä korkeampi taloudessa koettu epävarmuus on. Lisäksi otetaan mukaan logaritmoitu osaketuottojen kehitystä kuvaava OMX Helsinki 25 -indeksin kehitys.

Yrityslainanannon tyrehtymisellä oli merkittävä rooli investointien supistumisessa finanssikriisin aikaan, vaikka antolainauskorot pysyivätkin alhaisina. Kriisin jälkeinen pankkisääntelyn kiristyminen ja pankkien kasvaneet vakavaraisuusvaatimukset voivat vaikuttaa investointien tasoon. (Rodriguez et al., 2016, 83; Buca ja Vermeulen, 2015, 31). Näitä tekijöitä kuvataan Suomen Pankin yrityslainakannan vuosimuutoksilla. On kuitenkin huomioitava, että erityksille myönnettyjä lainoja arvioitaessa kysyntä ja tarjontavaikutuksia on usein vaikea erottaa toisistaan.

Vaikka julkisen kulutuksen kasvun on perinteisesti nähty syrjäyttävän (*crowd out*) yksityisiä investointeja, julkisten investointien kasvun on viimeaikaisen tutkimuksen mukaan nähty vaikuttavan positiivisesti yksityisiin investointeihin (ks. Leeper et al., 2010; Abiad et al., 2015). Julkisten investointien kasvu kasvattaa kokonaiskysyntää ja -tarjontaa ja tulevaisuuden markkinaodotuksia, madaltaa yksityisen sektorin rajakustannuksia ja kasvattaa kilpailua (OECD, 2015, 250). Julkiset investoinnit suhteutetaan tässä tutkielmassa BKT:seen. Samoin kuin julkisilla investoinneilla myöskään inflaatiolla ei voida nähdä olevan yksiselitteistä vaikutusta investointeihin. Pitkittyneen matalan ja vakaan inflaation voidaan arvioida johtavan korkeampiin investointiasteisiin, sillä matala inflaatio vähentää investointiprojektien reaalituottoihin liittyvää epävarmuutta. Mikäli matala inflaatio kuitenkin johtuu kysynnän ja talouskasvun heikentymisestä, sillä ei nähdä olevan investointeja tukevaa vaikutusta. (Cohen et al., 2019, 10-11).

Taulukossa 4 esitetään makromuuttujien yksikköjuuritestien tulokset. Näiden muuttujien tapauksessa yksikköjuuritestinä käytetään laajennettua Dickey-Fuller (ADF) yksikköjuuritestiä, jonka nollahypoteesin mukaan sarjassa on yksikköjuuri ja vaihtoehtoisena hypoteesina, että sarja on stationaarinen. Muuttujien varjokorko, logaritmoitu reaalinen BKT, julkiset investoinnit, yrityslainojen keskikorko, talouden epävarmuus -indeksi ja yrityslainakannan volyymi kohdalla ADF-yksikköjuuritestin nollahypoteesi eli sarjan epästationaarisuus jää voimaan tasomuuttujan tapauksessa, mutta hylätään vähintään viiden prosentin merkitsevyystasolla ensimmäisen differenssin tapauksessa.

Taulukko 4. Makromuuttujien ADF-yksikköjuuritestien tulokset

Muuttujat	Tasomuoto		Ensimmäinen differenssi	
	t-testiarvo	Kriittiset arvot	t-testiarvo	Kriittiset arvot
Varjokorko (ECB)	-1,20	1% -3,86 5% -3,04 10% -2,66	-3,65 **	1% -3,89 5% -3,05 10% -2,67
Reaalinen BKT (gdp)	-1,74	1% -3,86 5% -3,04 10% -2,67	-3,47 **	1% -3,89 5% -3,05 10% -2,67
Julkiset investoinnit (PI/GDP)	-1,77	1% -3,86 5% -3,04 10% -2,66	-4,97 ***	1% -3,89 5% -3,05 10% -2,67
Yrityslainojen keskikorko (CLR)	-1,27	1% -3,86 5% -3,04 10% -2,67	-3,47 **	1% -3,89 5% -3,05 10% -2,67
Osaketuotto (omx)	-4,44 ***	1% -2,70 5% -1,96 10% -1,61	-6,99 ***	1% -2,71 5% -1,96 10% -1,61
Talouden epävarmuus -indeksi (WUI)	-2,21	1% -3,86 5% -3,04 10% -2,67	-4,67 ***	1% -3,89 5% -3,05 10% -2,67
Yrityslainakannan volyymi (CLV)	-0,79	1% -3,86 5% -3,04 10% -3,67	-4,97 ***	1% -3,89 5% -3,05 10% -2,67
Inflaatio (INF)	-3,07 **	1% -3,86 5% -3,04 10% -2,67	-4,43 ***	1% -3,89 5% -3,05 10% -2,67

*, **, *** ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 10%, 5% and 1% merkitsevyystasoilla tässä järjestyksessä.

Kaikki muuttujat, logaritmoitua reaalista BKT:tä lukuun ottamatta, viedään estimoitavaan malliin kuitenkin tasomuodossa niiden epästationaarisuudesta huolimatta, jotta voidaan tarkastella niiden teorian mukaisia vaikutuksia investointiasteeseen. Logaritmoitu reaalinen BKT differoidaan yhden kerran. Lisäksi makromuuttujien välisissä korrelaatiotarkasteluissa havaittiin varjokoron ja yrityslainojen keskikoron välillä voimakas korrelaatio (korrelaatiokerroin 0,96), joten yrityslainojen keskikorko jätettiin suoraan pois mallista.

5 EMPIIRISET TULOKSET

Tässä kappaleessa tarkastellaan, onko EKP:n rahapolitiikalla ollut vaikutuksia rahoitusalan ulkopuolisten yritysten investointeihin Suomessa ja miten mahdolliset vaikutukset ovat ajanjaksojen välillä muuttuneet. Kappaleessa esitetään staattisen ja dynaamisen mallin empiiriset tulokset. Estimoinnit on tehty käyttäen Eviews-ohjelmaa.

Ensimmäisen testattavan hypoteesin mukaan EKP:n rahapolitiikan keventämisellä on ollut tilastollisesti merkitsevä positiivinen vaikutus suomalaisten yritysten investointeihin. Toisen hypoteesin mukaan rahapolitiikan vaikutus investointeihin on ollut voimakkainta vuosina 2000-2007 ja heikoimmillaan vuosina 2008-2013, jolloin finanssi- ja euroalueen velkakriisin voidaan nähdä rapauttaneen rahapolitiikan välittymismekanismia.

5.1 Staattisen mallin empiiriset tulokset

Staattisten[10] virheenkorjausmallien estimointitulokset on esitetty taulukossa 5. Taulukon ensimmäisessä sarakkeessa (a) ovat tasapainoisen paneeliaineiston estimointitulokset kiinteillä aikavaikutuksilla ja toisessa sarakkeessa (b) tasapainoisen paneeliaineiston estimointitulokset, kun kiinteät aikavaikutukset on korvattu makromuuttujilla. Samalla tavoin epätasapainoisen paneeliaineiston estimointitulokset on esitetty sarakkeissa (c) ja (d). Estimoidun regressiokertoimen perässä oleva tähti merkitsee tilastollista merkitsevyyttä. Selittävän muuttujan regressiokertoimen alapuolella on suluissa esitetty sen keskivirhe. Poikkileikkausriippuvuutta mittaavien testien[11] mukaan mallien residuaaleissa on vahvaa poikkileikkausriippuvuutta, joten keskivirheet on klusteroitu White cross-section -menetelmällä, joka huomioi havaintojen välisen korrelaation ja heteroskedastisuuden.

Mallin, jossa selittävinä muuttujina on vain yrityskohtaisia muuttujia, optimaaliset viiveet on testattu käyttäen AIC- ja BIC-informaatiokriteereitä sekä tarkastellen viimeisten viipeiden tilastollista merkitsevyyttä. Toisessa vaiheessa erilaisia makromuuttujia kokeiltiin malliin erilaisina ryhminä erilaisilla viipeillä. Malliin kuuluvat makromuuttujat ja niiden optimaaliset viivepituudet haettiin vertaamalla jälleen mallien AIC ja BIC -informaatiokriteereitä keskenään. Näiden kriteerien perusteella mallin makromuuttujiksi valikoituivat varjokorko ECB, talouden epävarmuutta kuvaava

[10] Kyseessä on staattinen malli, sillä vaikka mallissa on viivästettyjä selittäviä muuttujia, siinä ei ole mukana selitettävän muuttujan viivästettyjä arvoja. Tällöin malli voidaan estimoida kiinteiden vaikutusten mallina.
[11] Tutkielmassa käytettyjä poikkileikkausriippuvuutta mittaavia testejä ovat Breusch-Pagan LM, Pesaran scaled LM, Bias-corrected scaled LM ja Pesaran CD -testit. Näiden kaikkien testien nollahypoteesi on, että residuaaleissa ei ole poikkileikkausriippuvuutta ja vaihtoehtoinen hypoteesi on, että residuaaleissa esiintyy poikkileikkausriippuvuutta.

indeksi WUI sekä inflaatioaste INF. Varjokoron viive $(t-2)$ on aikaisemman tutkimuksen mukainen, sillä rahapolitiikan vaikutus investointeihin on tutkimusten mukaan suurimmillaan yhden-kahden vuoden kuluttua rahapolitiikkaoperaatiosta. Mikäli makromuuttujia ei viivästettäisi, niistä saattaisi tulla endogeenisia.

Hausmanin testitulosten mukaan estimoiduissa malleissa kummallakin aineistolla testin nollahypoteesi hylätään ja malli estimoidaan kiinteiden vaikutusten mallina käyttäen within-estimaattoria. Koko mallin F-testin nollahypoteesi, jonka mukaan kaikki regressiokertoimet ovat nollia, hylätään kaikkien mallien tapauksessa. Lisäksi Durbin-Watson-testin mukaan mallien residuaaleissa ei ole autokorrelaatiota. Testien p-arvot on esitetty sulkeissa.

Taulukko 5. Staattisten ECM-mallien estimointitulokset, selitettävä muuttuja I_t/K_{t-1}

	FE (a)	**FE (b)**	**FE (c)**	**FE(d)**
Vakio	0,140026	0,099014	0,414682 *	0,340518
	(0,209944)	(0,186252)	(0,249786)	(0,262393)
$\Delta \boldsymbol{y_t}$	0,396398 ***	0,409781 ***	0,062099	0,068308
	(0,080944)	(0,077354)	(0,051364)	(0,052357)
$\boldsymbol{y_{t-1}}$	-0,048172	-0,030892	-0,132258 **	-0,125740 *
	(0,037503)	(0,032122)	(0,0343)	(0,064951)
$\boldsymbol{k_{t-1} - y_{t-1}}$	-0,232301 ***	-0,235881 ***	-0,259700 ***	-0,262850 ***
	(0,042531)	(0,040258)	(0,084368)	(0,083532)
$\boldsymbol{\pi_t/K_{t-1}}$	-0,064657 ***	0,063459 ***	0,025552 **	-0,025430 **
	(0,018013)	(0,018025)	(0,011892)	(0,011901)
$\boldsymbol{\pi_{t-1}/K_{t-2}}$	0,041674 **	0,040302 **	-0,000350	-0,000177
	(0,017821)	(0,017672)	(0,008605)	(0,008708)
$\boldsymbol{ECB_{t-2}}$		-0,016099 ***		0,003948
		(0,003878)		(0,006975)
$\boldsymbol{WUI_{t-2}}$		-0,021574 ***		0,008604
		(0,007908)		(0,016309)
$\boldsymbol{INF_{t-1}}$		0,011093 **		0,003318
		(0,005004)		(0,003866)
Selitysaste (R^2)	22,42 %	21,89 %	21,68 %	21,40 %
F-testi	3,73 (0,000)	4,14 (0,000)	2,07 (0,000)	2,09 (0,000)
Durbin-Watson	1,93	1,93	2,06	2,06
Havaintojen lkm	1547	1547	4602	4602
Poikkileikkauksien lkm	91	91	523	523
Hausmanin testi	101,89 (0,000)	0,00 (1,000)	208,07 (0,000)	202,12 (0,000)

*, **, *** ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 10%, 5% and 1% merkitsevyystasoilla tässä järjestyksessä.

Taulukon 5 tulosten mukaan tasapainoisella aineistolla tehdyissä malleissa liikevaihdon kasvulla Δy_t sekä nykyperiodin käyttökatteella π_t/K_{t-1} ja viivästetyllä käyttökatteella π_{t-1}/K_{t-2} on lyhyellä aikavälillä tilastollisesti merkitsevä vaikutus investointiasteeseen. Liikevaihdon kasvu Δy_t saa tasapainoisen aineiston tapauksessa suuren vaikutuksen odotusten mukaisesti. Epätasapainoisen aineiston tapauksessa tilastollisesti merkitseviä selittäviä muuttujia ovat viivästetty liikevaihto y_{t-1} sekä käyttökate π_t/K_{t-1}. Käyttökatteella on tämän aineiston mukaan neoklassisen investointiteorian oletuksista poiketen tilastollisesti merkitsevä vaikutus investointiasteeseen, vaikka vaikutuksen suunta aineistojen välillä vaihtelee[12]. Virheenkorjaustermit $(k_{t-1} - y_{t-1})$ ovat kaikissa estimoidussa malleissa teorian mukaisesti negatiivisia ja tilastollisesti merkitseviä. Investointien sopeutumisaste kohti pitkän aikavälin tasapainoaan on miltei yhtä nopeaa molempien aineistojen tapauksessa ja yritykset kattavat noin 23-26 prosenttia olemassa oleman pääomakannan ja halutun pääomakannan välisestä erosta yhden vuoden aikana.

Liikevaihdon kasvu Δy_t kuvaa mallissa kiihdytinvaikutusta ja viivästetty liikevaihto y_{t-1} skaalatuottojen astetta tai substituutiojoustoa. Mikäli skaalatuotot tai substituutiojousto ovat yksi, viivästetyn liikevaihdon kertoimen tulisi olla nolla. Taulukon 5 tulosten mukaan tämä pätee tasapainoisen paneelin tapauksessa, mutta ei epätasapainoisella paneelilla. Epätasapainoisen aineiston tapauksessa yrityskohtaisten muuttujien kertoimet eroavat huomattavasti tasapainoisen aineiston kertoimista (taulukko 5, sarakkeet a ja c). Epätasapainoisessa aineistossa liikevaihdon kasvun kerroin on huomattavasti pienempi kuin tasapainoisessa aineistossa eikä se ole tilastollisesti merkitsevä. Lisäksi käyttökatteeseen liittyvät kertoimet ovat pienempiä ja viivästetyn liikevaihdon kerroin suurempi epätasapainoisessa aineistossa verrattuna tasapainoiseen aineistoon.

Erot aineistojen estimointituloksissa voivat johtua eroista aineistojen yrityksissä epätasapanoisen aineiston yritysten ollessa liikevaihdoltaan kasvavia tai taantuvia yrityksiä, kun vastaavasti tasapainoisessa aineistossa ovat edustettuina liikevaihdoltaan suurimmat, vakiintuneet yritykset. Estimointitulosten eroavaisuuksista voidaankin päätellä, että vakiintuneiden yritysten sekä kasvavien ja taantuvien yritysten investointikäyttäytyminen eroaa toisistaan. Epätasapainoisen aineiston tuottamat estimointitulokset viittaavat siihen, etteivät malliin sisällytetyt yrityskohtaiset muuttujat kykene selittämään investointeja tämän aineiston tapauksessa staattisessa mallissa kovinkaan hyvin eikä valittu mallin määrittely siten kaikilta osin sovellu epätasapainoisen paneelin yrityksiin.

[12] Käyttökatteen ja viivästetyn käyttökatteen F-testin mukaan nollahypoteesi, jonka mukaan molemmat muuttujat ovat samanaikaisesti nollia, hylätään (p-arvo 0,0005).

Kaikki makromuuttujat ovat tasapainoisen aineiston mukaan tilastollisesti merkitseviä, kun vastaavasti epätasapainoisessa aineistossa malliin lisätyt makromuuttujat eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Lisäksi epätasapainoisen aineiston tapauksessa varjokorko ECB_t sekä talouden epävarmuus -indeksi WUI_t saivat väärän merkkiset kertoimet. Varjokoron sekä epävarmuuden laskun tulisi talousteorian ja empirian mukaan vaikuttaa investointeihin positiivisesti. Epätasapainoisen aineiston tulokset makromuuttujien suhteen voivat johtua myös edellä todetusta syystä, jonka mukaan malli on puutteellinen epätasapainoisen aineiston tapauksessa sen antaessa myös yrityskohtaisille muuttujille odottamattomia tuloksia.

Taulukon 5 sarakkeiden (a) ja (b) mallien yrityskohtaisten muuttujien kertoimet ovat hyvin samankaltaiset, joten käytettyjen makromuuttujien arvioidaan huomioivan lähes kaiken yhteisen vuosivaihtelun. Tasapainoisen aineiston tapauksessa makromuuttujille tehdyn F-testin nollahypoteesi, jonka mukaan kaikki regressiokertoimet ovat tilastollisesti merkitsemättömiä yhdessä, hylätään. Tämän lisäksi selitysasteet ovat hyvin samankaltaiset vuosivaikutukset sisältävän mallin ja makromuuttujat sisältävän mallin välillä. Näin ollen makromuuttujat sisältävien mallien regressiokertoimet antavat luotettavan kuvan siitä millainen vaikutus näillä muuttujilla on investointiasteeseen tasapainoisen aineiston tapauksessa. Makromuuttujien F-testin nollahypoteesi kuitenkin hyväksytään epätasapainoisen aineiston tapauksessa, joten samaa tulkintaa ei tämän aineiston tapauksessa voida tehdä.

Staattisten mallien estimoinnit suoritettiin virheenkorjausmallien lisäksi myös ADL-malleina, joiden tulokset olivat oleellisesti samanlaisia sen suhteen, että kiinteillä aikavaikutuksilla ja makromuuttujilla estimoidut mallit antoivat yrityskohtaisille muuttujille samanlaisia kertoimia. Virheenkorjausmallin spesifikaatio sopi aineistoille kuitenkin paremmin. On kuitenkin huomattava, että kaikkien taulukossa 5 estimoitujen mallien selitysasteet jäävät mataliksi.

Neoklassisen mallin mukaisen virheenkorjausmallin voidaan taulukon 5 tulosten mukaan nähdä kuvaavan investointeja paremmin tasapainoisen aineiston tapauksessa. Tämän takia tarkempi ajanjaksotarkastelu suoritetaan vain tasapainoisella aineistolla. Ajanjaksojen välisten tulosten vertailu on tämän lisäksi luotettavampaa aineistolla, joka säilyy samanlaisena ajanjaksojen välillä. Tämän lisäksi varjokorko oli tilastollisesti merkitsevä investointiastetta selittävä muuttuja vain tasapainoisen aineiston tapauksessa. Nämä ajanjaksoittaiset tarkastelut on esitetty taulukossa 6.

Taulukko 6. Tasapainoisella aineistolla tehdyn staattisen ECM-mallin estimointitulokset ajanjaksoittain, selitettävä muuttuja I_t/K_{t-1}

	2000-2007	**2008-2013**	**2014-2018**	**2008-2018**
Vakio	1,247740 **	1,272498 *	0,448896	0,243515
	(0,629240)	(0,747026)	(0,865474)	(0,438146)
$\Delta \boldsymbol{y_t}$	0,284879 ***	0,335132 ***	0,272939 *	0,410189 ***
	(0,095230)	(0,092861)	(0,147745)	(0,115610)
$\boldsymbol{y_{t-1}}$	-0,239304 **	-0,244851 *	-0,104144	-0,072640
	(0,106980)	(0,133066)	(0,156742)	(0,076879)
$\boldsymbol{k_{t-1} - y_{t-1}}$	-0,234496	-0,384800 ***	-0,343457 ***	-0,333871 ***
	(0,167444)	(0,042554)	(0,126285)	(0,063680)
$\boldsymbol{\pi_t/K_{t-1}}$	-0,005328	-0,049847	-0,060430 ***	-0,076620 ***
	(0,050419)	(0,036843)	(0,015636)	(0,017484)
$\boldsymbol{\pi_{t-1}/K_{t-2}}$	0,029864	0,045245 ***	-0,027148	0,007403
	(0,081290)	(0,014387)	(0,046750)	(0,021380)
$\boldsymbol{ECB_{t-2}}$	-0,067762 ***	-0,014273 ***	-0,021130 ***	-0,008792 **
	(0,013355)	(0,002466)	(0,007082)	(0,003788)
$\boldsymbol{WUI_{t-2}}$	0,027152	-0,040893 *	-0,019216 **	-0,009939
	(0,034691)	(0,021235)	(0,008462)	(0,007462)
$\boldsymbol{INF_{t-1}}$	0,084030 ***	0,008755	0,021018 **	0,008313
	(0,028169)	(0,006298)	(0,008797)	(0,005144)
Selitysaste	32,81 %	37,34 %	52,22 %	29,97 %
F-testi	2,23 (0,000)	2,72 (0,000)	3,97 (0,000)	3,94 (0,000)
Havaintojen lkm	546	546	455	1001
Poikkileikkauksia	91	91	91	91

*, **, *** ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 10%, 5% and 1% merkitsevyystasoilla tässä järjestyksessä.

Taulukon 6 ajanjaksotarkasteluissa varjokorko on tilastollisesti merkitsevä kaikkina ajanjaksoina ja sen etumerkki on odotetun mukainen. Rahapolitiikka on kaikkina tarkasteltuina ajanjaksoina vaikuttanut positiivisesti investointien tasoon tasapainoisessa aineistossa, joten hypoteesi, jonka mukaan rahapolitiikan keventämisellä on ollut tilastollisesti merkitsevä positiivinen vaikutus suomalaisten yritysten investointien tasoon, saa tuloksista tukea. Muiden makromuuttujien tilastollinen merkitsevyys heittelehtii ajanjaksosta toiseen. Talouden epävarmuus -indeksin etumerkki on odotusten vastainen ajanjaksolla 2000-2007, mutta kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä.

Tulosten mukaan EKP:n rahapolitiikan vaikutus investointiasteeseen on ollut voimakkaimmillaan tavanomaisen rahapolitiikan ajanjaksona vuosina 2000-2007. Tällöin yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa nosti investointiastetta noin 6,8 prosenttiyksikköä. Varjokoron vaikutus investointiasteeseen laski kriisivuosien 2008-2013 aikaan, jolloin yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa nosti investointiastetta enää vain 1,4 prosenttiyksikköä. Näin ollen tulokset antavat tukea myös toiselle hypoteesille, jonka mukaan rahapolitiikan vaikutus on ollut suurimmillaan tavanomaisen rahapolitiikan aikaan vuosina 2000-2007 ja vastaavasti heikoimmillaan ajanjaksona vuosina 2008-2013.

Ajanjaksona vuosina 2014-2018, jolloin varjokorko on ollut negatiivinen ja rahapolitiikka erittäin elvyttävää, rahapolitiikan vaikutus investointeihin on kasvanut edellisestä ajanjaksosta 2008-2013. Vuosina 2014-2018 prosenttiyksikön lasku varjokorossa on nostanut investointeja 2,1 prosenttiyksikköä. Varjokoron kertoimet eroavat toisistaan erityisen paljon, kun niitä verrataan tavanomaisen ja epätavanomaisen rahapolitiikan aikaan. Jälkimmäisenä ajanjaksona vuosina 2008-2018 varjokoron kerroin oli 0,88 prosenttiyksikköä, kun edeltävänä ajanjaksona vuosina 2000-2007 se oli 6,8 prosenttiyksikköä. Havainto on linjassa aiemman kirjallisuuden kanssa, jonka mukaan rahapolitiikan välittymismekanismi toimii tehokkaimmin tavanomaisina aikoina.

5.2 Dynaamisen mallin empiiriset tulokset

Estimointitulokset dynaamisille virheenkorjausmalleille on esitetty taulukossa 7. Samaan tapaan staattisten mallien tulosten kanssa taulukon ensimmäisessä sarakkeessa (a) on esitetty tasapainoisen paneeliaineiston estimointitulokset kiinteillä aikavaikutuksilla ja toisessa sarakkeessa (b) kiinteät aikavaikutukset on korvattu makromuuttujilla. Kolmannessa sarakkeessa (c) on epätasapainoisen paneeliaineiston estimointitulokset kiinteillä aikavaikutuksilla ja neljännessä sarakkeessa (d) makromuuttujilla.

Mallien aikasarjat on transformoitu käyttäen ensimmäisiä differenssejä ja estimoitu käyttäen toisen vaiheen estimaattoria. Kuitenkin myös transformaatio käyttäen ortogonaalisia poikkeamia tuotti hyvin samankaltaisia estimointituloksia. Instrumentteina käytettiin kaikkia mahdollisia viipeitä. M2 toisen asteen sarjakorrelaatiotestin mukaan nollahypoteesi jää voimaan kaikkien mallien tapauksessa eli virhetermeissä ei ole toisen asteen sarjakorrelaatiota. Estimointitulokset ovat näin ollen harhattomia.

Waldin testin nollahypoteesina on, ettei selittävillä muuttujilla ole vaikutusta selitettävään muuttujaan. Waldin testitulosten mukaan nollahypoteesi hylätään kaikkien mallien tapauksessa. Sarganin testin nollahypoteesina puolestaan on, että instrumentit eivät korreloi mallin virhetermin kanssa eli ne ovat

eksogeenisia. Sarganin testien tulosten mukaan nollahypoteesi jää voimaan kaikilla muilla malleilla paitsi epätasapainoisella aineistolla estimoidulla mallilla, jossa makromuuttujat ovat mukana.

Taulukko 7. Dynaamisten ECM-mallien estimointitulokset, selitettävä muuttuja I_t/K_{t-1}

	GMM (a)	GMM (b)	GMM (c)	GMM (d)
$\boldsymbol{I_{t-1}/K_{t-2}}$	0,017430 ***	-0,000742	0,000534	-0,012536 ***
	(0,003523)	(0,001765)	(0,002130)	(0,001722)
$\boldsymbol{\Delta y_t}$	0,287531 ***	0,301823 ***	0,029142 ***	0,040597 ***
	(0,021933)	(0,012399)	(0,004936)	(0,005497)
$\boldsymbol{y_{t-1}}$	-0,320304 ***	-0,203741 ***	-0,805550 ***	-0,752259 ***
	(0,018814)	(0,008384)	(0,013873)	(0,010964)
$\boldsymbol{k_{t-1} - y_{t-1}}$	-0,572522 ***	-0,542363 ***	-0,865818 ***	-0,837384 ***
	(0,010409)	(0,003865)	(0,013992)	(0,014623)
$\boldsymbol{\pi_t/K_{t-1}}$	-0,058965 ***	-0,054978 ***	0,007103 *	0,006386
	(0,004202)	(0,002114)	(0,003945)	(0,004770)
$\boldsymbol{\pi_{t-1}/K_{t-2}}$	-0,003443	-0,007418 ***	-0,003293 ***	-0,002318
	(0,004023)	(0,002356)	(0,001206)	(0,001462)
$\boldsymbol{ECB_{t-2}}$		-0,021792 ***		-0,015584 ***
		(0,000964)		(0,002253)
$\boldsymbol{WUI_{t-2}}$		-0,020261 ***		-0,003534 *
		(0,001447)		(0,001836)
$\boldsymbol{INF_{t-1}}$		0,010425 ***		-0,013407 ***
		(0,000760)		(0,001968)
M2-testi	-0,259 (0,796)	-0,524 (0,600)	0,440 (0,660)	-0,201 (0,841)
Waldin testi	1348,68 (0,000)	5427,57 (0,000)	864,07 (0,000)	1573,40 (0,000)
Waldin makromuuttuja-testi		658,52 (0,000)		31,72 (0,000)
Sarganin testi	78,40 (0,205)	86,14 (0,356)	152,82 (0,140)	168,17 (0,028)
Havaintojen lkm	1456	1456	4079	4079

*, **, *** ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 10%, 5% and 1% merkitsevyystasoilla tässä järjestyksessä.

Taulukon 7 tulosten mukaan miltei kaikki muuttujat kaikissa malleissa ovat tilastollisesti merkitseviä. Ainoastaan tasapainoisen aineiston sarakkeessa (a) oleva viivästetty käyttökate π_{t-1}/K_{t-2}, viivästetyt selitettävät muuttujat I_{t-1}/K_{t-2} sarakkeissa (b) ja (c) sekä epätasapainoisen aineiston sarakkeessa (d) olevat käyttökate-muuttujat ovat tilastollisesti merkitsemättömiä. Käyttökate on tulosten mukaan kuitenkin muissa malleissa tilastollisesti merkitsevä muuttuja investointiasteen selittämisessä. Yrityskohtaisten muuttujien etumerkit käyttäytyvät samalla tavoin staattisen mallin kanssa.

Yrityskohtaisista muuttujista liikevaihdon kasvu Δy_t saa tasapainoisen aineiston tapauksessa suuren ja tilastollisesti merkitsevän vaikutuksen odotusten mukaisesti. Myös epätasapainoisen aineiston tapauksessa liikevaihdon kasvu on tilastollisesti merkitsevä. Viivästetyn liikevaihdon y_{t-1} kerroin kuvaa jälleen skaalatuottojen astetta tai substituutiojoustoa. Viivästetyn liikevaihdon kerroin liittyy liikevaihdon pitkän aikavälin vaikutukseen eli teoreettisen mallin θ-kertoimeen. Koska tämä tutkielma keskittyy kuitenkin varjokoron vaikutusten arviointiin, yritystason investointifunktion ominaisuuksien tarkempi analyysi sivuutetaan.

Dynaamisessa mallissa investointiasteen pysyvyys eli riippuvuus edellisestä arvostaan ei ole kovin voimakasta, viivästetyn selitettävän muuttujan I_{t-1}/K_{t-2} saadessa pieniä kertoimia. Tämän voidaan tulkita merkitsevän sitä, että dynaamiselle mallille ei ole kovin suurta tarvetta. Dynaamisessa mallissa virheenkorjaustermit $k_{t-1} - y_{t-1}$ sekä viivästetty liikevaihto y_{t-1} saavat suurempia arvoja kuin staattisessa mallissa. Vastaavasti liikevaihdon kasvu Δy_t ja käyttökatteeseen liittyvät muuttujat saavat dynaamisessa mallissa pienempiä arvoja kuin staattisessa mallissa. Erityisesti virheenkorjaustermeissä nähtävät erot staattisen ja dynaamisen mallin välillä ovat suuria. Staattisessa mallissa pääoman sopeutumisaste on tasapainoisella aineistolla noin 23 prosenttia ja pitkän aikavälin vaikutus dynaamisessa mallissa 54-58 prosenttia. Epätasapainoisella aineistolla staattisessa mallissa pääoman sopeutumisaste on noin 26 prosenttia, kun pitkän aikavälin vaikutus dynaamisessa mallissa on jopa 84-86 prosenttia. Lisäksi on huomattava, että dynaamisen mallin keskivirheet ovat hieman staattista mallia pienemmät.

Myös dynaamisissa malleissa yrityskohtaisten muuttujien regressiokertoimien tasoissa on huomattavia eroja tasapainoisen ja epätasapainoisen aineiston välillä (taulukko 7, sarakkeet a ja c). Tasapainoisessa aineistossa liikevaihdon kasvu Δy_t ja käyttökate π_t/K_{t-1} saavat suurempia kertoimia verrattuna epätasapainoiseen aineistoon, mutta viivästetyn liikevaihdon y_{t-1} kohdalla tilanne on toisinpäin. Myös virheenkorjaustermin mukainen sopeutumismekanismi kohti pitkän aikavälin tasapainoa on voimakkaampi epätasapainoisen aineiston tapauksessa. Havainnot regressiokertoimien eroissa ovat samanlaisia kuin staattisen mallin tapauksessa ja aineistojen estimointitulosten erojen voidaan nähdä johtuvan samoista tekijöistä kuin staattisessa mallissa.

Kaikki makromuuttujat ovat kaikissa malleissa molemmilla aineistoilla tilastollisesti merkitseviä ja saavat oletusten mukaiset etumerkit. Varjokoron ECB_t vaikutus investointiasteeseen on tulosten mukaan hieman voimakkaampi tasapainoisen aineiston tapauksessa epätasapainoiseen aineistoon verrattuna. Myös dynaamisten mallien tapauksessa sarakkeiden (a) ja (b) sekä sarakkeiden (c) ja (d) mallien yrityskohtaisten muuttujien kertoimet ovat keskenään hyvin samanlaiset. Waldin makromuuttuja-testin nollahypoteesi, jonka mukaan mallissa mukana olevilla makromuuttujilla ei ole

vaikutusta selitettävään muuttujaan, hylätään molempien aineistojen tapauksessa. Myös dynaamisten mallien tapauksessa makromuuttujat sisältävien mallien regressiokertoimet antavat luotettavan kuvan siitä millainen vaikutus näillä muuttujilla on investointiasteeseen.

Ajanjaksotarkastelut on myös dynaamisen mallin tapauksessa suoritettu tasapainoisella aineistolla sen vuoksi, että tulosten vertailu staattisen ja dynaamisen mallin välillä olisi mahdollista. Ajanjaksotarkastelujen tulokset on esitetty taulukossa 8. Dynaamisissa ajanjaksotarkasteluissa makromuuttujien tilastollinen merkitsevyys on laajempaa kuin staattisen mallin tapauksessa. Huomiot makromuuttujien etumerkeistä ovat samoja kuin staattisessa mallissa.

Taulukko 8. Tasapainoisella aineistolla tehdyn dynaamisen ECM-mallin estimointitulokset ajanjaksoittain, selitettävä muuttuja I_t/K_{t-1}

	2000-2007	**2008-2013**	**2014-2018**	**2008-2018**
$\boldsymbol{I_{t-1}/K_{t-2}}$	-0,101983 ***	-0,077316 ***	0,038563 ***	0,028196 ***
	(0,031909)	(0,005245)	(0,004687)	(0,001283)
$\boldsymbol{\Delta y_t}$	0,134747 *	0,296847 ***	0,327182 ***	0,257944 ***
	(0,077801)	(0,026853)	(0,020728)	(0,014482)
$\boldsymbol{y_{t-1}}$	-0,297918 ***	-0,457524 ***	-0,208821 ***	-0,325389 ***
	(0,075869)	(0,029255)	(0,026086)	(0,013780)
$\boldsymbol{k_{t-1} - y_{t-1}}$	-0,263343 ***	-0,625851 ***	-0,611881 ***	-0,602306 ***
	(0,083945)	(0,011132)	(0,023824)	(0,004345)
$\boldsymbol{\pi_t/K_{t-1}}$	0,084163 **	0,008271	-0,084783 ***	-0,068138 ***
	(0,038402)	(0,006127)	(0,002324)	(0,001422)
$\boldsymbol{\pi_{t-1}/K_{t-2}}$	0,031703	0,085843 ***	-0,038515 ***	-0,004986 **
	(0,027319)	(0,005354)	(0,002029)	(0,002256)
$\boldsymbol{ECB_{t-2}}$	-0,041223 ***	-0,008040 ***	-0,022294 ***	-0,011186 ***
	(0,015691)	(0,002429)	(0,002002)	(0,000727)
$\boldsymbol{WUI_{t-2}}$	0,027400	-0,042086 ***	-0,013951 ***	-0,005179 ***
	(0,038383)	(0,007722)	(0,001778)	(0,001399)
$\boldsymbol{INF_{t-1}}$	0,057655	0,013164 ***	0,012504 ***	0,004478 ***
	(0,037383)	(0,001472	(0,001754)	(0,000611)
M2-testi	0,102 (0,919)	-0,244 (0,807)	-0,068 (0,946)	-0,020 (0,984)
Waldin testi	16,241 (0,000)	967,91 (0,000)	1007,65 (0,000)	10276,35 (0,000)
Waldin makromuuttuja-testi	2,901 (0,0347)	38,69 (0,000)	51,48 (0,000)	105,18 (0,000)
Sarganin testi	22,66 (0,066)	61,89 (0,121)	72,16 (0,374)	85,08 (0,386)
Havaintojen lkm	455	546	455	1001

*, **, *** ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 10%, 5% and 1% merkitsevyystasoilla tässä järjestyksessä.

Taulukon 8 mukaan varjokorko on tilastollisesti merkitsevä kaikkina tarkasteltuina ajanjaksoina. EKP:n rahapolitiikan keventämisellä on ollut positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä vaikutus suomalaisten yritysten investointien tasoon. Samoin kun staattisen mallin tapauksessa, myös dynaamisen mallin kohdalla ensimmäinen hypoteesi saa tuloksista tukea.

Varjokoron pitkän aikavälin vaikutus investointiasteeseen on myös dynaamisella mallilla tarkasteltuna suurimmillaan tavanomaisen rahapolitiikan harjoittamisen aikaan vuosina 2000-2007. Tällöin yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa on nostanut investointiastetta 4,2 prosenttiyksikköä. Heikoimmillaan varjokoron pitkän aikavälin vaikutus investointiasteeseen on puolestaan ollut vuosina 2008-2013, jolloin yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa on nostanut investointiastetta 0,8 prosenttiyksikköä. Vuosina 2014-2018 yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa on nostanut investointiastetta puolestaan 2,2 prosenttiyksikköä. Tulokset ovat yhteneväisiä staattisen mallin kanssa ja myös tämän mallin tapauksessa toinen hypoteesi koskien rahapolitiikan voimakkuuden vaihtelua ajanjaksojen välillä saa tuloksista tukea.

Epätavanomaisen rahapolitiikan harjoittamisen aikaan ajanjaksona 2008-2018 yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa on nostanut investointeja 1,1 prosenttiyksikköä. Rahapolitiikkamuuttujan saamat kertoimet ovat staattisen mallin tapauksessa hieman dynaamista mallia korkeammalla. Taulukon 8 tuloksista havaitaan myös epävarmuuden investointivaikutusten kasvu vuosina kriisivuosina 2008-2013. Epävarmuuden vaikutus investointeihin on madaltunut merkittävästi näiden vuosien jälkeen. Kertoimet ovat hyvin samankaltaisia staattisen mallin kanssa.

Dynaamisen mallin tapauksessa varjokoron ajanjaksotarkasteluja voidaan tehdä myös epätasapainoisen aineiston tapauksessa, sen ollessa tilastollisesti merkitsevä selittäjä taulukon 7 tulosten mukaan. Epätasapainoisella aineistolla estimoitujen ajanjaksotarkastelujen tulokset on raportoitu liitteessä 2. Epätasapainoisella aineistolla varjokoron vaikutus on myös ollut voimakkaimmillaan vuosina 2000-2007, jolloin yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa on nostanut investointiastetta 6,6 prosenttiyksikköä. Tulosten mukaan tavanomaisen rahapolitiikan aikaan rahapolitiikalla on ollut voimakkaampi vaikutus epätasapainoisen aineiston yrityksiin tasapainoisen aineiston yrityksiin verrattuna.

Vastaavasti vuosina 2008-2013 varjokorko ei ole epätasapainoisen aineiston tapauksessa saanut tilastollisesti merkitsevää kerrointa eli rahapolitiikalla ei voida sanoa olevan vaikutusta näiden yritysten investointeihin tällä ajanjaksolla. Tämä voi johtua epätasapainoisen aineiston investointien romahtamisesta vuosina 2009-2010. Varjokoron vaikutus on tullut tilastollisesti merkitseväksi jälleen vuosina 2014-2018, jolloin yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa on nostanut investointiastetta

1,3 prosenttiyksikköä. Tällä ajanjaksolla varjokoron saama kerroin on pienempi kuin tasapainoisen aineiston tapauksessa, minkä voidaan arvioida johtuvan tasapainoisen aineiston yritysten investointiasteen nopeammasta toipumisesta kriisivuosien jälkeen. Molempien asetettujen hypoteesien voidaan arvioida saavan ajanjaksotarkastelujen mukaan tukea myös epätasapainoisen aineiston tapauksessa.

6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tämän tutkielman tavoitteena oli neoklassista investointimallia hyödyntäen selvittää onko EKP:n rahapoliittisilla toimilla ollut vaikutusta suomalaisten yritysten investointeihin ja onko rahapolitiikan vaikutus muuttunut tarkastellulla ajanjaksolla, vuosina 2000-2018. Tutkielma on ensimmäinen finanssikriisin jälkeen tehty selvitys EKP:n rahapolitiikan välittymisestä suomalaisten yritysten investointeihin. Investointiaste on tutkielmassa esitetty nettoinvestointiasteena.

Aikaisemman kirjallisuuden perusteella muodostettiin kaksi tutkielmassa testattavaa hypoteesia. Ensimmäisen hypoteesin mukaan EKP:n rahapolitiikan keventämisellä on ollut tilastollisesti merkitsevä positiivinen vaikutus suomalaisten yritysten investointeihin. Toisen hypoteesin mukaan rahapolitiikan vaikutus investointeihin on ollut voimakkainta tavanomaisen rahapolitiikan harjoittamisen aikaan vuosina 2000-2007 ja heikoimmillaan vuosina 2008-2013, jolloin finanssi- ja euroalueen velkakriisin voidaan nähdä rapauttaneen rahapolitiikan välittymismekanismia.

Saadut tulokset tukevat näkemystä, jonka mukaan rahapolitiikan keventämisellä on ollut suomalaisten yritysten investointiastetta kasvattava vaikutus koko tarkasteltavalla ajanjaksolla. Ensimmäinen hypoteesi saa tukea tasapainoisella aineistolla tarkasteltuna sekä staattisen että dynaamisen mallin mukaan. Epätasapainoisella aineistolla hypoteesi ei saa tukea staattisen mallin tapauksessa, mutta saa tukea dynaamisella mallilla tarkasteltuna. Epätasapainoisen aineiston tuottamien heikompien tulosten voidaan arvioida johtuvan siitä, että valittu mallin määrittely ei kaikilta osin sovellu epätasapainoisen paneelin yrityksiin.

Tulosten perusteella EKP:n rahapolitiikan vaikutus suomalaisten yritysten investointiasteeseen on ollut voimakkaimmillaan tavanomaisen rahapolitiikan harjoittamisen aikana vuosina 2000-2007 ja vastaavasti heikoimmillaan pahimpina kriisivuosina 2008-2013. Tasapainoisella aineistolla tarkasteltuna yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa on staattisen mallin mukaan nostanut investointiastetta 6,8 prosenttiyksikköä vuosina 2000-2007, kun vastaava pitkän aikavälin vaikutus dynaamisessa mallissa on 4,2 prosenttiyksikköä. Vastaavasti vuosina 2008-2013 yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa on staattisen mallin mukaan nostanut investointiastetta 1,4 prosenttiyksikköä ja dynaamisen mallin mukaan 0,8 prosenttiyksikköä. Epätasapainoista aineistoa dynaamisella mallilla tarkasteltaessa prosenttiyksikön lasku varjokorossa on vuosina 2000-2007 nostanut investointiastetta 6,6 prosenttiyksikköä. Sen sijaan vuosina 2008-2013 varjokoron kerroin ei ole epätasapainoisella aineistolla ollut tilastollisesti merkitsevä. Kuitenkin myös toinen hypoteesi saa tuloksista tukea.

Vuosina 2014-2018 rahapolitiikan vaikutus palautui, mutta jäi kuitenkin selkeästi alhaisemmalle tasolle kriisiä edeltävään aikaan verrattuna. Tasapainoisella aineistolla yhden prosenttiyksikön lasku varjokorossa tällä ajanjaksolla nosti investointiastetta staattisen mallin mukaan 2,1 prosenttiyksikköä ja dynaamisen mallin mukaan 2,2 prosenttiyksikköä. Epätasapainoisella aineistolla ja dynaamisella mallilla estimoituna varjokorosta tuli uudelleen tilastollisesti merkitsevä investointiasteen selittäjä vuosina 2014-2018, jolloin yhden prosenttiyksikön muutos varjokorossa muutti investointiastetta 1,3 prosenttiyksikköä. Saadut tulokset rahapolitiikan vaikuttavuudesta valituilla ajanjaksoilla näyttäisivät näin ollen tukevan kirjallisuudessa havaittua ilmiötä rahapolitiikan välittymismekanismin heikentymisestä kriisiaikoina.

Tarkasteltaessa rahapolitiikan vaikuttavuuden eroja tasapainoisen aineiston suurempien, vakiintuneiden yritysten sekä epätavanomaisen aineiston toisaalta kasvavien ja toisaalta taantuvien yritysten välillä, voidaan havaita, että koko tarkasteluajanjaksolla, vuosina 2000-2018, varjokoron vaikutus investointiasteeseen on ollut voimakkaampi tasapainoisen aineiston eli suurempien ja vakiintuneempien yritysten kohdalla. Kuitenkin kapeammissa ajanjaksotarkasteluissa havaitaan, että tavanomaisen rahapolitiikan vuosina 2000-2007 rahapolitiikka on kasvattanut voimakkaammin epätasapainoisen aineiston yritysten investointeja. Dynaamisilla malleilla tarkasteltuna epätasapainoisessa aineistossa yhden prosenttiyksikön muutos varjokorossa on ajanjaksolla 2000-2007 lisännyt investointeja 6,6 prosenttiyksikköä ja vastaavasti tasapainoisen aineiston tapauksessa 4,1 prosenttiyksikköä. Epätavanomaisen rahapolitiikan aikana, vuosina 2008-2018, rahapolitiikka on sen sijaan kasvattanut voimakkaammin tasapainoisen aineiston yritysten investointeja. Rahapolitiikan investointeja kasvattava vaikutus tasapainoisessa aineistossa on tuolla ajanjaksolla ollut 1,1 prosenttiyksikköä, kun epätasapainoisella aineistolla vaikutus on jäänyt 0,3 prosenttiyksikköön.

Havaintoa voi selittää kuviossa 3 havaittu epätasapainoisen aineiston yritysten investointiasteen jyrkkä lasku finanssikriisin ja euroalueen velkakriisin aikaan, vuosina 2009-2012. Investointiasteen lasku, johtuen mahdollisesti näiden yritysten rahoitusrajoitteista tai epävarmuuden kasvamisesta, on heikentänyt epätasapainoisen aineiston yritysten mahdollisuuksia reagoida rahapolitiikan muutoksiin. Nämä vuodet ovat koko tarkasteluajanjaksolla miltei ainoita vuosia, jolloin tasapainoisen aineiston yritysten investointiaste pysyi epätasapainoisen aineiston yrityksiä korkeammalla tasolla.

Suomalaisista yrityksistä saadut tulokset vaikuttaisivat tukevan muita, DSGE-malleilla saatuja tuloksia rahapolitiikan vaikutuksista investointeihin euroalueella. EKP:n rahapolitiikalla on ollut investointeja tukeva vaikutus sekä Suomessa että laajemmin euroalueella finanssikriisin jälkeen, vaikka euromaita kohdannut kriisi oli asymmetrinen ja taloudellinen kehitys on ollut eritahtista euroalueen jäsenvaltioissa. Aikaisempaa tutkimusta EKP:n rahapolitiikan ajanjaksokohtaisista

vaikutuksista ovat tehneet vain Cohen et al. (2019). Heidän ajanjaksonsa ja rahapolitiikkamuuttujansa kuitenkin eroavat tämän tutkielman ajanjaksoista ja muuttujista. Cohen et al. (2019) staattisena mallina toteutetun tutkimuksen mukaan EKP:n taseessa tapahtuneiden muutosten vaikutus euroalueen investointeihin on ollut voimakkainta vuosina 2000-2008 sekä vuosina 2000-2011 ja heikointa vuosina 2008-2017 sekä 2011-2017.

Cohen et al. (2019) toisen rahapolitiikkamuuttujan, 3 kuukauden euriborin, vaikutus investointeihin on puolestaan ollut voimakkainta ajanjaksolla vuosina 2011-2017, mutta myös toisaalta heikointa osittain päällekkäisinä vuosina 2008-2017. Heidän tutkimustuloksensa eivät näin ollen tuota yksiselitteistä vastausta siihen milloin rahapolitiikan vaikutus investointeihin on ollut suurimmillaan. Verrattuna Cohen et al. (2019) tutkimukseen dynaamisen estimointimenetelmän ja yhden alhaalta rajoittamattoman rahapolitiikkamuuttujan käyttäminen tuottaa tämän tutkielman tapauksessa johdonmukaisempia tuloksia arvioitaessa rahapolitiikan voimakkuuden muutoksia ajanjaksojen välillä.

Tulosten perusteella investointeja selittävät varjokoron lisäksi myös liikevaihdon kasvu, viivästetty liikevaihto, käyttökate suhteessa pääomakantaan sekä malliin sisällytetyt makromuuttujat, inflaatioaste ja talouden epävarmuutta kuvaava indeksi. Neoklassisen investointiteorian oletuksista poiketen käyttökatteella on tämän aineiston mukaan ollut tilastollisesti merkitsevä vaikutus investointiasteeseen. Huomionarvoista on myös, että staattisen neoklassisen mallin soveltaminen ei tuottanut erityisen korkeita selitysasteita, niiden jäädessä 21-22 prosenttiin. Dynaamisen mallin pienempien keskivirheiden perusteella neoklassisessa kehyksessä dynaaminen malli kuvaa investointiastetta paremmin kuin staattinen malli.

Yritysaineistolla tehtäville jatkotutkimuksille on selkeä tarve, sillä rahapolitiikan vaikutuksia investointeihin on euroalueella tutkittu pääasiassa vain aggregaattitasolla DSGE-mallien avulla. Yritysaineistoa hyödyntämällä rahapolitiikan vaikutuksia voitaisiin edelleen selvittää siirtymällä perinteisistä ja empiirisesti heikosti pärjäävistä malleista nykyaikaisempiin mikroteoreettisiin investointimalleihin, jotka huomioivat kattavammin yritysten investointeihin vaikuttavat muutkin tekijät, kuten epävarmuuden ja rahoitusrajoitteet. Tätä kautta rahapolitiikan vaikutus investointeihin tulisi estimoitua tarkemmin, kun yksinkertaisen mallin, epäilemättä tuloksiin vaikuttavat, heikkoudet saataisiin korjattua. Suomalaiset yritykset voitaisiin jakaa myös pienempiin osajoukkoihin, koon, rahoitusrajoitteisuuden tai toimialan mukaan, ja tarkastella näiden osajoukkojen eroavaisuuksia investointikäyttäytymisessä.

Tarkastelu voitaisiin ulottaa myös maiden välisiin eroihin rahapolitiikan välittymisessä, esimerkiksi Suomen ja Ruotsin tai muiden euromaiden välillä. Ruotsin tapauksessa mielenkiinnon kohteena

olisi, mikä on ollut EKP:n euroalueen yhteisen rahapolitiikan vaikutus suomalaisiin yrityksiin verrattuna pääasiallisesti itsenäisen rahapolitiikan piirissä oleviin ruotsalaisiin yrityksiin. Muiden euromaiden tapauksessa rahapolitiikan välittymistä investointeihin voitaisiin selvittää pienten ja suurten euromaiden tai valtioiden velkakriisissä rahoitusohjelmaan päätyneiden maiden ja muiden euromaiden välillä.

Lisäksi tutkimusta voitaisiin laajentaa koskemaan rahapolitiikan vaikutusten estimointia suhteessa investointien rakennemuutokseen. Tuotannon rakenteen on euroalueella havaittu muuttuvan pääomaintensiivisestä teollisuustuotannosta enenevissä määrin kohti palvelutuotantoa. Tuotannon rakennemuutoksen lisäksi tuotannon asteittainen globalisoituminen on johtanut siihen, että kehittyneisiin talouksiin jäävät usein ne arvoketjujen osat, joissa aineettomien investointien merkitys on suuri. Näin ollen aineettomien investointien määrä suhteessa aineellisiin investointeihin kasvaa euroalueella jatkuvasti. Eroja rahapolitiikan vaikutuksista aineettomiin ja aineellisiin investointeihin voitaisiin tarkastella tässä viitekehyksessä.

LÄHDEKIRJALLISUUS

Abel, A. B. (1980). Empirical investment equations: An integrative framework. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier, Vol. 12(1): pp. 39-91.

Abiad, A., Furceri, D. and Topalova, P. (2015). The macroeconomic effects of public investment: Evidence from advanced economies. International Monetary Fund Working Paper, No 15-95.

Angeloni, I., Kashyap, A. and Mojon, B. (2003). Monetary Policy Transmission in the Euro Area. A study by the Eurosystem Monetary Transmission Network. Cambridge University Press.

Arellano, M. and Bond, S. (1988). Dynamic Panel Data Estimation Using DPD - A Guide for Users. Institute for Fiscal Studies, Working Paper 88/15, London.

Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. Review of Economic Studies, Vol. 58: pp. 277-297.

Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. Journal of Econometrics, Vol. 68: pp. 29-51.

Banerjee, R. N., Kearns, J. and Lombardi, M. J. (2015). Why is investment weak? BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements, March 2015.

Bech, M. L., Gambacorta, L. and Kharroubi, E. (2014). Monetary Policy in a Downturn: Are Financial Crises Special? International Finance, Vol. 17: pp. 99– 119.

Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 98(1): pp. 85-106.

Bernanke, B. S. and Blinder, A. (1988). Credit, Money and Aggregate Demand. American Economic Review, Vol. 78: pp. 435-439.

Bernanke, B. S. and Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. Journal of Economic Perspectives, Vol. 9(4): pp. 27-48.

Bernanke, B. S. and Reinhart, V. R. (2004). Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates. American Economic Review, Vol. 94(2): pp. 85-90.

Beyer, A., Nicoletti, G., Papadopoulou, N., Papsdorf, P., Rünstler, G., Schwarz, C., Sousa, J. and Vergote, O. (2017). The transmission channels of monetary, macro- and microprudential policies and their interrelations. ECB Occasional Paper Series, No 191 / May 2017.

Bils, M., Klenow, P. J. and Kryvtsov, O. (2003). Sticky Prices and Monetary Policy Shocks. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vol. 27(1): pp. 2–9.

Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. Econometrica, Vol. 77: pp. 623-685.

Boivin, J., Kiley, M. T. and Mishkin, F. S. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? Handbook of Monetary Economics, Vol. 3: pp. 369-422.

Bond, S., Elston, J. A., Mairesse, J. and Mulkay, B. (2003). Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany, and the United Kingdom: A Comparison Using Company Panel Data. The Review of Economics and Statistics, Vol. 85(1): pp. 153-165.

Bouis, R., Rawdanowicz, L., Renne, J., Watanabe, S. and Christensen, A. K. (2013). The Effectiveness of Monetary Policy Since the Onset of the Financial Crisis. OECD Economics Department Working Paper No. 1081.

Breitung, J. (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. Advances in Econometrics, Vol. 15: pp. 161-177.

Buca, A. and Vermeulen, P. (2015). Corporate investment and bank dependent borrowers during the recent financial crisis. European Central Bank, Working Paper Series, No 1859 / October 2015.

Burgard, J. P., Neuenkirch, M. and Nöckel, M. (2018). State-Dependent Transmission of Monetary Policy in the Euro Area. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 51(7): 2053-2070.

Burlon, L., Gerali, A., Notarpietro A., and Pisani, M. (2015). Inflation, financial conditions and non-standard monetary policy in a monetary union. A model-based evaluation. Banca d'Italia Working Paper No. 1015.

Cahn, C., Matheron, J. and Sahuc J.-G. (2017). Assessing the Macroeco-nomic Effects of LTROs During the Great Recession. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 49(7): pp. 1443-1482.

Camba-Mendez, G. and Mongelli, F. (2017). A chronology of the ECB's monetary policy responses since the onset of the crisis. European Central Bank, Economic Bulletin article.

Chatelain, J.-B., Generale, A., Hernando, I., von Kalckreuth, U. and Vermeulen, P. (2002). Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area. Banque de France, Notes d'études et de recherche, NER 97.

Chenery, H. B. (1952). Overcapacity and the acceleration principle. Econometrica, Vol. 20(1): pp. 1–28.

Chirinko, B. and Chirinko, R. (1993). Business Fixed Investment Spending: Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications. Journal of Economic Literature, Vol. 31(4): pp. 1875-1911.

Clark, J. M. (1917). Business Acceleration and the Law of Demand: A Technical Factor in Economic Cycles. Journal of Political Economy, Vol. 25: pp. 217-217.

Cohen, L., Gómez-Puig, M. and Sosvilla-Rivero, S. (2019). Has the ECB's Monetary Policy Prompted Companies to Invest or Pay Dividends? Journal of Applied Economics, Vol. 51(45): pp. 4920-4938.

Cova, P., Pagano, P. and Pisani, M. (2015). Domestic and International Macro- economic Effects of the Eurosystem Expanded Asset Purchase Programme. Banca d'Italia Working Paper No. 1036.

Deutsche Bundesbank. (2016). Investment in the euro area. Monthly Report, January 2016. Deutsche Bundesbank, Frankfurt, Germany.

Durante, E., Ferrando, A. and Vermeulen, P. (2020). Monetary policy, investment and firm heterogeneity. ECB working paper No. 2390.

Euroopan keskuspankki. (2018). Business investment in EU countries. European Central Bank, WGEM Team on Investment, Occasional Paper Series, No 215 / October 2018.

Euroopan keskuspankki. (2011). Euroopan keskuspankin rahapolitiikka. Euroopan keskuspankkijärjestelmä, 3. painos.

European Investment Bank (2019). Group Survey on Investment and Investment Finance 2019. European Investment Bank (EIB), 2019.

Goodwin, R. M. (1948). Secular and cyclical aspects of the multiplier and the accelerator. In Metzler LA (ed.), Income, employment and public policy: Essays in honor of Alvin H Hansen. New York: Norton.

Gould, J. P. (1968). Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm. Review of Economic Studies, Vol. 35: pp. 47-56.

Haavio, M., Kilponen, J., Korpela, T. ja Sariola, M. (2016). EKP:n laajennettu osto-ohjelma tukenut Suomen talouskasvua. Suomen Pankki. Euro ja talous.

Hall, R., Mairesse, J. and Mulkay, B. (1999). Firm level investment in France and the United States: An exploration of what we have learned in twenty years. Annales d'Economie et de Statistique, Vol. 55: pp. 27-67.

Hartmann, P. and Smets, F. (2018). The first twenty years of the European Central Bank: monetary policy. European Central Bank, Working Paper Series No. 2219. December 2018.

Hausman, J. A. and Taylor, W. E. (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. Econometrica, Vol. 49(6): pp. 1377-1398

Hayashi, F. (1982). Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation. Econometrica, Vol. 50: pp. 213-224.

Hume, D. (1752). Political Discourses. A. Kincaid and A. Donaldson: Edinburgh.

Im, S. K., Pesaran, M, H. and Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics, Vol. 115: pp. 53-74.

Jorgenson, D. W. (1963). Capital Theory and Investment Behaviour. The American Economic Review, Vol. 53 (2): pp. 247-259.

Jorgenson, D. W. (1967). The Theory of Investment Behaviour. Teoksessa Ferber, R. Determinants of Investment Behaviour. New York: pp. 129-175.

Kashyap, A. and Stein, J. (1994). Monetary Policy in Bank Lending. Monetary Policy, N.G. Mankiew, pp. 221– 256. Chicago: University of Chicago Press.

Keynes, J. M. (1936). The general theory of employment, interest and money. The Collected Writings of John Maynard Keynes. Macmillan Cambridge University Press: London.

Kortela, T. (2016). A shadow rate model with time-varying lower bound of interest rates. Bank of Finland Research Discussion Papers, No 19/2016.

Koyck, L. M. (1954). Distributed Lags and Investment Analysis. Contribution to Economic Analysis. Amsterdam.

Kuusisto, M. ja Newby, E. (2014). Rahapolitiikan toteuttaminen nollakorkorajalla – ja sen alapuolella. Suomen Pankki. Euro & Talous, Vol. 22(4): pp. 67-76.

Leeper, E.M., Walker, T.B. and Yang, S-C.S. (2010). Government investment and fiscal stimulus. Journal of Monetary Economics, Vol. 57(8), pp: 1000-1012.

Levin, A., Lin, C. and Chu, J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. Journal of Econometrics, Vol. 108(1): pp. 1–24.

Lucas, R. E. (1967). Adjustment Costs and the Theory of Supply. Journal of Political Economy, Vol. 75: pp. 321-334.

Lucas, R. E. (1980). Two illustrations of the quantity theory of money. The American Economic Review, Vol. 70(5): pp. 1005-1014.

Maddala, G. S. and Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 61, Special Issue: pp. 631-652.

Mankiw, G. N. and Taylor, M. P. (2008). Macroeconomics. European Edition. Worth Publishers: New York.

McCandless, G. T. and Weber, W. E. (1995). Some monetary facts. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vol. 19(3): pp. 2-11.

Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy (No. w5464). National Bureau of Economic Research, pp. 1-29.

Mojon, B., Smets, F. and Vermeulen, P. (2001). Investment and Monetary policy in the Euro Area. European Central Bank, Working Paper No. 78.

Mouabbi, S. and Sahuc, J. P. (2019). Evaluating the Macroeconomic Effects of the ECB's Unconventional Monetary Policies. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 51(4): pp. 831-858.

Newby, E. ja Orjasniemi, S. (2015). Suomi hyötyy eurojärjestelmän arvopaperiostoista. Suomen Pankki. Euro ja Talous.

Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. Econometrica, Vol. 54: pp. 1417-1425.

OECD. (2015). Lifting investment for higher sustainable growth. OECD Economic Outlook, Vol. 1: pp. 205-279.

Parker, J. (2010). Theories of Investment Expenditures. Economics Coursebook.

Petersen, M. A. (2009). Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. Review of Financial Studies, Vol. 22(1): pp. 435-480.

Quint, D. and Tristani, O. (2018). Liquidity provision as a monetary policy tool: The ECB's non-standard measures after the financial crisis. Journal of International Money and Finance, Vol. 80: pp. 15-34.

Rodriguez Palenzuela, D., Dees, S. and the Saving and Investment Task Force. (2016). Savings and investment behaviour in the euro area. European Central Bank. Occasional Paper Series, No 167 / January 2016.

SEUT, Euroopan unionin toiminnasta tehty sopimus. (2012).

Svensson, L. E. O. (2002). Monetary Policy and Real Stabilization. Federal Reserve Bank of Kansas City Jackson Hole Symposium, Rethinking Stabilization Policy, pp. 261-312.

Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 1: pp. 15-29.

Tobin, J. and Brainard, W. C. (1976). Asset markets and the cost of capital. Economic Progress, Private Values and Public Policy, Essays in Honor of William Fellner, North-Holland: pp. 235-262.

Treadway, A. (1969). On Rational Entrepreneurial Behaviour and the Demand for Investment. Review of Economic Studies, Vol. 36: pp. 227-240.

Uzawa, H. (1969). Time Preference and the Penrose Effect in a Two-Class Model of Economic Growth. Journal of Political Economy, Vol. 77: pp. 628-652.

Verbeek, M. (2008). A Quide to Modern Econometrics. Third edition. John Wiley & Sons Ltd. England.

Vilmunen, J. (2002). Dynamics of Investment Behaviour in Finland: aggregate and firm level evidence. Bank of Finland Discussion Papers, No. 22.

White, H. (1982). Instrumental Variables Regression with Independent Observations. Econometrica, Vol. 50: pp. 48-499.

Whited, T. (1998). Why Do Investment Euler Equations Fail? Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 16(4): pp. 479-88.

Woodford, M. (2008). How Important Is Money in the Conduct of Monetary Policy? Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 40(8): pp. 1561-1598.

LIITTEET

Liite 1. Tutkielmassa käytetyt muuttujat ja niiden kuvaukset

Muuttuja	Kuvaus	Lähde
Investoinnit	Tilikauden käyttöomaisuusinvestoinnit, joista on vähennetty tilikauden oikaistut poistot (nettoinvestoinnit) (euroa)	Talouselämä
Pääomakanta	Yrityksen nettomuotoiset aineelliset ja aineettomat hyödykkeet tilikausittain yhteenlaskettuina (euroa)	Talouselämä
Käyttökate	Tilikauden liikevaihdosta jäänyt myyntituotto yrityksen toimintakulujen vähentämisen jälkeen (euroa)	Talouselämä
Liikevaihto	Toiminnan myyntituotot arvonlisäveron maksamisen jälkeen (euroa). Liikevaihto on deflatoitu vuoden 1999 hintaan (Kansantalouden tilinpito, sarja: kuluttajahintaindeksi, 1999=100).	Talouselämä
Varjokorko	Euroalueen lyhyt varjokorko kuvaa rahapolitiikan viritystä ja lyhyen koron tasoa niin kuin koroissa ei olisi alarajaa (%)	Kortela, T.
Yrityslainojen keskikorko	Suomen rahalaitosten yrityksille myöntämien lainojen keskikorko (%)	Suomen Pankki
Yrityslainakannan volyymi	Suomen rahalaitosten myöntämät euromääräiset lainat yrityksille (euroa)	Suomen Pankki
Reaalinen BKT	Suomen bruttokansantuote, volyymisarja, viitevuosi 2010 (euroa)	Tilastokeskus
Julkiset investoinnit	Julkisyhteisöjen (ml. valtionhallinto, paikallishallinto, sosiaaliturvarahastot) kiinteän pääoman bruttomuodostus (euroa)	Tilastokeskus
Inflaatio	Vuosittainen muutos Suomen kuluttajahintaindeksissä (%)	Tilastokeskus
Osaketuotto	OMX Helsinki 25 -indeksin logaritmoitu tuotto (logaritmoitujen indeksin arvojen erotus)	Nasdaq
Talouden epävarmuus -indeksi	Indeksi on muodostettu laskemalla, kuinka monta kertaa sana “epävarmuus” tai sen muunnos esiintyy the Economist -lehden tutkimus- ja analyysiosaston Euroopan maiden maaraporteissa. Indeksi saa sitä korkeamman arvon, mitä korkeampi taloudessa koettu epävarmuus on. Indeksin arvot skaalattu uudelleen yhden ympärille.	The Economist Intelligence Unit

Liite 2. Epätasapainoisella aineistolla tehdyn dynaamisen ECM-mallin estimointitulokset ajanjaksoittain, selitettävä muuttuja $\boldsymbol{I_t/K_{t-1}}$

	2000-2007	**2008-2013**	**2014-2018**	**2008-2018**
$\boldsymbol{I_{t-1}/K_{t-2}}$	-0,016099	-0,047764 ***	0,052582 ***	0,003595 *
	(0,012651)	(0,003605)	(0,010719)	(0,002018)
$\boldsymbol{\Delta y_t}$	0,011694	0,221795 ***	0,239488 ***	0,219504 ***
	(0,009282)	(0,048262)	(0,041076)	(0,014301)
$\boldsymbol{y_{t-1}}$	-1,031355 ***	-0,281280 ***	-0,099577 ***	-0,186266 ***
	(0,325936)	(0,050954)	(0,036226)	(0,019680)
$\boldsymbol{k_{t-1} - y_{t-1}}$	-1,049989 ***	-0,554533 ***	-0,515800 ***	-0,566873 ***
	(0,329592)	(0,019055)	(0,024709)	(0,007930)
$\boldsymbol{\pi_t/K_{t-1}}$	-0,000688	-0,003517	0,000796	-0,001790
	(0,011703)	(0,004117)	(0,007964)	(0,001438)
$\boldsymbol{\pi_{t-1}/K_{t-2}}$	0,019316	0,010212	-0,004128 *	-0,002988 ***
	(0,011909)	(0,006933)	(0,002323)	(0,000391)
$\boldsymbol{ECB_{t-2}}$	-0,066057 ***	0,004879	-0,013487 ***	-0,002726
	(0,024102)	(0,004101)	(0,003366)	(0,001899)
$\boldsymbol{WUI_{t-2}}$	0,167702 **	0,014297	-0,003419	0,006229 ***
	(0,073258)	(0,012030)	(0,002967)	(0,002003)
$\boldsymbol{INF_{t-1}}$	0,173975 **	0,007066 ***	0,000784	0,001053
	(0,070874)	(0,002658)	(0,003639)	(0,001053)
M2-testi	0,926 (0,355)	-1,172 (0,241)	-0,100 (0,920)	-1,227 (0,219)
Waldin testi	4,374 (0,000)	215,647 (0,000)	69,052 (0,000)	942,132 (0,000)
Waldin makromuuttuja-testi	2,771 (0,040)	2,782 (0,040)	6,068 (0,000)	8,792 (0,000)
Sarganin testi	17,77 (0,217)	58,91 (0,182)	53,89 (0,909)	129,12 (0,269)
Havaintojen lkm	1471	1488	1120	2608

*, **, *** ilmaisevat tilastollista merkitsevyyttä 10%, 5% and 1% merkitsevyystasoilla tässä järjestyksessä.