

Finnveran vaikuttavuuden arviointia

Erkka Saarinen

Helsingin yliopisto

Valtiotieteellinen tiedekunta

Kansantaloustiede

Pro gradu -tutkielma

Lokakuu 2012



HELSINGIN YLIOPISTO
HELSINGFORS UNIVERSITET
UNIVERSITY OF HELSINKI

Tiedekunta/Osasto – Fakultet/Sektion – Faculty Valtiotieteellinen tiedekunta		Laitos – Institution – Department Politiikan ja talouden tutkimuksen laitos	
Tekijä – Författare – Author Erkka Pentti Hermanni Saarinen			
Työn nimi – Arbetets titel – Title Finnveran vaikuttavuuden arviointia			
Oppiaine – Läroämne – Subject Kansantaloustiede			
Työn laji – Arbetets art – Level Pro gradu		Aika – Datum – Month and year 10/2012	Sivumäärä – Sidoantal – Number of pages 111 + liitteet 18
Tiivistelmä – Referat – Abstract			
<p>Tutkimuksessa arvioidaan mikroekonometrisin menetelmin valtion erityisrahoitusyhtiö Finnvera Oyj:n myöntämien vastikkeellisten lainojen ja takausten vaikuttavuutta asiakasyritysten liikevaihtoon, henkilöstömäärään ja liiketulokseen. Tämän lisäksi tarkastellaan, kuinka toistuvasti sama yritys saa Finnveran rahoitusta ja mistä tämä toistuvuus johtuu.</p> <p>Julkisella rahoituksella pyritään paikkaamaan rahoitusmarkkinoilla vallitsevia puutteita. Työssä esitellään Stiglitzin ja Weissin (1981) sekä De Mezan ja Webbin (1987) teoreettiset mallit, joissa tarkastellaan epäsymmetrisen informaation vaikutuksia yritysrahoitukseen. Mallien ristiriitaiset tulokset korostavat yritysrahoitukseen liittyvää teoreettista epävarmuutta.</p> <p>Tutkimusaineisto on epätasapainoinen paneeli Suomessa toimivista pk-yrityksistä vuosilta 2004–2011. Aineisto on koottu useammasta eri lähteestä. Finnveran rahoituksen vaikuttavuutta arvioidaan sekä kiinteiden vaikutusten (fixed effects) paneelimalleilla että erotukset-erotuksissa –vertaistamisen avulla (Heckman ym. 1997). Rahoituksen toistuvuuden tutkiminen perustuu havaittuihin Markovin siirtymätodennäköisyyksiin ja toistuvuuden syyt Finnveran toimihenkilöiltä kerättyihin tietoihin.</p> <p>Paneelimallien estimointitulokset osoittavat, että Finnveran rahoitus mahdollistaa yritysten liikevaihdon ja henkilöstömäärän kasvun. Sen sijaan yritysten kannattavuuden paranemisesta ei saada viitteitä. Erotukset-erotuksissa –vertaistaminen tukee paneelimallien tuloksia. Asiakkuudella on positiivisia vaikutuksia erityisesti henkilöstömäärään. Samalla saadaan kuitenkin näyttöä siitä, että rahoituksen vaikutukset riippuvat vuodesta, jolloin yritys on tullut Finnveran asiakkaaksi. Tulokset ovat yleisesti linjassa niin kotimaisten kuin ulkomaisten vastaavien tutkimusten kanssa.</p> <p>Rahoituksen toistuvuuden tarkastelu osoittaa, että kerran rahoitusta saanut yritys saa sitä melko todennäköisesti myös tulevaisuudessa. Vaikuttaa kuitenkin siltä, että uudempien yritysten luottopäätöksissä Finnvera pyrkii kohti markkinaehtoista rahoitusratkaisua. Toimihenkilöiltä saatu lisäinformaatio havainnollistaa, että pankkien kanssa tehtävät limiittirahoitukset aiheuttavat pääosan tilastollisesta toistuvuudesta. Toistuvuuteen vaikuttavat lisäksi muun muassa pankkien halukkuus riskinjakoon, yrittäjän halukkuus Finnveran rahoitukseen sekä Finnveran halu pitää kiinni vanhoista asiakkaista, joiden toimintalogiikka se on oppinut ymmärtämään.</p> <p>Aineiston analyysin perusteella päädytään tulokseen, että Finnveran rahoitus paikkaa yritysten kohtaamaa markkinapuutetta ja auttaa niitä kasvamaan. Tarkastelujakson lyhyt aikaväli ei mahdollista lopullista päätelmää rahoituksen vaikutuksista kannattavuuteen. Yksi tutkimuksen keskeinen huomioon otettava asia on, estimointeihin valikoituneet koeryhmän yritykset ovat keskimääräistä Finnveran asiakasta vanhempia ja suurempia. Näin ollen tuloksia ei voida yleistää aloittaviin ja pieniin Finnveran asiakkaisiin, jotka muodostavat määrällisesti suurimman asiakasjoukon.</p> <p>Tämä on tiettävästi ensimmäinen tutkimus, jossa voidaan tarkastella Finnveran rahoituksen tarpeellisuutta vuonna 2007 alkaneen finanssikriisin aikana. Tulosten perusteella Finnveran rahoituksella on positiivisin vaikutus juuri kriisin aikana asiakkaisiin tullessiin yrityksiin. Tämä tulos viittaa siihen, että todellinen markkinapuute vaihtelee suhdannetilanteen mukaan.</p>			
Avainsanat – Nyckelord – Keywords Epäsymmetrisen informaatio Erotukset-erotuksissa Fixed effects Julkinen yritysrahoitus Propensity score –vertaistaminen Valikoituminen JEL-koodit – JEL-koder – JEL-codes: G14, G18, C21, C23, H43, H81, L25, L53			

Julialle

Haluan kiittää Finnvera Oyj:n toimitusjohtajaa Pauli Heikkilää tutkielman mahdollistamisesta sekä lukuisista työhön liittyneistä neuvoista ja kommenteista. Työkiireistään huolimatta hän on ollut ihailtavan kiinnostunut projektin sisällöstä ja etenemisestä. Julia Salmelle, jolle tämä työ on omistettu, kuuluu suuri kiitos tutkielmani valmistumisesta. Hänen kommenttinsa ja korjausehdotuksensa ovat olleet suureksi avuksi. Erityiskiitos Julialle kuuluu kuitenkin rakkaudesta ja tuesta, jota hän on koko projektin aikana osoittanut. Seminaarityön ohjaajalle, professori Markku Lanteelle, haluan esittää kiitokset arvokkaista kommenteista. Finnveran aineiston kokoamisessa Jouko Lapin työpanos oli suureksi avuksi. Lisäksi tahdon kiittää Finnveran Talous- ja IT-yksikön henkilökuntaa sekä muita asiantuntijoita, jotka ovat auttaneet aineiston hankinnassa ja sen ymmärtämisessä. Lopuksi kiitos kuuluu koko Finnveran organisaatiolle.

Sisältö

Lyhenneluettelo	v
1 Johdanto	1
2 Taustaa rahoitusmarkkinoista ja markkinapuutteesta	5
2.1 Markkinapuute ja valtio sen korjaajana	5
2.2 Kaksi teoreettista mallia epäsymmetrisestä informaatiosta ja sen seurausista luotonannolle	9
2.2.1 Stiglitz-Weiss-malli (1981)	9
2.2.2 De Meza-Webb-malli (1987)	19
2.2.3 Yhteenveto malleista ja muuta teoriakirjallisuutta	24
2.3 Havaintoja empiirisistä tutkimuksista	28
2.3.1 Onko yritysten luotonsaanti rajoitettua?	29
2.3.2 Valtio markkinapuutteen korjaajana	30
2.4 Finnvera Oyj ja sen toiminta aiemman kirjallisuuden valossa	32
2.4.1 Finnveran ja pankkien suhtautuminen riskiin	33
2.4.2 Finnveran asiakkaaksi valikoituminen	34
2.4.3 Signaointi	36
2.4.4 Vaikutukset luovaan tuhoon	36
3 Tutkimusaineisto ja tilastolliset menetelmät	38
3.1 Tutkimusaineisto	38
3.1.1 Aineisto	38
3.1.2 Muuttujat	41
3.2 Rubinin kausaalimalli	44
3.2.1 Kausaalisuus ja regressioanalyysi	46
3.3 Paneelimalleista	49
3.3.1 FE-malli	51

3.3.2	Aineiston asettamia erityisominaisuuksia	55
3.4	Erotukset-erotuksissa -vertaistaminen	57
3.4.1	Asetetuista oletuksista	62
4	Tutkimustuloksia Finnveran vaikuttavuudesta	64
4.1	Regressioanalyysi	65
4.1.1	Mallinvalinta ja selittäjät	65
4.1.2	Malliyhtälöt	67
4.1.3	Vaikuttavuus liikevaihtoon ja henkilöstömäärään	68
4.1.4	Vaikuttavuus yritysten liiketulokseen	74
4.2	EE-vertaistaminen	76
4.2.1	Propensity score -arvot	77
4.2.2	Vaikuttavuus liikevaihtoon ja henkilöstömäärään	78
4.2.3	Vaikuttavuus yritysten liiketulokseen	81
4.3	Menetelmien soveltuvuus ja päätelmät	82
4.3.1	Regressiomenetelmän soveltuvuudesta	83
4.3.2	EE-vertaistamisen soveltuvuudesta	86
4.3.3	Yhteenveto	92
4.4	Rahoituksen toistuvuus	94
5	Johtopäätökset	100
	Lähteet	102
A	Määritelmiä	A. 1
A.1	Stokastinen dominanssi	A. 1
A.2	Paneelimalleista	A. 3
A.2.1	Ryhmien välinen estimaattori (between-groups)	A. 3
A.2.2	RE-malli	A. 3
A.2.3	Testi endogeenisuudelle – Hausman (1978)	A. 7

B	Aineisto ja tuloksista	B. 1
B.1	Estimointimenetelmän valinta	B. 1
B.2	Taulukoita	B. 4

Taulukko 1: Symboli- ja lyhenneluettelo

Merkintä	Selitys
α_i	Yrityskohtainen ei-havaittava ja ajassa kiinteä muuttuja
β	Tuntematon parametrivektori
η	Riskitön talletuskorko
θ	Investoinnin riski
$\hat{\theta}$	Marginaalilainaaajan investoinnin riski
λ_t	Aikaindikaattori
k	Selittävien muuttujien lukumäärä
r	Lainan korko
B	Investointiin tarvittavan velan määrä
C	Vakuuden määrä
$D_{i,t}$	Indikaattorimuuttuja. $D_{i,t} = 1$ Finnveran asiakkuusvuodesta eteenpäin.
K_y	Yhteinen kanta (Common support)
N	Yritysten lukumäärä
P_l	Indikaattorimuuttuja. $P_l = 1$, kun Finnveran asiakkuuden alkamisesta on l vuotta.
R	Investoinnin tuotto
T	Havaintovuosien lukumäärä
W	Yrittäjän alkuvarallisuus
$E(\cdot)$	Odotusarvo-operaattori
$Cov(\cdot)$	Kovarianssimatriisi
$\frac{P_t}{N_t}$	Stokastinen suppeneminen
$a_{s\cdot}$	Asymptoottinen jakauma
\mathbb{R}^k	k -ulotteinen euklidinen avaruus
\mathbf{X}	Lihavoitu iso kirjain viittaa matriisiin
\mathbf{x}	Lihavoitu pieni kirjain viittaa vektoriin
\mathbf{x}'	Transponoitu vektori on vaakavektori
$\mathbf{x}_{i,t}$	Alaindeksi i viittaa yritykseen ja t ajanhetkeen
\bar{x}	Muutujan keskiarvo
ATT (ATT)	Keskimääräinen vaikutus toimenpiteeseen osallistujalle (Average treatment effect on the treated)
EE (DID)	Erotukset-erotuksissa (differences-in-differences)
ETLA	Elinkeinoelämän tutkimuslaitos
ERO (CIA)	Ehdollinen riippumattomuusoletus (Conditional Independence Assumption)
FE (FE)	Kiinteät vaikutukset (Fixed effects)
FWL	Frisch-Waugh-Lowell
KRL (CLT)	Keskeinen raja-arvolause
MW	De Meza ja Webb
PNS (OLS)	Pienin neliösumma
PNSD (LSDV)	Least Squares Dummy Variable [†]
PS	Propensity score [†]
RE (RE)	Satunnaiset vaikutukset (Random effects)
SLL (LLN)	Suurten lukujen laki
SW	Stiglitz ja Weiss
TEM	Työ- ja elinkeinoministeriö
TESI	Suomen Teollisuussijoitus
YPNS (GLS)	Yleistetty pienin neliösumma

Huom: Merkintä-sarakkeessa ovat yleisimmät käyttämäni symbolit ja lyhenteet. Suluissa olevat lyhenteet viittaavat englanninkieliseen lyhenteeseen. Merkintä [†] tarkoittaa, että asialle ei tietääkseni ole järkevää suomenkielistä vastinetta.

Luku 1

Johdanto

Suomen valtion yritystukipolitiikka on ollut yhteiskunnallisen keskustelun ja akateemisen tutkimuksen keskiössä viimeisten vuosien aikana. Kilpailukykyinen toimintaympäristö on tärkeä Suomen kaltaiselle viennistä riippuvaiselle taloudelle. Valtion rajalliset resurssit tulisi kohdentaa mahdollisimman tehokkaasti kuitenkin kilpailua vääristämättä. Useat työryhmät ovatkin pohtineet niin yritysrahoitusta, kasvuyrittäjyyttä kuin valtion yritystukijärjestelmän vaikuttavuutta (ks. esim. Puttonen 2010, Hyytinen ym. 2011, Euro & talous 2012, TEM (2012a, 2012b), Eloranta 2012 ja Stadigh 2012). Osallistun keskusteluun tutkimalla valtion erityisrahoitusyhtiö Finnvera Oyj:n vastikkeellisten lainojen ja takausten vaikuttavuutta yritysten liikevaihtoon, henkilöstömäärään ja liiketulokseen sekä rahoituksen toistuvuutta.

Valtion rahoitusmarkkinainterventioille, joiksi Finnveran rahoitus voidaan laskea, on olemassa intuitiivisia perusteita. Keskeisimpinä argumentteina voidaan pitää epäsymmetrisestä informaatiosta aiheutuvaa markkinapuutetta sekä investointien positiivisia ulkoisvaikutuksia (Lerner 1999). Taloustieteilijöiden keskuudessa suhtaudutaan kuitenkin epäillen valtion puuttumiseen markkinatalouden toimintaan. Esimerkiksi Holtz-Eakin (2000) korostaa, että valtion rahoituspäätösten onnistuminen ei ole välttämättä todennäköisempää kuin pankkien. Julkisen vallan väliintulo on perusteltua vain, jos sille on sekä tarve että edellytykset onnistua. Epäonnistuneita esimerkkejä valtion toimista löytyy paljon (Lerner 2009). Yhdeksi esimerkiksi Lerner (2009) nostaa Sitran ja TESIn päällekkäiset roolit ja niiden ohjaamisen epäonnistumisen.

Tutkimukseni keskeisimpänä tavoitteena on vastata kysymykseen siitä, miten Finnveran asiakkuus on vaikuttanut yritysten henkilöstömäärään, liikevaihtoon ja kannattavuuteen. Tarkoituksena on siis analysoida toimien oikeutusta vaikuttavuuden eikä tarpeellisuuden kautta. Tutkielmani tulokset antavat tältä osin ristiriitai-

sen viestin. Finnveran asiakkuus näyttäisi todella auttavan yrityksiä kasvamaan. Sen sijaan yritysten kannattavuuteen ei asiakkuudella ainakaan lyhyellä aikavälillä näyttäisi olevan positiivista vaikutusta.

Tuotannon ja työllisyyden hyvä kehitys on yhteiskunnallisesti liiketulosta merkittävämpää. Liiketoiminnan kannattavuus on kuitenkin se tekijä, joka luo pitkän aikavälin edellytykset työllisyyden kasvuille. Tutkielman aikaväli on sen verran lyhyt, että lopullista johtopäätöstä asiakkuuden vaikutuksista kannattavuuteen ei saada.

Tutkielmani on Finnveran lainojen ja takausten vaikuttavuuden osalta läheisessä yhteydessä Hyytisen ja Ylhäisen artikkeliin (TEM 2012b). Heidän työhönsä verrattuna tutkielmani laajentaa käytetyn paneeliaikasarjan vuodesta 2004 aina vuoteen 2010 asti eli se kattaa finanssikriisin ensimmäiset vuodet. Poiketen heidän tutkimuksestaan käytän toisena arviointimenetelmänä Heckmanin ym. (1997) ehdottamaa propensity score ja erotukset erotuksissa -menetelmien yhdistämistä (jäljempänä erotukset-erotuksissa -vertaistaminen). Menetelmäeroista huolimatta tulokset ovat samansuuntaisia ja vahvistavat näin ollen aiempaa käsitystä Finnveran rahoituksen vaikutuksista.

Tutkimukseni kuuluu kausaalisuhteita arvioivaan tutkimuskenttään, joka on Rubinin (1974), Rosenbaumin ja Rubinin (1983) sekä Hollandin (1986) popularisoimana otettu laajasti käyttöön myös taloustieteessä viimeisten 15 vuoden aikana (ks. esim. Imbens ja Wooldridge 2009). Osana tätä kehitystä julkisen sektorin rahoitustoiminnan vaikuttavuus on herättänyt laajaa kansainvälistä kiinnostusta. Esimerkiksi Maailmapankki pyrkii arvioimaan eri valtioiden yritysrahoituksen vaikuttavuutta (ks. esim. Lopez-Acevedo ja Tan 2010). Aasian talouskriisi 1990-luvun lopulla on tuottanut useita tutkimuksia valtioiden yritysrahoitustuista. Honjo ja Harade (2006) ovat selvittäneet Japanin valtion pk-yrityksille suunnatun lainaohjelman vaikutusta yritysten kasvuun. Vastaavasti Oh ym. (2009) ovat tutkineet Etelä-Korean valtion takauspolitiikan vaikutuksia. Näissä tutkimuksissa tuetut yritykset ovat kasvaneet, mutta niiden kannattavuus ei ole parantunut. Tämän tutkielman tulokset ovat sopusoinnussa kansainvälisten havaintojen kanssa.

Suorien vaikutusten ohella olisi ajateltavissa, että Finnveran myöntämä rahoitus antaisi markkinoille signaalin yrityksen investointikelpoisuudesta (Lerner 2002). Tällöin toiminnan positiivinen vaikutus syntyisi informaatiovajeen korjaamisesta. Tarkastelen aihetta rahoituksen toistuvuuden näkökulmasta. Onkin tärkeää saada lisäinformaatiota, miksi Finnveran signalointi ei kaikissa tilanteissa toimi kunnolla vaan jotkut yritykset saavat rahoitusta vuosittain Finnverasta.

Rahoituksen toistuvuuden tarkastelu tuo lisäulottuvuuden Ylhäisen (2010) tutkimukseen, jonka mukaan kerran rahoitusta saanut yritys saa sitä hyvin todennäköisesti myös tulevaisuudessa. Työni tulosten perusteella ennen vuotta 2005 asiakkaaksi tulleet yritykset saavat huomattavasti todennäköisemmin uutta rahoitusta kuin myöhemmin rahoitusta ensikerran saaneet. Vaikuttaakin siltä, että rahoituksen toistuvuuteen liittyviin ongelmiin on tartuttu viime vuosina. Toisaalta tulos saattaa tarkoittaa myös sitä, että Finnvera pitää kiinni yrityksistä, jotka se on oppinut tuntemaan. Finnveran henkilökuntaa haastatteleamalla olen pyrkinyt taustoittamaan toistuvan rahoituksen syitä, joista keskeisimmiksi nousevat sopimustekniset yksityiskohdat, yrittäjän halu Finnveran rahoitukseen sekä pankkien halukkuus riskinjakoon.

Koska epätäydellisestä informaatiosta juontuva markkinapuutteen olemassaolo on keskeinen tausta-ajatus Finnveran toiminnassa vaikuttaen tutkimiini kysymyksiin, käyn läpi siihen liittyvää teoreettista ja empiiristä kirjallisuutta luvussa 2. Paneudun erityisesti luotonannon rajoittumista käsitteleviin Stiglitzin ja Weissin (1981) ja de Mezan ja Webbin (1987) tutkimuksiin. Edellinen on muun muassa julkista yritysrahoitusta käsittelevän kirjallisuuden keskeisin teoreettinen lähde. Jälkimmäinen tutkimus on julkaistu kritiikkinä Stiglitzin ja Weissin mallille ja kuuluu siten oleellisesti teoreettista yritysrahoitusta käsittelevään kirjallisuuteen. Taustoitetaan tutkielman tilastollista analyysiä esittelemällä Finnveran toimintaidean ja -ympäristön aiemman kirjallisuuden näkökulmasta.

Luvut 3 ja 4 muodostavat tutkielman rungon. Kiinnostuksen kohteena on, miten Finnveran asiakkuus on vaikuttanut asiakasyrityksiin (average treatment on the

treated). Täydellinen kysymykseen vastaaminen edellyttäisi tietoa siitä, miten yrityksillä olisi mennyt, jos ne eivät olisi saaneet rahoitusta Finnverasta. Tämä suure, kontrafaktuaali, on kuitenkin havaitsematon. Asetelma johtaa empiirisen arviointikirjallisuuden keskeisimpään ongelmaan eli siihen, miten havaitsematon tulema voidaan arvioida.

Tutkielmassa hyödynnän kahta toisistaan poikkeavaa mutta samalla tukevaa mikroekonometrista menetelmää kontrafaktuaalin selvittämiseksi. Paneeliaineisto mahdollistaa lineaaristen ei-havaittavien vaikutusten paneelimallien hyödyntämisen. Tutkielmani tulosten perusteella tavallisista paneelimalleista kiinteiden vaikutusten (fixed effects) malli sopii parhaiten aineiston analysointiin. Tutkielman toisena menetelmänä käytän erotukset-erotuksissa -vertaistamista (Heckman ym. 1997). Jälkimmäinen menetelmä tekee Finnveran asiakkaaksi valikoitumisen, joka on vertailututkimuksissa oleellinen tekijä, läpinäkyvämmäksi. Käyn läpi molemmat menetelmät sekä tutkimusaineiston luvussa 3. Lisäksi tarkastelen menetelmien soveltuvuutta ja aineiston valikoitumista. Sovellan menetelmiä ja esittelen tuloksia luvussa 4. Perehdyn myös menetelmien soveltuvuuteen. Luku 5 kokoaa yhteen tutkielman johtopäätökset. Liite A sisältää määritelmiä ja lisäselityksiä lukujen 2 ja 3 avuksi. Liitteessä B on yleistietoa aineistosta sekä lisätuloksia lukuun 4.

Yhdistämällä markkinapuutteen ja vaikuttavuuden tarkastelun tutkielmani antaa yleiskatsauksen Finnveran kaltaisten valtiollisten rahoituslaitosten toiminnan perusteista. Erityisesti tuon kuitenkin lisäpanoksen juuri vaikuttavuuskeskusteluun. Valitsemani tilastolliset menetelmät perustuvat eri oletuksiin Finnveran asiakkaaksi valikoitumisesta. Näin voidaan kontrolloida kausaali vaikutusten estimoinnin kannalta oleellista valikoitumista eri tavoilla ja tarjota luotettavamman tulkinnan todellisesta syy-seuraussuhteesta (Blundell ja Costa Dias 2009).

Luku 2

Taustaa rahoitusmarkkinoista ja markkinapuutteesta

Valtion puuttuminen vapaan markkinatalouden toimintaan on ollut keskeinen tutkimuksen ja keskustelun aihe taloustieteilijöiden keskuudessa. Yleinen näkemys on, että valtion väliintulo on perusteltavissa, mikäli markkinat epäonnistuvat (market failure). Myös tuloerojen tasaamiseen tai kansalaisten terveydellisiin syihin perustuvat interventiot ovat perusteltuja. Tässä luvussa keskityn rahoitusmarkkinoiden toimintaan ja valtion markkinainterventioihin niin heuristisesta, empiirisestä kuin teoreettisestakin näkökulmasta. Tarkastelen, miten epäsymmetrinen informaatio vaikuttaa yrityslainojen kohdentumiseen. Jäljempänä puhun markkinoiden epäonnistumisen sijaan markkinapuutteesta, joka suomen kieleen tuntuu luontevammalta käsitteeltä.

2.1 Markkinapuute ja valtio sen korjaajana

Rahoitusmarkkinoilla on usein epäsymmetrisesti jakautunutta informaatiota: lainaa hakevalla yrityksellä on parempaa tietoa investointinsa tuottomahdollisuuksista ja siihen liittyvistä riskeistä kuin lainaa myöntävällä pankilla. Seuraus on, että pankeille ei ole yksinkertaista erotella yksittäisiä lainanhakijoita toisistaan. Yritysten erottelu on myös resurssi- ja kustannuskysymys. Täydellisen informaation vallitessa jokaisen lainanhakijan rahoituskustannukset perustuisivat tämän henkilökohtaiseen riskiprofiiliin, jolloin rahoitusmarkkinoilla vallitsisi tasapaino, jossa rahan kysyntä vastaisi rahan tarjontaa ja jokaiselle lainaajalle olisi oma korko (Rothschild ja Stiglitz 1976). Käytännössä tämä ei kuitenkaan toteudu. Ajatellaan esimerkkinä kahta yrittäjää A ja B, joiden investointien riskillisuus ja odotetut tuotot ovat samat. Yrittäjiä erottaa ainoastaan velkaa vastaan tarjottavien vakuuksien määrä. Oletetaan siis, että A:lla on tarjottavana pankille turvaavat vakuudet mutta B:llä ei ole vakuuksia

kuin osaan lainan määrästä. Mahdollinen seuraus on, että A saa rahoituksen ja B jää ilman lainaa eikä näin ollen voi toteuttaa investointiaan. Tällöin on mahdollista, että kansantalouden kannalta olisi järkevää, mikäli valtio takaisi osan yrittäjän B lainasta. On selvää, ettei tällaista takausta ole tarpeellista tehdä kaikissa olosuhteissa. Lisäksi täystakausta ei tulisi tehdä, koska tällöin pankin moraalikadon riski olisi huomattavan suuri.

Teknologisista innovaatioista aiheutuu usein positiivisia ulkoisvaikutuksia. Yhteiskunnan näkökulmasta tällaiset ulkoisvaikutukset ovat erittäin hyödyllisiä, koska ne lisäävät tuottavuutta ja siten kilpailukykyä. Samalla innovaatioiden kehitystyössä syntyy uutta osaamista, jota voidaan hyödyntää myös muissa projekteissa.

Empiiriset tutkimukset viittaavat siihen, että korkean riskin yritysten on hankalaa saada rahoitusta toimintansa alussa. Tällaisiin kuuluvat erityisesti korkean teknologian kehittämiseen erikoistuvat yritykset (Freel 2007, Carpenter ja Petersen 2002). Nuorille innovatiivisille yrityksille on ominaista, että t&k-toimintaan käytetyt investoinnit jäävät alle sosiaalisesti optimaalisen tason. Tämä johtuu siitä, että kehittelyn onnistuessa etenkin pienten ja keskisuurten (pk) yritysten on hankalaa suojella innovaatioitaan, jolloin ne eivät saa kehityksensä tuottamaa ylijäämää itselleen. Patentit tietysti lieventävät tätä ongelmaa. Muun muassa t&k-investointien positiiviset ulkoisvaikutukset ovat johtaneet siihen, että useimmissa maissa on valtionyhtiöitä tai valtion virastoja, jotka tukevat yrityksiä tämän tyyppisissä investoinneissa. Positiiviset ulkoisvaikutukset ovat myös keskeinen argumentti sille, että valtion väliintulo rahoitusmarkkinoille on perusteltavissa (Lerner 1999, 2002).

Lerner (1999, 2002) luettelee myös muita tilanteita, joissa valtion rajoitettu osallistuminen on hyväksyttävää ja toisaalta asioita, joita valtion tulisi ottaa huomioon rahoituspäätöksiä tehdessään. Hänen mukaansa valtio voisi rahoittaa toimialoja, joiden kasvupotentiaali on olemassa mutta jotka eivät vielä ole investoijien suosiossa. Tällöin valtion tarkoituksena olisi antaa yksityiselle sektorille signaali (certification) siitä, että yritys on rahoituskelpoinen. Lerner myös olettaa, että ensimmäisen rahoituksen signaalintivaikutus on korkein, minkä jälkeen signaalintihyöty on vähenevä.

On kuitenkin huomattava, että yksi rahoitus ei välttämättä poista epäsymmetrisen informaation aiheuttamaa epävarmuutta. On näet havaittu, että nuorilla pk-yrityksillä kestää Yhdysvalloissa lähes kymmenen vuotta ennen kuin pankki oppii tuntemaan asiakkaansa riskipiirteet (Berger ja Udell 2002). Tietyillä toimialoilla se voi kuitenkin olla liian pitkä aika. Carpenter ja Petersen (2002) korostavat, että korkean teknologian pk-yrityksille kymmenen vuotta on ikuisuus. He osoittavat, että juuri näille yrityksille ulkopuolisen pääoman hankkiminen on muita yrityksiä huomattavasti hankalampaa. Johtopäätös on, että korkean teknologian pk-yritysten varainhankinta ja siten kasvu voivat muodostua ongelmallisiksi, mikäli riskipääomaa sijoittavia tahoja (venture capital) on vähän.

Julkinen rahoitusyhtiö voisi lisäksi tasoittaa suhdanteiden aiheuttamia rahoitusongelmia. Suhdanteista riippuvaa rahoitusehtojen kiristymistä olisi mahdollista paikata valtion toimin. Näin turvattaisiin muutoin terveiden yritysten pidempiaikainen rahoitus. Lernerin (1999) mukaan on kuitenkin vältettävä lainoittamasta yrityksiä, jotka ovat saaneet valtiolta aikaisemmin lainaa tai vakuuksia. Ehdottomasti ennen uuden lainan myöntämistä on perusteellisesti tutkittava, miten lainoitus on vaikuttanut kyseisen yrityksen toimintaan ja tulokseen. Tämän voikin nähdä tutkielmani keskeisenä osa-alueena, vaikkakin keskityn kaikkiin Finnveran asiakkaisiin yksittäisten tapausten sijaan.

Edellä kuvattuihin tilanteisiin, joissa valtion interventio on hyväksyttävissä, on syytä suhtautua varauksellisesti. Yleinen vasta-argumentti valtion väliintulolle on, ettei se pysty näkemään potentiaalisia onnistujayrityksiä sen paremmin kuin yksityinen sektorikaan. Holtz-Eakin (2000) korostaa, ettei ole selvää näyttöä siitä, mikä on pk-yritysten optimaalinen konkurssiaste. Ei näet voida varmuudella osoittaa, ovatko valtion toimet pk-yritysten tukemisessa "oikealla" tasolla – ne saattavat olla liian mittavia tai liian vähäisiä. Hän myös mainitsee, että julkisen vallan toimilla ei pitäisi pyrkiä poistamaan yritysten epäonnistumisia. Tällainen ajattelumalli viittaa Schumpeterin ajatukseen luovasta tuhosta. Riippumatta julkisten toimenpiteiden tarpeellisuudesta yksimielisiä ollaan siitä, että julkinen rahoitus ei saa vääristää

kilpailua.

Taloustieteellisessä teoriakirjallisuudessa ollaan erimielisiä siitä, onko ulkopuolisen rahoituksen määrä yrityksille liian suurta vai liian vähäistä ja onko luotonanto rajoittunutta vai ei. Kaksi keskeistä tähän liittyvää artikkelia ovat Stiglitzin ja Weisin (1981) sekä de Mezan ja Webbin (1987) julkaisut. Ennen kuin esittelen näiden artikkelien mallit, määrittelen luotonannon rajoittamisen¹ käsitteen, jota käyttää muun muassa Baltensperger (1978). Se on oleellinen, kun puhun markkinapuutteesta yrityslainojen allokoimisessa.

Määritelmä 1. Luotonannon rajoittaminen: luotonhakijan kysyntä ylittää luotonantajan tarjonnan, vaikka luotonhakija on valmis maksamaan voimassa olevan markkinahinnan.

Luotonannon rajoittumista on perusteltu pankin tarjontakäyrän muodolla. Pyrkimyksenä on ollut selittää, miksi pankin tarjontakäyrä on joustamaton tai jopa taaksepäin kääntyvä (backward bending)(Baltensperger 1978). Päätelmän taustalla on ajatus haitallisesta valikoitumisesta, jolloin suurikaan koron nousu ei pysty kompensoimaan pankkia lainanhakijan korkealta maksukyvyttömyyden riskiltä.

Luotonannon rajoittamisen määritelmä ei suoraan kerro, onko kyse hetkellisestä vai pysyvistä ilmiöstä. On huomattava, että hetkellinen luotonannon rajoittaminen on lähes selvä ilmiö. Esimerkkinä voidaan ajatella Lehman Brothersin konkurssista alkanutta paniikkia rahoitusmarkkinoilla. Pankit kokivat tappioita sijoituksistaan ja luottamus niiden välisellä rahamarkkinalla katosi, mikä näkyi pankkien välisten vakuudettomien ja vakuudellisten lainojen korkojen erotuksena. Omien pääomien hupeneminen pakotti pankit vähentämään luotonantoaan, jotta ne pystyisivät pitämään kiinni vakavaraisuussäännöksistä. Ketjureaktio johti suoraan luotonannon rajoittumiseen. Yleisesti siis epävarmuutta aiheuttava shokki rahoitusmarkkinoilla saattaa johtaa luotonannon rajoittamiseen. Tässä tilanteessa, kuten Cressy (2002)

¹Käytetään myös nimitystä luoton säännöstely. Koska historiallisista syistä säännöstely saataan ymmärtää valtion asettamiksi rajoitteiksi, puhun tässä työssä luotonannon rajoittamisesta. Käytän lisäksi rajoittamista ja rajoittumista synonyymien tapaan, vaikkakin ne eivät käsitteellisesti tarkoita täysin samaa.

argumentoi, ei ole kyse markkinapuutteesta. Näin ollen valtion väliintulolle ole syytä. Toisaalta juuri tällaisessa tilanteessa valtion joustavampi rahoituspolitiikka voisi auttaa yrityksiä selviämään suhdannekuopan yli. Mitä ilmeisimmin Cressy (2002) tarkoittaa, että markkinoiden pitäisi antaa itse korjata shokin seurauksena syntyvä hetkellinen epätasapaino. Näin arvioituna hänen näkemyksensä on hyvin ei-keynesiläinen.

2.2 Kaksi teoreettista mallia epäsymmetrisestä informaatiosta ja sen seurauksista luotonannolle

Tässä osassa käyn läpi kaksi teoreettista mallia, jotka käsittelevät epäsymmetristä informaatiota ja sen vaikutuksia luotonannon määrään. Näistä ensimmäinen on alan kirjallisuudessa keskeisen aseman saavuttanut Stiglitz-Weiss-malli (SW-malli, Stiglitz ja Weiss 1981) ja toinen de Meza-Webb-malli (MW-malli, de Meza ja Webb 1987). MW-mallin olen valinnut SW-mallin vastapainoksi erityisesti siksi, että siinä tarkastellaan pitkälti samanlaista tilannetta kuin SW-mallissa ja päädytään täysin päinvastaiseen lopputulokseen.

Tarkasteluissa pyrin tuomaan esille muutamia keskeisiä asioita. Ensinnäkin teoreettisissa malleissa joudutaan aina tekemään oletuksia, joiden mielekkyyttä ja rajoitavuutta käsittelen mallien yhteydessä. On mielenkiintoista havaita, miten pienet muutokset mallien oletuksissa saattavat vaikuttaa lopputuloksiin hyvin merkittävästi. Kokonaisuudessaan rahoitusmarkkinoilla vallitsevat mahdolliset puutteet toimivat perusteluina valtion väliintulolle.

2.2.1 Stiglitz-Weiss-malli (1981)

Kilpailullisilla markkinoilla hinta sopeutuu siten, että kysyntä ja tarjonta ovat tasapainossa. Kuitenkin todellisuudessa lainoista on ylikysyntää. Rahoitusmarkkinoiden epätasapainon voi jakaa lyhyen ja pitkän aikavälin epätasapainoihin. Lyhyel-

lä aikavälillä ulkoiset shokit saattavat vaikuttaa tasapainoon. Pitkällä aikavälillä epätasapainon voivat aiheuttaa esimerkiksi valtion lainsäädännölliset toimet, kuten vakavaraisuussäännökset.

Stiglitz ja Weiss (1981) tarkastelevat erilaisia lähtökohtia, joissa luotonannon rajoittamista ilmenee. Ajatuksena on, että korko vaikuttaa sekä potentiaalisten lainanhakijoiden joukkoon että heidän kannustimiinsa. Taustana tälle on, että pankeilla on epätäydellinen informaatio asiakkaistaan. Tärkeänä oletuksena on, että pankit eivät pyri aktiivisesti selvittämään asiakkaidensa riskiprofilia (no screening). Oletusta voidaan pitää melko epärealistisena.

SW-mallin tulokset voidaan osoittaa peliteorian avulla. Peliteoreettinen mallinnus on haastavaa, koska pankkien kilpailu on “kaksisuuntainen” – kilpailua on sekä talletus- että lainamarkkinoilla. Mallinnus perustuu useimmin hinta- kuin määräkilpailuun. Bertrand-kilpailun muotoja onkin yhdistetty pankkien väliseen kilpailuun (ks. esim. Stahl 1988 tai Arnold 2011). Stiglitz ja Weiss (1981) eivät mallinna pankkien kilpailua modernin peliteorian keinoin, minkä jätän myös tästä esityksestä pois. Sen sijaan teen muutaman matemaattista mallinnusta helpottavan oletuksen ja todistan SW-mallin keskeisimmät tulokset. Alkuperäisen artikkelin teoreemien todistukset ovat erittäin suppeita, joten olen halunnut avata ne ymmärrettävään muotoon.

SW-mallin matemaattinen esittely

Stiglitz ja Weiss (1981) olettavat ensisijaisesti, että pankkeja on useita ja yrittäjiä on diskreetti määrä. Olen kuitenkin tehnyt oletuksen yrittäjien jatkumosta, koska haluan todistaa mallin implikoimat tulokset derivoimalla. Jakson loppupuolella keskustelen lyhyesti mallin muista mahdollisista muotoiluista.

Mallissa kaikki toimijat ovat riskineutraaleja ja maksimoivat voittoa. Pankkien voitonmaksimointi perustuu lainakoron asettamiseen ja vaadittujen vakuuksien määrään. Yrittäjät puolestaan valitsevat investointiprojektinsa voittonsa maksimomiseksi. Pankit kilpailevat keskenään asettamansa lainakoron kautta. Mallinnusta helpottaa oletus, että talletuskorko määräytyy pankkien kilpailullisuudesta seuraa-

van nollavoitto-ehdon kautta eikä talletusten määrä ole riippuvainen tästä korosta. Tarkemmin sanottuna pankin lainattavien varojen, jotka kerätään pelkästään tallettajilta, saanti ei riipu myönnettävien lainojen korosta.

Oletetaan, että jokainen yrittäjä hakee rahoitusta investoinnilleen. Merkitään yrittäjän i investoinnin riskiä θ_i . Jokaisen investoinnin tuotto R noudattaa jatkuvaa todennäköisyysjakaumaa $F(R, \theta_i)$, joka riippuu investoijan i riskistä. Tällä jaksamalla on tiheysfunktio $f(R, \theta_i)$. Oletetaan, että R saa arvoja väliltä $[0, R_m]$. Tämä oletus poikkeaa alkuperäisestä artikkelista, jossa ylärajaa ei suoraan ole määritelty. Tuoton yläraja yksinkertaistaa alla olevia todistuksia mutta ei vaikuta tuloksiin tai tulkintoihin.

Epäsymmetrisen informaation oletus on, että pankit pystyvät erottelemaan tuotto-odotuksiltaan poikkeavat investoinnit toisistaan mutta eivät yksittäisen investoinnin riskiä. Näin ollen tarkastellaan juuri tuotto-odotuksiltaan identtisiä hankkeita. Yrittäjien riskillisyyserot otetaan huomioon olettamalla, että investoinnit eroavat toisistaan keskiarvon säilyttävän hajonnan (mean preserving spread)² suhteen. Mikäli $\theta_i > \theta_j$ niin sanotaan, että yrittäjän i hankeessa on suurempi riski kuin yrittäjän j . Oletus tuottojen samoista odotusarvoista voidaan esittää muodossa

$$\int_0^{R_m} Rf(R, \theta_i) dR = \int_0^{R_m} Rf(R, \theta_j) dR. \quad (2.1)$$

Keskiarvon säilyttävän hajonnan ominaisuuksista seuraa, että kaikilla $0 \leq x \leq R_m$ pätee

$$\int_0^x F(R, \theta_i) dR \geq \int_0^x F(R, \theta_j) dR. \quad (2.2)$$

Yksinkertaisimmillaan voidaan ajatella, että tiheysfunktion $f(R, \theta_i)$ hännät ovat paksummat kuin tiheysfunktion $f(R, \theta_j)$ ja että kertymäfunktion integraaleille pätee lisäksi ehto (2.2). Ehtojen (2.1) ja (2.2) pätiessä sanotaan, että yrittäjän i investoinnin tuotto on keskiarvon säilyttävä hajonta yrittäjän j tuoton suhteen. Tämä on puhtaasti matemaattinen määritelmä riskille. Määrittelystä seuraa muun muassa,

²Katso liite A.1.

että yrittäjän i investoinnin tuoton varianssi on suurempi.

Jokaisella yrittäjällä on antaa C yksikköä velan vakuudeksi. Investoinnin kustannus B lainataan kokonaan pankista. Lisäksi oletetaan rajoitetun vastuun periaate, eli yrittäjä voi enimmillään menettää vakuutensa C kokonaan. Näiden ja edellä esitettyjen oletusten perusteella yrittäjän ja pankin tulot yhdelle lainalle voidaan kirjoittaa muodossa

$$\pi_i(R, r) = \max[R - (1 + r)B; -C] \quad (2.3)$$

$$\pi_p(R, r) = \min[R + C; (1 + r)B] - (1 + \eta)B. \quad (2.4)$$

Mikäli siis projekti epäonnistuu, eli $R + C \leq (1 + r)B$, niin saatu tuotto R käytetään velan lyhentämiseen. Tässä η on riskitön talletuskorko ja r on lainan korko, jonka voidaan osoittaa olevan sama kaikille yrittäjille. Tämä on seurausta oletuksesta, että pankit eivät pysty erottelemaan tarkasteltavaa lainanhakijajoukkoa, jolloin kaikki yrittäjät saavat saman koron. Yhtälön (2.4) viimeinen termi kuvastaa sitä, että pankki hankkii lainattavat varat tallettajilta riskittömällä korolla.

Seuraavaksi osoitetaan kohta kohdalta, että tehdyillä oletuksilla luotonannon rajoittuminen on mahdollista. Lauseiden muotoilu noudattaa pitkälti Stiglitzin ja Weissin (1981) teoreemoja.

Lause 1. *Annetulla korolla \hat{r} yrityksen investoinnin odotettu tuotto kasvaa, kun riskit kasvavat.*

Todistus. Yksikään rationaalinen yrittäjä ei tee investointia, ellei sen odotettu tuotto ole vähintään vaihtoehtoiskustannuksen arvoinen. Odotettu tuotto yrittäjälle i voidaan määritellä yhtälöstä

$$E[\pi_i(\hat{r}, \theta_i)] = \int_0^{R_m} \max[R - (1 + \hat{r})B; -C] f(R, \theta_i) dR \geq 0. \quad (2.5)$$

Tässä oletetaan vakuuden C olevan jotakin, mitä yrittäjä ei halua likvidoida, esimerkiksi asunto. Muussa tapauksessa vaihtoehtoiskustannus olisi $(1 + \eta)C$.

Tarkastellaan odotetun tuoton muutosta, kun riski kasvaa. Märitellään indikaat-

torifunktio $\chi_{[0,R_m]}$ siten, että $\chi_{[0,R_m]} = 1$, kun $R \geq (1+r)B - C$ ja $\chi_{[0,R_m]} = 0$ muulloin³. Käyttämällä indikaattorifunktiota ja osittaisintegrointia yhtälö (2.5) saadaan lausuttua muodossa

$$\begin{aligned}
E[\pi_i(\hat{r}, \theta_i)] &= \int_0^{R_m} \max[R - (1 + \hat{r})B; -C] f(R, \theta_i) dR \\
&= \int_0^{R_m} \chi_{[0,R_m]} [R - (1 + \hat{r})B] f(R, \theta_i) dR - \int_0^{R_m} (1 - \chi_{[0,R_m]}) C f(R, \theta_i) dR \\
&= \int_{(1+\hat{r})B-C}^{R_m} [R - (1 + \hat{r})B] f(R, \theta_i) dR - \int_0^{(1+\hat{r})B-C} C f(R, \theta_i) dR \\
&= R_m F(R_m, \theta_i) - (1 + \hat{r})B F(R_m, \theta_i) + C F((1 + \hat{r})B - C; \theta_i) \\
&\quad - \int_{(1+\hat{r})B-C}^{R_m} F(R, \theta_i) dR - C F((1 + \hat{r})B - C; \theta_i) \\
&= R_m - (1 + \hat{r})B - \int_{(1+\hat{r})B-C}^{R_m} F(R, \theta_i) dR.
\end{aligned}$$

Näin odotettu tuotto on saatu esitettyä laskennallisesti yksinkertaisemmassa muodossa, joten lasketaan sen osittaisderivaatta riskin suhteen:⁴

$$\begin{aligned}
\frac{\partial E[\pi_i(\hat{r}, \theta_i)]}{\partial \theta_i} &= - \frac{\partial}{\partial \theta_i} \int_{(1+\hat{r})B-C}^{R_m} F(R, \theta_i) dR \\
&= - \frac{\partial}{\partial \theta_i} \left[\int_0^{R_m} F(R, \theta_i) dR - \int_0^{(1+\hat{r})B-C} F(R, \theta_i) dR \right] \\
&= - \underbrace{\int_0^{R_m} \frac{\partial F(R, \theta_i)}{\partial \theta_i} dR}_{=0} + \underbrace{\int_0^{(1+\hat{r})B-C} \frac{\partial F(R, \theta_i)}{\partial \theta_i} dR}_{\geq 0} \geq 0.
\end{aligned}$$

Viimeiset tulokset seuraavat keskiarvon säilyttävän hajonnan ehdoista.⁵ □

³Reaaliakselin väli $[0, R_m]$ on Borel-joukkona mitallinen. Tästä seuraa, että indikaattorifunktio $\chi_{[0,R_m]}$ on mitallinen. Näin ollen integraali on hyvin määritelty.

⁴Yleisessä tapauksessa on riittävä vaatia, että F :n gradientti ∇F on jatkuva ja että on olemassa ei-negatiivinen integroitava satunnaismuuttuja H , jolle pätee $|\nabla F| < H$. Tällöin integroinnin ja derivoinnin järjestyksen vaihtaminen on sallittu. Ilman perusteluja tässä työssä oletan, että järjestystä vaihdettaessa nämä ehdot täyttyvät.

⁵Tämä nähdään seuraavasti. Oletetaan $\varepsilon > 0$. Merkitään, että $\theta_i = \theta_j + \varepsilon$, jolloin yhtälö (2.1) saadaan muotoon $\int_0^{R_m} R[f(R, \theta_j + \varepsilon) - f(R, \theta_j)] dR = 0$. Käyttämällä osittaisintegrointia saadaan, että $0 = \int_0^{R_m} R[F(R, \theta_j + \varepsilon) - F(R, \theta_j)] - \int_0^{R_m} [F(R, \theta_j + \varepsilon) - F(R, \theta_j)] dR = - \int_0^{R_m} [F(R, \theta_j + \varepsilon) - F(R, \theta_j)] dR$. Jaetaan tämä ε ja annetaan sen lähestyä nollaa. Siis $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \int_0^{R_m} \frac{F(R, \theta_j + \varepsilon) - F(R, \theta_j)}{\varepsilon} dR = 0$. Rajankäynnin ja integroinnin järjestyksen vaihtamalla se-

SW-malli on siis määritelty siten, että riskillisemmän yrittäjän odotettu tuotto on riskittömämpää yrittäjää korkeampi. Seuraava lause kuvastaa mallin ominaisuutta haitallisesta valikoitumisesta. Siinä tarkastellaan, miten marginaalilainaaajan riskillisyyttä muuttuu, kun lainasta perittävä korko kasvaa. Marginaalilainaaaja on se yrittäjä, joka on indifferentti investoinnin ja vaihtoehtoiskustannuksen välillä.

Lause 2. *Kun pankin korko nousee, marginaalilainaaajan riskillisyyttä kasvaa.*

Todistus. Koska marginaalilainaaaja on indifferentti investoinnin ja vaihtoehtoiskustannuksen suhteen, pätee tälle yhtälö (2.5) yhtäsuuruutena. Marginaalilainaaajan investoinnin riski on $\hat{\theta}$.

Aputuloksena lauseen todistamiselle lasketaan ensin odotetun tuoton muutos, kun korko muuttuu. Hyödyntämällä lauseen 1 todistuksen identiteettiä odotetulle tuotolle sekä Leibnitzin sääntöä⁶ saadaan

$$\frac{\partial \mathbb{E}[\pi_i(\hat{r}, \hat{\theta})]}{\partial \hat{r}} = B \left[F((1 + \hat{r})B - C; \hat{\theta}) - 1 \right] < 0.$$

Epäyhtälö seuraa suoraan kertymäfunktion ominaisuuksista. Nyt lauseen väite saadaan laskemalla kokonaisdifferentiaali

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathbb{E}[\pi_i(\hat{r}, \hat{\theta})]}{\partial \hat{r}} d\hat{r} + \frac{\partial \mathbb{E}[\pi_i(\hat{r}, \hat{\theta})]}{\partial \hat{\theta}} d\hat{\theta} &= 0 \Leftrightarrow \\ \frac{d\hat{\theta}}{d\hat{r}} &= - \frac{\frac{\partial \mathbb{E}[\pi_i(\hat{r}, \hat{\theta})]}{\partial \hat{r}}}{\frac{\partial \mathbb{E}[\pi_i(\hat{r}, \hat{\theta})]}{\partial \hat{\theta}}} > 0. \end{aligned}$$

Epäyhtälö seuraa lauseesta (1) ja edellä olevasta aputuloksesta. Kokonaisdifferentiaali on nolla, koska marginaalilainaaaja on indifferentti investointinsa suhteen. \square

Lauseet 1 ja 2 kuvaavat yritysten käyttäytymistä. Lause 3 yhdistää asiakkaiden

kä derivaatan määritelmää käyttämällä huomataan, että erityisesti pätee $\int_0^{R_m} \frac{\partial F(R, \theta_i)}{\partial \theta_i} dR = 0$. Epäyhtälön perustelu saadaan vastaavalla päättelyllä hyödyntäen yhtälöä (2.2).

⁶Leibnitzin sääntö derivoinnin ja integroinnin vaihdannaisuudelle:
 $\frac{\partial}{\partial x} \int_{h(x)}^{g(x)} f(y, x) dy = \int_{h(x)}^{g(x)} \frac{\partial f(y, x)}{\partial x} dy + f(g(x), x) \frac{\partial g(x)}{\partial x} - f(h(x), x) \frac{\partial h(x)}{\partial x}$. Alaviitteen 4 lisäksi nyt on pädetävä, että $h(x)$ ja $g(x)$ ovat jatkuvia ja että niillä ovat jatkuvat derivaatat.

riskillisyyden pankkien tuottoihin. Myös tässä lauseessa oletus keskiarvon säilyttävästä hajonnasta riskillisyyden mittarina on erittäin olennainen.

Lause 3. *Pankin odotettu tuotto on vähenevä asiakkaan riskillisyyden suhteen.*

Todistus. Pankin odotettu tuotto yrittäjän i lainasta on

$$E[\pi_p(\hat{r}, \theta_i)] = \int_0^{R_m} \min[R + C; (1 + \hat{r})B] f(R, \theta_i) dR - (1 + \eta)B. \quad (2.6)$$

Vastaavilla perusteluilla kuin lauseen 1 todistuksessa voidaan tämä kirjoittaa muodossa

$$E[\pi_p(\hat{r}, \theta_i)] = (1 + \hat{r})B - \int_0^{(1+\hat{r})B-C} F(R, \theta_i) dR - (1 + \eta)B.$$

Laskemalla osittaisderivaatta asiakkaan riskin suhteen saadaan

$$\frac{\partial E[\pi_p(\hat{r}, \theta_i)]}{\partial \theta_i} = - \int_0^{(1+\hat{r})B-C} \frac{\partial F(R, \theta_i)}{\partial \theta_i} dR \leq 0,$$

missä epäyhtälö seuraa alaviitteessä 5 osoitetuista karakterisaatioista keskiarvon säilyttävälle hajonnalle. \square

Kilpailullisilla markkinoilla pankki on kiinnostunut lainojensa keskimääräisestä tuotosta. Toisin sanoen pankin ei kannata myöntää uutta lainaa, mikäli tämän seurauksena keskimääräinen odotettu tuotto laskee. Seuraava lause osoittaa, ettei odotettu tuotto ole välttämättä aidosti kasvava koron muutoksen suhteen. Syynä tähän on haitallinen valikoituminen – koron nousun seurauksena lainaa hakevien yrittäjien joukko muuttuu riskillisemmäksi. Lauseen todistuksessa käytetään nyt oletusta, että riskitön korko ei riipu lainoista perittävästä korosta. Oletus on laskua yksinkertaistava ja osittain jopa realistinen, sillä pankkien marginaalit vaihtelevat ajassa.

Lause 4. *Jos investointihankkeita on jatkumo, voi pankin keskimääräinen odotettu tuotto laskea koron noustessa.*

Todistus. Lauseen 2 tuloksesta tiedetään, että marginaalilainaaajan investoinnin riskillisyyys $\hat{\theta}$ riippuu korosta \hat{r} . Riskillisyydellä on jatkuva todennäköisyysjakauma

$G(\theta)$, koska investointeja on jatkumo. Tällä on lisäksi tiheysfunktio $g(\theta)$. Riskiparametri θ saa arvoja väliltä $[a, b] \in \mathbb{R}$. Pankin odotettu tuotto kiinteällä korolla ja riskillä saadaan yhtälöstä (2.6). Näin ollen kaikkien lainojen keskimääräinen odotettu tuotto pankille on

$$\delta(\hat{r}) = \frac{\int_{\hat{\theta}(\hat{r})}^b \mathbb{E}[\pi_p(\hat{r}, \theta)] g(\theta) d\theta}{1 - G(\hat{\theta})}. \quad (2.7)$$

Integraaleista huolimatta tämä on aivan tavallinen keskiarvon lasku. Kiinteä korko seuraa kilpailullisuudesta, minkä jälkeen “summataan” kaikkien lainanhakijoiden pankille tuottamat odotetut tuotot yhteen ja jaetaan luottoa saavien lukumäärällä.

Mielenkiinnon kohteena on koron muutoksen vaikutus keskimääräiseen tuottoon. Näin ollen lasketaan funktion $\delta(\hat{r})$ derivaatta koron suhteen. Laskussa käytetään Leibnitzin sääntöä ja lauseessa 3 esitettyä muotoa pankin odotetulle tuotolle.

$$\begin{aligned} \frac{d\delta(\hat{r})}{d\hat{r}} &= \frac{\left[\int_{\hat{\theta}(\hat{r})}^b \frac{\partial \mathbb{E}[\pi_p(\hat{r}, \theta)]}{\partial \hat{r}} g(\theta) d\theta - \mathbb{E}[\pi_p(\hat{r}, \hat{\theta})] g(\hat{\theta}) \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \hat{r}} \right] (1 - G(\hat{\theta}))}{(1 - G(\hat{\theta}))^2} \\ &\quad + \frac{g(\hat{\theta}) \int_{\hat{\theta}(\hat{r})}^b \mathbb{E}[\pi_p(\hat{r}, \theta)] g(\theta) d\theta}{(1 - G(\hat{\theta}))^2} \\ &= - \frac{g(\hat{\theta})}{1 - G(\hat{\theta})} \left[\mathbb{E}[\pi_p(\hat{r}, \hat{\theta})] - \delta(\hat{r}) \right] \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \hat{r}} + \frac{\int_{\hat{\theta}(\hat{r})}^b \frac{\partial \mathbb{E}[\pi_p(\hat{r}, \theta)]}{\partial \hat{r}} g(\theta) d\theta}{1 - G(\hat{\theta})} \\ &= - \frac{g(\hat{\theta})}{1 - G(\hat{\theta})} \left[\mathbb{E}[\pi_p(\hat{r}, \hat{\theta})] - \delta(\hat{r}) \right] \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \hat{r}} \\ &\quad + \frac{B \int_{\hat{\theta}(\hat{r})}^b \left[1 - F((1 + \hat{r})B - C; \theta) \right] g(\theta) d\theta}{1 - G(\hat{\theta})}. \end{aligned} \quad (2.8)$$

Lauseesta 3 seuraa, että yhtälön (2.8) oikean puolen ensimmäinen termi on negatiivinen. Tämä termi vastaa koron muutoksen vaikutusta lainanhakijoiden joukkoon. Negatiivisuutta määrittää erotuksen $\mathbb{E}[\pi_p(\hat{r}, \hat{\theta})] - \delta(\hat{r})$ suuruus, missä ensimmäinen tekijä vastaa odotettua tuottoa hakijoiden keskuudessa turvallisimmalle lainalle. Turvallisin luotonhakija on yrittäjä, jonka odotettu tuotto hänelle itselleen on nolla. Vastaavasti jälkimmäinen tekijä kuvaa keskimääräistä odotettua tuottoa

pankille. Huomataan, että lause 3 takaa tämän erotuksen positiivisuuden. Yhtälön jälkimmäinen termi kuvastaa keskimääräisen tuoton muutosta, kun lainanhakijoiden joukko pidetään kiinnitettynä. Tämä termi on positiivinen. Koron nousulla on siis kaksi vastakkaismerkkistä vaikutusta pankin keskimääräiseen tuloon. Koron noustessa lainanhakijoiden joukko muuttuu yhtäältä riskillisemmäksi, jolloin odotetut tulot laskevat. Toisaalta koron nousulla on suora positiivinen vaikutus tuloihin. Näin ollen korkomuutoksen vaikutus keskimääräiseen tuottoon voi olla positiivinen tai negatiivinen. \square

Lause 4 kuvastaa siis sitä, että pankin ei välttämättä kannata nostaa korkoa. SW-mallin keskeinen tulos on kuitenkin se, että luotonanto voi olla rajoitettua mallin tasapainossa. Seuraava lause yhdistää lauseen 4 tuloksen luotonannon rajoittumiseen. Tämän lauseen todistuksen esittävät myös Stiglitz ja Weiss (1981).

Lause 5. *Olkkoon r^w Walrasin tasapainon korko. Jos on olemassa korkotasoa r^* siten, että $\delta(r^*) > \delta(r^w)$, niin kilpailullinen tasapaino edellyttää luotonannon rajoittumista.*

Todistus. Walrasin tasapainossa määritelmän mukaan kysyntä vastaa tarjontaa. Oletetaan, että markkinoilla on tasapainokorkotasoa r^w . Nyt yksi pankki laskee koron tasolle r^* , minkä seurauksena se havaitsee keskimääräisen tuottonsa kasvavan (tämä on mahdollista lauseen 4 mukaan). Koronlaskun seurauksena pankin lainanhakijajoukko muuttuu turvallisemmaksi (lause 2). Tällainen tilanne ei kuitenkaan voi olla pysyvä, koska yksi pankki tekisi muita parempaa tulosta pienemmällä riskillä. Näin ollen kaikki laskevat korkonsa tasolle r^* , missä pätee $\frac{d\delta(r^*)}{dr^*} = 0$. Lainan voidaan olettaa olevan normaalihyödyke, joten kysyntä kasvaa, kun hinta halpenee. Yksikään pankki ei kuitenkaan ole halukas nostamaan korkoa, koska sen keskimääräinen tuotto pienenee. Täten luotonannon rajoittamista ilmenee, mikäli korolla r^* lainojen kysyntä ylittää niiden tarjonnan. Tämä on yhtäpitävää sen kanssa, että kysyntäkäyrä on vähenevä välillä $[r^*, r^w]$. \square

Tehdyillä oletuksilla luotonannon rajoittuminen on mahdollista. Pankin ei siis välttämättä kannata nostaa korkoa vaan olla lainaamatta osalle heidän näkökulmastaan identtisistä yrityksistä. Tulokset eivät kuitenkaan väitä, että luotonanto olisi välttämättä rajoitettua, vaan epäsymmetrinen informaatio yhdistettynä tehtyihin oletuksiin yrittäjien riskillisyydestä voi johtaa todellisuudessa havaittavaan tilanteeseen luotonannon rajoittamisesta. De Meza ja Webb (1987) lisäksi osoittavat, vastakohtana heidän mallilleen, että SW-mallissa investoinnit jäävät jälkeen sosiaalisesti optimaalisesta määrästä. Koska tulos on teoreettiselta kannalta mielenkiintoinen tutkielmani empiirisessä osassa, esitän myös tämän tuloksen lauseena.

Lause 6. *Mikäli talletusten määrä on ei-vähenevä talletuskoron η suhteen, on investointiaste sosiaalisen optimaalitason alapuolella.*

Todistus. Ks. de Meza ja Webb (1987, s. 287–288) tai jäljempänä lause 8. □

Lauseen 6 tulos pätee riippumatta siitä, onko luotonannon rajoittumista vai ei. Lopputulokseen pääseminen vaatii oletuksen, että talletusten määrä on koron η suhteen ei-vähenevä. Oletus voi joissain tilanteissa olla kyseenalainen. Karas ym. (2009) ovat Venäjää koskevalla aineistollaan osoittaneet, että huonosti pääomitetut pankit kohtaavat laskevan talletuskäyrän. Mikäli talletuskorko on alaspäin kääntyvä, investoinnit ovat käsitellyn mallin tilanteessa sosiaalista optimia alhaisemmat.

SW-mallin vaihtoehtoisia määritelmiä

Edellisessä kappaleessa olen käynyt läpi SW-mallin siinä tapauksessa, että pankin korko erottelee lainanhakijoita. Tein oletuksen yrittäjien määrän jatkumosta, jotta lauseiden todistukset olisivat suoraviivaisempia. Oletus ylinumeroituvasta määrästä odotusarvoisesti yhtä tuottavia investointeja ei ole kovin realistinen. Stiglitz ja Weiss (1981) osoittavat, että lauseet 4 ja 5 pätevät myös diskreetille joukolle lainanhakijoita. Myös yrittäjien erilainen suhtautuminen riskiin saattaa tuottaa luotonannon rajoittamista implikoivan korkotason.

Korkotason voidaan ajatella olevan kannustinväline yrittäjille. SW-mallin oletusten vallitessa myös tällainen kannustinvaikutus saattaa johtaa siihen, että pankkien

on optimaalista rajoittaa luotonantoa. Syynä tähän on, että korkeampi korko kannustaa riskillisempiin investointeihin. Mikäli yrittäjällä on valittavana kahden riskiltään poikkeavan projektin väliltä, valitsee hän näistä koron noustessa mahdollisesti riskillisemmän. Tämä puolestaan saattaa johtaa pankin odotetun tuoton laskuun. On huomattava, että riskinkaihtaja ei valitse riskillisempää hanketta, joten tämä pätee erityisesti riskineutraalille yrittäjälle.

Vakuusvaatimuksen korottaminen saattaisi vähentää lainojen kysyntää ja kurssiriskiä ja näin korottaa pankkien tuottoja. Kirjoittajat kuitenkin huomauttavat, että mikäli yrittäjien absoluuttinen riskinkaihtaminen⁷ vähenee varallisuuden kasvaessa, niin vakuusvaatimusten nostaminen tekee lainanhakijoiden joukosta riskillisemmän. Tämän seurauksen pankin saattaa olla kannattavaa rajoittaa lainanantoaan. Wette (1983) osoittaa, että lainananto voi olla rajoitettua, vaikka yrittäjät olisivat riskineutraaleja.

Stiglitz ja Weiss (1981) käsittelevät myös tapausta, jossa keskimääräisellä tuotolla saattaa olla useampi lokaali maksimipiste (vertaa lause 4). Tällöin heidän mukaansa markkinoilla on korkeintaan kaksi korkoa, joista alhaisemmalla vallitsee luotonannon rajoittuminen. Arnold ja Riley (2009) osoittavat, että yhden koron tapauksessa luotonannon rajoittamista ei synny. Seurauksena on, että korkeamman riskin yrittäjien lainansaanti ei välttämättä olekaan rajoitettua. Sitä vastoin Agur (2010) argumentoi, että Arnoldin ja Rileyn (2009) lopputulos seuraa epärealistisesta oletuksesta koskien pankkien kilpailua. Hän osoittaa, että SW-oletus luotonannon rajoittamisesta yhdellä korolla voi olla perusteltu. Tämä kaikki kuvastaa vain sitä, että keskustelu vanhojen teorioiden paikkansapitävyydestä jatkuu edelleen.

2.2.2 De Meza-Webb-malli (1987)

Tässä osassa käyn läpi de Mezan ja Webbin mallin (1987). He esittivät mallinsa kriittikkinä edellä esitellylle SW-mallille. SW-mallin ajatus pohjautuu Akerlofin (1970) periaatteeseen, jonka mukaan huonot projektit syrjäyttävät hyvät projektit (market

⁷Tällöin oletettava, että yrittäjät ovat riskinkaihtajia.

for lemons). Sitä vastoin MW-mallin oletuksista seuraa, että tasapainossa ei ole luotonannon rajoittumista. Lisäksi talouden investoinnit ovat liian suuret suhteessa sosiaalisesti optimaaliseen määrään. Nämä tulokset seuraavat siitä, että MW-mallissa kannattavat investoinnit tuovat mukanaan myös huonoja investointeja.

De Meza ja Webb (1987) tarkastelevat investointeja, joilla on vain kaksi mahdollista lopputulemaa – hyvä ja huono. Stiglitz ja Weiss (1981) osoittavat, että heidän mallinsa saattaa johtaa luotonannon rajoittumiseen myös tässä tilanteessa. Seuraavaksi nähdään, että MW-mallissa näin ei käy. Poiketen Stiglitzin ja Weissin (1981) esitystavasta de Meza ja Webb (1987) todistavat mallinsa tulokset, jotka seuraavaksi esittelen.

MW-mallin matemaattinen esittely

MW-mallin perusrakenne on samankaltainen kuin SW-mallin. Toisin sanoen pankit ja yrittäjät ovat riskineutraaleja. Lisäksi pankkien välinen kilpailutilanne on SW-mallin kaltainen. Yrittäjät, joita on niin ikään jatkumo, haluaisivat tehdä investoinnin ensimmäisen periodin aikana ja sekä saada tuottoa että maksaa velkansa takaisin toisella periodilla. Jokaisen investoinnin kustannus on K ja kaikkien yrittäjien alkuvarallisuus on W .

Vaaditaan, että ennen luoton myöntämistä yritykset pystytään erottelemaan investointien ex-post tuottojen perusteella. Seuraavassa tarkastellaan nimenomaan yritysjoukkoa, jolla on onnistuessaan sama tuotto R_s ja epäonnistuessaan R_f . Tämä eroaa SW-mallista, jossa investointien tuottojen odotusarvot oletettiin tunnetuiksi. Voidaan osoittaa, että markkinoilla ei ole eriytyviä tasapainoja vaan kaikki yrittäjät ovat hinnan ottajia yhdellä ja samalla korolla r . Kuten SW-mallissa tämä on seurausta siitä, etteivät pankit pysty erottelemaan lainanhakijajoukkoa.

Yrittäjiä erottaa investointien onnistumistodennäköisyys. Yrittäjälle i se on $P_i(R_s)$, jossa $P_i : \{R_f, R_s\} \rightarrow [0, 1]$ on todennäköisyysmitta kaikilla i . Yrittäjän i investoinnin onnistumisen todennäköisyys on parempi kuin yrittäjän j , mikäli pätee, että $P_i(R_s) > P_j(R_s)$. Epäsymmetrinen informaatio mallissa otetaan huomioon olettamalla, että pankeilla ei ole tietoa yksittäisen yrittäjän onnistumistodennäköisyydes-

tä. Pankit kuitenkin tuntevat onnistumistodennäköisyyden jakauman $F(P_i)$ yrittäjäkunnassa⁸. Koska yrittäjiä on jatkumo, jolloin myös todennäköisyyksiä voi olettaa olevan jatkumo, voidaan jakauman tiheysfunktio esittää derivaattana kertymäfunktioista $F(P_i)$ muodossa $f(P_i)$.

Tehdäkseen investoinnin yrittäjän on hankittava ulkopuolista rahoitusta. Investoinnin kustannus ja oma alkuvarallisuus huomioon ottaen velkaa tarvitaan $B = K - W$, mikäli investointi halutaan toteuttaa. Oletetaan, että ulkopuolinen rahoitus haetaan pankista, jolloin lainanhoitokustannukset ovat SW-mallin tapaan $(1 + r)B$. On myös luonnollista olettaa, että investoinnin onnistuessa tuotto yrittäjälle on suurempi kuin velasta maksettavat kulut. Toisaalta mikäli investointi epäonnistuu, on hänen saamansa tuotto pienempi kuin velanhoitokustannukset. Tällöin oletetaan, että yrittäjä maksaa kokonaisvelasta takaisin sen osan, jonka projekti epäonnistuu saan tuottaa, mutta muita kustannuksia ei yrittäjälle koidu. Toisin sanoen SW-mallin tapaan oletetaan rajoitetun vastuun periaate. Näin ollen yrittäjän i tuotto investoinnista on

$$\pi_i = \max[R_s - (1 + r)B, 0].$$

Yrittäjällä on aina vaihtoehtoiskustannuksena mahdollisuus sijoittaa varallisuutensa riskittömällä korolla ja jättää investointi toteuttamatta. He ovat kiinnostuneita investoinnin odotetusta tuotosta ja sen suhteesta varmaan tuloon. Yhden investoinnin odotettu tuotto on

$$\begin{aligned} E[\pi_i(P_i, r)] &= P_i[R_s - (1 + r)B] + [1 - P_i]0 \\ &= P_i[R_s - (1 + r)B]. \end{aligned} \tag{2.9}$$

Investointiehto voidaan tällöin esittää muodossa

$$E[\pi_i(P_i, r)] - (1 + \eta)W \geq 0. \tag{2.10}$$

Tämän yhtälön vastine SW-mallissa on yhtälö (2.5).

⁸Jätän argumentin R_s pois kertymä- ja tiheysfunktioista sekä funktiosta P_i , koska ollaan kiinnostuneita vain juuri tietyn tuoton investoinneista.

Marginaalilainajaalle yhtälö (2.10) pätee yhtäsuuruutena. Hän on indifferentti investoinnin ja varman tuoton välillä. Huomataan, että marginaalilainajan onnistumistodennäköisyys on pienempi kuin muiden yrittäjien, jotka päättävät tehdä investoinnin. Tämä on siis juuri päinvastoin kuin SW-mallissa. Merkitään, että marginaalilainajaalle $P_{\text{marg}} = \hat{p}$.

Pankin odotettu tuotto yhdelle lainalle saadaan yhtälöstä

$$\begin{aligned} E[\pi_p(\hat{p}, r, R_s, \eta, B)] = & (1+r)B \int_{\hat{p}}^1 P_i f(P_i) dP_i \\ & + R_f \int_{\hat{p}}^1 (1-P_i) f(P_i) dP_i - (1+\eta)B. \end{aligned} \quad (2.11)$$

Ensinnäkin huomataan, että odotusarvot lasketaan todennäköisyydestä \hat{p} ykköseen. Tämä seuraa edellä havaitusta ominaisuudesta, että muiden lainaa hakevien onnistumistodennäköisyys on vähintään yhtä hyvä kuin marginaalilainajan. Yhtälön (2.11) viimeinen termi kuvastaa sitä, että pankki hankkii rahoituksen talletuksina, joille maksetaan riskitön korko.

Pankkien kilpailu tarkoittaa, että jokaisen pankin odotetun tuoton on oltava nolla. Tämä voidaan esittää yhtälön (2.11) avulla. Merkitään, että \bar{p} on keskimääräinen riskillisyyys kaikista lainanhakijoista. Kilpailullisuusehto voidaan siis esittää muodossa

$$\bar{p}(1+r)B + (1-\bar{p})R_f - (1+\eta)B = 0. \quad (2.12)$$

Seuraavaksi esittelen mallin kaksi keskeistä ominaisuutta lause-todistus-muodossa. Lauseiden todistukset löytyvät myös alkuperäisestä artikkelista. Tulosten esittäminen auttaa kuitenkin ymmärtämään MW- ja SW-mallien keskeisimmät eroavuudet.

Lause 7. *MW-mallin tasapainossa ei ole luotonannon rajoittumista – rahan kysyntä vastaa sen tarjontaa.*

Todistus. Tämä nähdään intuitiivisesti vastaoletuksen kautta. Oletetaan, että tasapainokorolla r^* vallitsee luotonannon rajoittumista. Toisin sanoen markkinoilla on yrityksiä, joille epäyhtälö (2.10) pätee ja jotka eivät saa lainaa. Ylikysynnän takia pankki voi nostaa korkoa ja pitää lainanannon ennallaan. Koron nousun seurauksena

uuden marginaalilainajan onnistumistodennäköisyys on korkeampi. Näistä seuraa, että $dE(\pi_p)/dr > 0$. Tämä on vastoin oletusta, että alkuperäinen korko olisi odotetun tuoton maksimoiva. Näin ollen tasapainossa ei voi olla lainojen ylikysyntää eli luotonannon rajoittumista ei havaita.

Toisaalta markkinoiden kilpailullisuus takaa, että lainojen ylitarjontaa ei ole. Jos vallitsevalla markkinakorolla tehdään voittoa, niin yksi pankki voisi hieman laskea korkoa, jolloin se houkuttelisi lisää lainanhakijoita ja näin voisi kasvattaa voittojaan entisestään alemmasta korosta huolimatta. Seuraava pankki laskisi korkoa kuitenkin hieman enemmän ja lopulta päädytään tasapainokorkoon, jolla tehdään nollavoittoa. \square

Jakson alussa mainitsin, että mallin lopputuloksena investointiaste on liian korkea. Edellä kuitenkin osoitettiin, että mallilla on tasapaino, jossa kaikki halukkaat saavat lainan. De Mezan ja Webbin argumentti onkin, että investointien aste on liian suuri verrattuna sosiaalisesti tehokkaimpaan tilanteeseen. Tulos nähdään formaalimmin seuraavasta lauseesta, joka on suorassa yhteydessä lauseeseen 6, jonka todistus noudattelee seuraavan lauseen todistusta.

Lause 8. *Mikäli talletusten määrä on ei-vähenevä talletuskoron η suhteen, on investointiaste sosiaalisesti optimaalisen tason yläpuolella.*

Todistus. Voidaan ajatella, että tehokkaimmassa tilanteessa investoinnit allokoituisivat täsmälleen riskin mukaan, jolloin vertailulähtökohdaksi on luontevaa ottaa täydellisen kilpailun ja täyden informaation tilanne. Tällöin tulisi toteuttaa ne investoinnit, joiden odotettu tuotto yhteiskunnan näkökulmasta on vähintään vaihtoehtoiskustannuksen suuruinen. Ilmaistaan tämä matemaattisesti ehtona

$$P_i R_s + (1 - P_i) R_f \geq (1 + \eta) K. \quad (2.13)$$

Huomataan, että nyt vaihtoehtona on sijoittaa koko investoinnin kustannus riskittömästi.

Tarkastellaan marginaalilainaaajan investointia MW-mallin tasapainossa. Marginaalilainaaajalle pätee yhtälö (2.10) yhtäsuuruutena. Lisäksi tasapainoehto on esitetty yhtälössä (2.12). Summaamalla nämä yhtälöt yhteen ja hyödyntämällä identiteettiä $W = K - B$ saadaan

$$\begin{aligned}\hat{p}[R_s - (1 + r)B] + \bar{p}(1 + r)B + (1 - \bar{p})R_f &= (1 + \eta)(W + B) \Leftrightarrow \\ \hat{p}R_s + (1 - \hat{p})R_f - (1 + \eta)K &= (\bar{p} - \hat{p})R_f - (\bar{p} - \hat{p})(1 + r)B \Leftrightarrow \\ \hat{p}R_s + (1 - \hat{p})R_f - (1 + \eta)K &= (\hat{p} - \bar{p})[(1 + r)B - R_f].\end{aligned}\quad (2.14)$$

Yhtälön (2.14) oikea puoli on negatiivinen, koska marginaalilainaaajan onnistumistodennäköisyys on huonompi kuin keskimääräisellä lainaajalla. Lisäksi investoinnissa ei olisi pankin suhteen mitään riskiä, jos R_f ylittäisi velanhoitokustannukset. Vastaavasti yhtälön vasen puoli on kuin yhtälö (2.13) sillä erotuksella, että tässä tarkastellaan marginaalilainaaajaa. Näin ollen marginaalilainaaajan investoinnin sosiaalinen hyöty on negatiivinen. Koska sosiaalisesti optimaalinen taso on kasvava onnistumistodennäköisyyden suhteen, lainoitetaan mallissa liikaa alhaisen onnistumistodennäköisyyden investointeja. \square

2.2.3 Yhteenveto malleista ja muuta teoriakirjallisuutta

Edellä olen esitellyt kaksi mallia, joissa epäsymmetrinen informaatio aiheuttaa epätehokkuuksia rahoitusmarkkinoilla. Mallien lopputulokset poikkeavat huomattavasti toisistaan. MW-mallissa epäsymmetrinen informaatio johtaa liian suureen investointien määrään. Sitä vastoin SW-mallissa investointien määrä on liian pieni suhteessa sosiaaliseen optimiin eikä tulos ole riippuvainen luotonannon rajoittumisesta.

Eri lopputulokset kertovat erilaisista oletuksista. Stiglitz ja Weiss (1981) olettavat, että investointien odotetut tuotot ovat kaikkien toimijoiden tiedossa mutta pankeilla ei ole tietoa yksittäisten investointien riskillisyydestä. Tällöin pankit joutuvat tarjoamaan saman koron kaikille projekteille, joiden tuoton odotusarvot ovat samat. Toisaalta de Meza ja Webb (1987) olettavat, että investointien tuotto on tiedossa (riippuu toteutuneesta tilasta), mutta yrittäjien onnistumistodennäköisyydet

eivät ole pankkien tiedossa. Tässä tapauksessa pankkien on tarjottava sama korko hankkeille, jotka onnistuessaan tai epäonnistuessaan antavat yrittäjälle saman tuoton.

Marginaalilainaaajia tutkimalla havaitaan oletusten vaikutuksia. SW-mallissa marginaalilainaaaja on kaikista lainaa hakevista yrittäjistä turvallisimman. Vastaavasti MW-mallissa hän on koko lainaajajoukon riskillisin. Seurauksena on, että SW-mallissa keskimääräinen pankin asiakas on marginaalilainaaajaa riskillisempi. MW-mallissa tämä on juuri päinvastoin. Näin ollen jälkimmäisessä tapauksessa turvalliset investoinnit vetävät mukanaan myös riskillisiä investointeja. Tämä johtaa siihen, että investoidaan liikaa. Vastaavasti SW-muotoilussa riskillisemmät hankkeet syrjäyttävät turvallisempia, mikä johtaa sekä liian alhaiseen investointien asteeseen että mahdolliseen luotonannon rajoittumiseen.

MW-mallissa yrittäjät käyttävät likvidejä varojaan kun taas SW-mallissa annetaan vakuuksia lainaa vastaan. Oletuksilla ei ole vaikutusta lopputuloksiin, mitä myös molempien artikkelien kirjoittajat painottavat. Syy on, että niin vakuusmäärän nosto kuin oman rahoitusosuuden kasvattaminen aiheuttavat identtiset taloudelliset kannustimet. Toisin sanoen suoraan rahassa mitattuna ei ole merkitystä, antaako asunnon vakuudeksi vai käyttäkö hankkeeseen asunnon arvon verran omaa pääomaa.

Kuten edellä on nähty, SW-malli mahdollistaa luotonannon rajoittumisen kilpailullisilla markkinoilla (lauseet 4 ja 5). Toisaalta MW-mallissa ei voi olla luotonannon rajoittumista, koska markkinatasapainossa kysyntä vastaa tarjontaa, kuten lauseessa 7 on nähty. Mielenkiintoinen lisä saadaan, kun yritykset voivat valita rahoituksen oman pääoman (equity) ja velan väliltä. De Meza ja Webb (1987) osoittavat, että heidän mallissaan yritys rahoittaa investoinnin kokonaan velalla kun taas Stiglitz-Weiss-mallissa rahoitus perustuu viime kädessä kokonaan omaan pääomaan.

Kummankaan mallin lähtöoletuksia ei voida pitää täysin realistisina. Mitä ilmeisimmin ei ole todisteita, että pankit pystyisivät etukäteen jaottelemaan yrityksiä sen paremmin odotettujen tuottojen kuin toteutuvien tuottojen perusteella. Molemmis-

sa malleissa kaikki tietyn ryhmän yritykset saavat lainaa samalla korolla. Käytännössä kuitenkin pankit tekevät yrityksistä riskianalyysijä, joiden perusteella korko määräytyy. Näin ollen todellisuudessa havaitaan eri korkoja eri yrityksille. Tämä ei välttämättä kuitenkaan tee yhden koron oletuksesta väärää, mikäli pankit todella pystyisivät erottelemaan yrittäjiä joko odotetun tai toteutuvan tuoton suhteen. Myöskään eri korot eivät ole osoitus siitä, että pankkien käyttämä informaatio olisi symmetristä.

Malleissa sekä pankit että yrittäjät ovat riskineutraaleja. Seuraus on, että voidaan keskittyä tarkastelemaan projektien odotettuja tuottoja. Oletus riskineutraalisuudesta on vahva, mutta ainakin pankkien kohdalla tästä on saatu osittaista näyttöä (Nishiyama 2007). Toisaalta kuluttajat mielletään yleensä riskinkaihtajiksi. Oletus riskineutraalisuudesta yhdistettynä rajoitettuun vastuuseen tuottaa konveksin hyötyfunktion eli malleissa yrittäjät käyttäytyvät kuin riskinrakastajat.

Malleissa on oletettu, että varat hankitaan pelkästään tallettajilta. Kuitenkin esimerkiksi vakavaraisuussäännökset vaativat, että pankeilla on oltava myös omaa pääomaa. Todellisuudessa pankit pyrkivätkin optimoimaan pääomarakennettaan. Toisin sanoen osa eteenpäin lainattavasta varallisuudesta hankitaan talletuksina ja osa rahoitusmarkkinoilta. Tällöin pankit ovat kiinnostuneita pääomansa keskimääräisistä kustannuksista (weighted average cost of capital). Oletus on siis karkea yksinkertaistus, mutta ei välttämättä kovin oleellinen. Malleissa tämä eroaisi vain siinä, että varainhankinnan kustannus η olisi todellisuudessa riskitöntä korkoa suurempi. Tämä ei kuitenkaan muuta pankkien lainanannon optimointiongelmia.

On selvää, että myös muutkin yritykset kuin pankit ovat kiinnostuneita pääomarakenteestaan. Kuten ylempänä kerroin, implikoi MW-malli sitä, että investointi rahoitetaan kokonaan velalla, kun taas SW-mallissa rahoitus on omaa pääomaa. Empiiriset tulokset yritysten pääomarakenteesta ovat hyvin vaihtelevia. Erityisesti tämä koskee innovatiivisia pk-yrityksiä, jotka myös todennäköisimmin kohtaavat luotonannon rajoituksia. Teoriassa innovatiivisten yritysten kannattaisi käyttää omaa pääomaa yritystoiminnan alkuvaiheissa, koska velanhoidon korkokustannuk-

set on maksettava riippumatta yrityksen tuloksesta. On hyvin mahdollista, että nuoren t&k-vaiheessa olevan yrityksen kassavirta ei välttämättä mahdollista tällaista kiinteää kustannusta. Näin ollen velkainen pääomarakenne saattaa ajaa muuten kannattavan yrityksen konkurssiin. Täten oma pääoma olisi parempi vaihtoehto nuorelle yritykselle. Teorian ennustamaa pääomarakennetta ovat havainneet Carpenter ja Petersen (2002) Yhdysvaltalaisien yritysten aineistolla. Sitä vastoin Giudici ja Paleari (2000) osoittavat vastaavalla Italian aineistolla, että pienet innovatiiviset yritykset turvautuvat vasta viimeisenä vaihtoehtona oman pääoman ehtoiseen rahoitukseen. Kuten kirjoittajat huomauttavat, tämä kuvastaa rahoitusmarkkinoiden eroja myös teollisuusmaiden välillä. Tämä antaa aiheen pohtia, kannattaako anglo-saksisissa maissa tehtyjä pienyritys-innovaatio-tutkimuksia yleistää.

Lyhyt katsaus muuhun kirjallisuuteen

Esittelemäni mallit, erityisesti SW-malli, ovat luoneet teoreettisen pohjan epäsymmetrisen informaation mallintamiselle. Seuraavaksi kuvaan lyhyesti muutamia muita aiheeseen liittyviä teoreettisia tutkimuksia.

Bester (1985) tarkastelee vakuuksia ja korkoa kokonaisuutena. Hän olettaa, että pankit kilpailevat erilaisilla vakuus-korko-yhdistelmillä, joiden avulla ne yrittävät selvittää asiakkaidensa riskillisyyttä. Asetelma johtaa separoituvaan tasapainoon, jossa ei ole luotonannon rajoittumista. Erityisesti erilaisilla vakuusvaatimuksilla pankit erottelevat korkeamman riskin yrittäjät matalamman riskin yrittäjistä. Yrittäjät signaloivat riskillisyyttään valitsemalla erilaisia lainaehdoja – korkean riskin yrittäjät hyväksyvät korkeamman koron mutta pienemmän vakuuden määrän.

Mankiw (1986) mallintaa rahoitusmarkkinoita samoin oletuksien kuin Stiglitz ja Weiss (1981). Hän osoittaa, että valtion väliintulo yksityiselle lainamarkkinoille saattaa johtaa tehokkaampaan lainojen allokaatioon. Kun lainanhakijoiden joukko on hyvin heterogeeninen, on valtion intervention hyöty suurempi. Mankiw (1986) kuitenkin painottaa, että kasvattaakseen sosiaalista hyvinvointia pitää valtion toimenpiteen kasvattaa todennäköisyyttä, jolla lainanhakijat maksavat velkansa takaisin (vertaa Stiglitz ja Weiss 1981). Huomattava on, että hänen mallissaan valtion mu-

kaantulo sekä kasvattaa riskillisten että riskittömien lainanhakijoiden joukkoa.

Liian vähäiseen investointien asteeseen päätyvät myös Mayers ja Majluf (1984). Heidän työnsä käsittelee pääosin markkinoilla toimivia yrityksiä, jotka myyvät osakkeitaan investointien rahoittamiseksi. Yrittäjillä on parempaa informaatiota yrityksensä arvosta. Kirjoittajat osoittavat, että positiivisen nykyarvon investointeja saattaa jäädä tekemättä eli investoidaan liian vähän. Toisaalta de Meza (2002) argumentoi, että muuttamalla hieman oletuksia voidaan päätyä tilanteeseen, jossa investoidaan liikaa.

Williamsonin (1986) mallissa rahoituksen välittäjät (pankit) määräytyvät endogeenisesti. Tällä hän haluaa perustella pankkien olemassaoloa (ks. lisää mm. Freixas ja Rochet 2008). Lisäksi pankkien on pakko seurata (monitoring) yrityksen tilaa sen ajautuessa konkurssiin, mikä aiheuttaa kustannuksia. Hän osoittaa, että tasapainossa saattaa vallita luotonannon rajoittumista. Luotonannon rajoittuminen ei kuitenkaan ole sen enempää seurausta haitallisesta valikoitumisesta kuin moraalikadosta. Se johtuu sekä epäsymmetrisestä informaatiosta investoinnin tuoton suhteen että kustannuksellisesta seurannasta konkurssin tapahtuessa.

Nämä mallit ovat vain osa alan kirjallisuudessa esitetyistä teorioista. Kuten on nähty, teorioiden välillä on eroja. Nämä erot kannustavat lisätutkimuksiin. Kuitenkin on muistettava, että teorit ovat aina yksinkertaistuksia todellisuudesta. Lisäksi teoreettinen tutkimus ei anna selkeää vastausta sille, tulisiko valtion yrittää korjata mahdollista luotonannon rajoittumista. Tutkielmassani tarkastelen Finnveran toiminnan hyödyllisyyttä empiirisesti niin yritysten kuin yhteiskunnankin näkökulmasta. Tähän liittyen esittelen seuraavaksi muutamia empiirisiä tutkimuksia liittyen yritysten rahoituksen hankintaan ja valtioiden markkinainterventioihin.

2.3 Havaintoja empiirisistä tutkimuksista

Olen jakanut tämän alaluvun kahteen osaan korostaakseni työni lähtökohtaa. Ensiksi kuvailen empiirisiä tutkimuksia, joissa on yritetty selvittää sitä, onko yritysten rahoituksen saanti rajoitettua. Nämä tutkimukset pyrkivät selittämään edellä esitte-

lemieni teorioiden yhteyttä todellisuuteen. Toiseksi kerron niistä tutkimuksista, joissa arvioidaan valtion toimenpiteitä markkinapuutteen korjaajana. Näissä tutkimuksissa keskitytään siihen, kuinka valtio on onnistunut korjaamaan markkinapuutetta eikä suoraan kiinnitetä huomiota siihen, pitäisikö valtion ylipäänsä tehdä markkinainterventioita. Jälkimmäiset tutkimukset ovat tutkielmani kannalta keskeisempiä, koska työssäni keskityn nimenomaan Finnveran vaikuttavuuden arviointiin.

Mainitsen tutkimuksissa käytettyjä ekonometrisia menetelmiä syventymättä niihin tässä sen enempää. Luvussa 3 kuvaan tarkemmin käyttämiäni kiinteiden vaikutusten (fixed effects, FE) paneelimalleja sekä erotukset-erotuksissa (EE) -vertaistamista. Samassa luvussa keskustelen myös vertailumenetelmiin yleisesti liittyvistä ongelmista, joita vain sivuan seuraavassa.

2.3.1 Onko yritysten luotonsaanti rajoitettua?

Modigliani-Miller-teoreeman mukaan yritysten rahoitusrakenteella ei ole vaikutusta sen investointipäätöksiin. Teoreema nojaa täydellisiin pääomamarkkinoihin, joita todellisuudessa ei kuitenkaan ole. Näin ollen yritykset joutuvat tekemään valintoja, kuinka rahoittaa investointejaan. Tämä mahdollistaa myös luotonannon rajoittumisen, jota on tutkittu empiirisesti vaihtelevin tuloksin (ks. esim. Freel 2007, Levenson ja Willard 2000 ja Carreira ja Silva 2010). Eryteisesti Carreira ja Silva (2010) tarjoavat laajan katsauksen. He muun muassa korostavat sitä, että rahoitusmarkkinoiden kehittyneisyys vähentää luotonsaannin rajoitteita. Näin ollen on hyvin todennäköistä, että tutkimustulosten vaihtelevuus riippuu valtiosta, jota tutkimus koskee.

Luotonsaannin rajoittuneisuutta käsittelevien tutkimusten keskeinen ongelma on, kuinka mahdollista rajoittuneisuutta mitataan. Yleisenä mittarina on käytetty kassavirran ja investointien yhteyttä (Carreira ja Silva 2010). Tulkinnaalisena ajatuksena on, että rahoitusrajoitteita kohtaavat yritykset joutuvat tekemään investoinnit kassavirran mukaan. Toisaalta esimerkiksi Fazzari ym. (1988) lajittelevat yrityksiä osinkopolitiikan perusteella. He perustelevat valintaansa sillä, että rahoitukseltaan rajoittuneet yritykset haluavat käyttää kaikki ylimääräiset omat varat

investointien tekemiseen. Lisäksi Kaplan ja Zingales (2000) argumentoivat, että kasvuria ei ole hyvä mittari ja että yritysten a priori kategorisoiminen on harhaanjohtavaa. He esittävät, että kassavirran ja investointien yhteyden syinä voisivat olla esimerkiksi yritysjohdon riskinkaihtaminen tai mahdollinen varautuminen tulevaan. He ehdottavat, että esimerkiksi vuosiraporteista saatava informaatio olisi parempi indikaattori. Toisaalta erityisesti pk-yritysten kohdalla vuosiraporttien luotettavuus voidaan myös kyseenalaistaa.

2.3.2 Valtio markkinapuutteen korjaajana

Luotonannon rajoittamisen tutkiminen vastaa kysymykseen siitä, onko valtion rahoitusyhtiölle lähtökohtaisesti tarvetta. Tutkimukset, joissa pyritään selvittämään valtion yritysrahoitus ja -tukipolitiikan vaikuttavuutta, ottavat lähtöasetelman annettuna, minkä jälkeen tarkastelu keskittyy politiikkatoimien arviointiin.

Aasian talouskriisistä 1990-luvun lopulla on tehty useita tutkimuksia liittyen valtioiden yritysrahoitukseen. Honjo ja Harade (2006) ovat selvittäneet Japanin valtion pk-yrityksille suunnatun lainaohjelman vaikutusta yritysten kasvuun hyödyntäen FE-malleja. Vastaavaa ohjelmaa ovat analysoineet myös Uesugi ym. (2010), jotka ovat käyttäneet EE-vertaistamista. Kyseistä menetelmää ovat soveltaneet myös Oh ym. (2009) tutkiessaan Etelä-Korean valtion takauspolitiikan vaikutuksia. Heidän tutkimuksessaan pyritään kiinnittämään huomiota valikoitumisharhaan, joka on tällaisissa vertailututkimuksissa erittäin keskeinen ongelma. Tutkimustulosten perusteella tuetut yritykset ovat kasvaneet, mutta niiden kannattavuus ei ole parantunut.

Politiikkatoimien vaikutusten arviointi on yleistynyt myös muualla. Lerner (1999) on arvioinut pienille korkean teknologian yrityksille suunnattujen tukien vaikuttavuutta lineaarisen regression avulla. Hän korostaa erityisen hyvin empiiriseen mallintamiseen liittyviä ongelmia. Hänen mukaansa ensinnäkin olisi valittava, onko kiinnostuttu lyhyen vai pitkän aikavälin vaikutuksista. Toiseksi on hankala selvittää, onko julkinen raha syrjäyttänyt yksityisen rahoituksen. Kolmanneksi oikeiden kannattavuusmittareiden valinta on haastavaa. Hän on päätenyt tarkastelemaan myyntiä

ja työllisyyttä, joita käytän myös tässä tutkimuksessa.

Maaailmanpankki on ollut vahvasti mukana Etelä- ja Keski-Amerikkaa koskevissa tutkimuksissa, joissa tutkijat erityisesti korostavat sitä, että politiikkatoimien vaikutukset saattavat näkyä vasta viiveellä (ks. Lopez-Acevedo ja Tan 2010, luku 3). Myös Euroopassa on tehty vastaavanlaisia tutkimuksia. Muun muassa Gadd ym. (2008) käyttävät EE-vertaistamista yritystukien arviointiin Ruotsissa. Heidän tutkimuksensa tulokset vastaavat muiden edellä mainittujen töiden tuloksia: tukia saaneiden yritysten henkilöstömäärä kasvaa mutta kannattavuus ei parane. Lisäksi Zecchini ja Ventura (2009) tutkivat Italian valtion pk-yrityksille myöntämien lainatakausten vaikutuksia. Vaikuttaa siltä, että Italian takauksia myöntävät instituutiot toimivat samojen periaatteiden mukaan kuin Finnvera Suomessa. Kirjoittajat hyödynsivät paneeliaineistonsa analysointiin pääasiassa FE-malleja. Tuloksista päätellen takaukset ovat alentaneet niitä saaneiden yritysten rahoituskustannuksia. Samalla kuitenkin vaikuttaa siltä, että takauksia myöntävä instituutio on riskinkaihtaja, sillä takauksia on myönnetty valikoidusti ja tappiot ovat kirjoittajien mukaan vastaavia muiden maiden toimijoita pienemmät.

Suomessa on myös arvioitu julkisomisteisten yritysten vaikuttavuutta. Hyytinen ym. (2011) ovat arvioineet vienninedistämiseen tähtäävän Finpron vaikuttavuutta. He arvioivat vaikuttavuutta erotukset-erotuksissa menetelmällä (FE-malli), instrumenttimuuttujamenetelmällä sekä propensity score -vertaistamisella. Eri arviointimenetelmät vaativat hieman eri oletuksia ja saattavat antaa myös erilaisia tuloksia kuten heidänkin tutkimuksessaan käy. Tutkielmani kannalta ajankohtaisin tutkimus on TEM:n kasvuyrityskatsaus (2012b), jossa Hyytinen ja Ylhäinen tutkivat nimenomaan Finnveran vaikuttavuutta FE-, instrumenttimuuttuja- ja regressioepäjatkuvuus (regression discontinuity) menetelmillä. Heidän mukaansa Finnveran rahoitus ei näytä vaikuttavan tuottavuuteen, mutta investointeihin, liikevaihtoon ja työllisyyteen rahoituksella on positiivisia vaikutuksia.

Politiikkatoimien vaikutuksien arviointi on siis yleistynyt huomattavasti. Kaikki menetelmät eivät kuitenkaan ole saaneet koko tutkijakunnan vankkumatonta kan-

natusta (Angrist ja Pischke 2009), mikä saattaa osittain selittää sitä, että joulunnaaleissa julkaisemattomia vertailututkimuksia on paljon. Kuten jo edellä on tullut ilmi, politiikkatoimeen valikoitumisen kontrollointi on yksi keskeisimmistä tekijöistä onnistuneeseen kausaalisuustulkintaan.

2.4 Finnvera Oyj ja sen toiminta aiemman kirjallisuuden valossa

Finnvera Oyj on Suomen valtion omistama erityisrahoituslaitos, jonka luotto- ja takaukset valtio kattaa osan. Kotimaisen rahoituksen ohella Finnvera on Suomen valtion virallinen vientitakuulaitos (Export Credit Agency) ja sen toimintaan kuuluu Euroopan aluekehitysrahaston korkotuen välittäminen suomalaisille yrityksille. Tutkielman empiirisessä osiossa keskityn vain Finnveran kotimaan toimintaan.

Yhtiön toimintaa säätelevät niin kansalliset kuin kansainväliset lait ja asetukset. EU:n perussopimuksesta seuraa, että valtion antama tuki yrityksille on pääasiassa kiellettyä. Näin ollen Finnveran myöntämä rahoitus ei ole tukea vaan vastikkeellisia lainoja ja takauksia, jotka lähtökohtaisesti hinnoitellaan vastapuolen riskin mukaan. Perussopimukseen sisältyy kuitenkin useita poikkeamia, joiden johdosta valtion yritystuet ovat sallittuja.

Keskeisimmät perusteet Finnveran kaltaisen toimijan olemassaololle ovat tulleet ilmi jo aiemmin tässä luvussa. Se pyrkii kansallisen edun nimissä paikkaamaan muun muassa vakuuspulasta syntyvää markkinapuutetta. Lisäksi yksityisen puolen riskirahoitus on Suomessa edelleen melko vähäistä (ks. esim. Puttonen 2010, Stadigh 2012). Finnvera pyrkii poistamaan tätä puutetta monin tavoin. Pääomasijoitustoimintaan keskittyvät tytäryhtiöt ovat tästä suurin esimerkki mutta myös emoyhtiön aloittavien yritysten rahoitus toimii puutteen poistajana. Laina- ja takauspolitiikan keinoin Finnvera tähtää kansantalouden näkökulmasta positiiviseen kehitykseen, jota ei pelkästään markkinaehtoisesti saavutettaisi. Seuraavissa alaosioissa, joissa tarkastelen muun muassa Finnveran asiakkaaksi valikoitumista ja luovan tuhon toteutumista, tulee välillisesti esiin Finnveran toiminta markkinapuutteen korjaajana.

2.4.1 Finnveran ja pankkien suhtautuminen riskiin

Vuosittain TEM määrittelee konserninsa yhtiöiden elinkeino- ja omistajapoliittiset tavoitteet. Osana TEM-konsernia myös Finnveralle määritellään vastaavat tavoitteet, joiden kautta ministeriö pyrkii edistämään tarpeellisiksi katsomiaan poliittis-taloudellisia päämääriä. Lisäksi maantieteellisin perustein myönnettyjen korkotukien sekä luotto- ja takaustappioiden muodossa valtio harjoittaa aluepolitiikkaa Finnveran kautta. Valtion myöntämät tappiotakaukset mahdollistavat yksityistä pankki-sektoria huomattavasti suuremman riskinoton luotto- ja takauspolitiikassa.

Osan 2.2 tarkasteluissa pankit oletettiin riskineutraaleiksi. Malleissa myös oletettiin, että lainattavat varat kerätään tallettajilta. Tämä oletus tukee pankkien riskineutraalisuutta, koska tallettajat sijoittavat rahansa useimmiten pitkäksi aikaa. Tällöin anto- ja ottolainauksen maturiteetit poikkeavat toisistaan vähemmän, jolloin korkoriskit ovat pienemmät. Todellisuudessa pankit hankkivat osan eteenpäin lainattavasta varallisuudesta lyhytaikaisella luotonotolla rahamarkkinoilta. Tämä lisää korkoriskiä joskin erinäisiä suojausmekanismeja on markkinoilta ostettavissa korkojen muutoksia vastaan. Samoin luotonannon sitominen markkinakorkoihin vähentää korkoriskiä. Kasvava korkoriski saattaa kuitenkin tehdä pankeista varovaisempia. Lisäksi vastapuoliriski ja talouden yleinen aktiviteetti vaikuttavat lainanantoon ja siten myös riskikäyttäytymiseen. Esimerkiksi Yhdysvaltojen asuntomarkkinoiden romahduksesta alkanut finanssikriisi tukee tätä näkemystä. Myös pankeille kohdistetut vakavaraisuussäännökset rajoittavat niiden riskinottoa.

Täydellisen informaation vallitessa riskineutraali pankki rahoittaa oletusarvoisesti ne investoinnit, jotka kuuluukin rahoittaa. Oletus riskineutraalisuudesta on teoreettisesti miellyttävä ja mahdollistaa sen, että hyötyfunktioita ei tarvitse määrittellä. Empiiristä kirjallisuutta riskinkaihtamisesta on kuitenkin rajoitetusti. Esimerkiksi Nishiyama (2007) estimoi pankkien olevan riskinkaihtajia, joskin suhteellisella riskinkaihdolla (relative risk aversion) mitattuna pankit ovat lähellä riskineutraalia käyttäytymistä.

Kuten edellä on nähty, saattaa epäsymmetrinen informaatio – oletuksista riip-

puen – aiheuttaa luotonannon rajoittamisen myös silloin, kun pankit ovat riskineutraaleja. Finnveran onkin mahdollista toimia ilman liian suuria odotettavia tappioita ja silti rahoittaa hankkeita, joille pankit eivät myönnä lainaa. Finnveran erilaista toimintalogiikkaa voidaan perustella sekä aidolla riskineutraalisuudella että pankkeja suuremmilla informaation hankkimiseen tarkoitetuilla resursseilla.

2.4.2 Finnveran asiakkaaksi valikoituminen

Finnveralla on tällä hetkellä noin 30 000 asiakasta, mikä vastaa vajaata kymmentä prosenttia kaikista Suomessa toimivista yrityksistä (SVT 2011). Koska vertailututkimuksissa koeryhmään valikoitumisen ymmärtäminen on erittäin keskeistä, kuvaan seuraavaksi, miten Finnveran asiakkaaksi tyypillisesti päädytään.

Yrityksen tarve ulkopuolisen rahoituksen hankkimiseen saattaa syntyä esimerkiksi suunnitellusta investoinnista tai tilausten lisääntymisestä johtuvasta käyttöomaisuuden tarpeen äkillisestä kasvusta. Yritys hakee rahoitusta ensisijaisesti pankista, joka tekee luottokelpoisuusarvion. Kun pankki toteaa, etteivät yrityksen vakavaraisuus, maksuvalmius tai mahdolliset muut tekijät puolla lainan myöntämistä, se saattaa ehdottaa yritykselle Finnveran lainatakausta. Finnvera tekee yrityksestä oman analyysinsä, jonka perusteella se päättää takauksen antamisesta. Mikäli aluepoliittisia tukia ei ole käytettävissä, Finnveran takaus on yrittäjälle kalliimpi vaihtoehto kuin pelkästään pankin kanssa asioiminen.

Finnvera myöntää myös suoraa lainaa. Pankkimarkkina on Suomessa melko keskittynyttä, jolloin pankeilla ei ole tarvetta alentaa yrittäjän korkoa niin paljon kuin sen riski pienenee Finnveran takauksen johdosta. Lainananto voidaankin pitkälti nähdä keskittyneestä pankkimarkkinasta aiheutuvan markkinapuutteen korjaukseksi (Hanson 2004). Toinen syy suoralle antolainaukselle ovat korkotuetut lainat.

Finnverassa ja sen edeltäjissä on havaittu, että erityisesti puutteelliset vakuudet⁹ estävät pankkeja myöntämästä luottoa. Koska Finnveran keskeinen rahoitusinstrumentti on lainatakausten myöntäminen, on suurin osa asiakkaista yrityksiä, joilla ei

⁹Perustuu Finnveran henkilökunnan kanssa käytyihin keskusteluihin.

ole ollut riittäviä vakuuksia saada luottoa. Useimmiten vakuuksien puutteesta kärsivät yritykset, jotka ovat jo käyttäneet kaikki reaalivakuutensa muihin lainoihin tai joiden yritystoiminta ei itsessään tuota vakuudeksi kelpaavaa materiaalia.

Vakuuspula ei ole ainoa selitys sille, että yritykset hakeutuvat Finnveran asiakkaiksi. Iso osa asiakaspopulaatiosta koostuu pienistä aloittavista yrityksistä, joista ei ole historiatietoja luottoriskin arvioimiseksi. Finnveran luottopolitiikka on lisäksi äärimmäisen joustavaa pienten lainojen kohdalla, sillä turvaavia vakuuksia ei tarvita. Yksi lisäsy on, että aloittavien pienyritysten rahoittaminen ei ole pankeille kannattavaa liiketoimintaa. Uudet yritykset kuitenkin usein uudistavat talouden rakenteita ja ovat siten talouskasvun ja työllisyyden kannalta tärkeitä.

Asiakkaiden hahmottelu SW-teorian kautta

Finnveran toimintaa ja asiakkaita voidaan tarkastella esitettyjen teorioiden kautta. Havainnollistan tätä lyhyesti SW-mallin avulla. Finnveran asiakkaat voidaan jakaa ainakin kolmeen joukkoon niin teorian kuin pankkien näkökulmasta.

Ensimmäiseksi asiakasjoukossa ovat vakuuspulasta kärsivät yritykset. Näillä on antaa omia vakuuksia määrä C_f , mutta pankki vaatii tätä suuremman määrän C . Finnvera paikkaa vakuuspulan, jolloin yritys siirtyy pankin näkökulmasta yritys-joukkoon, jolle pätee yhtälö (2.1) eli hanke tuottaa tietyn odotetun tuoton. Tämä yritys saa rahoituksen, mutta yhden yrityksen lainan takaaminen ei sulje pois luotonannon rajoittamista.

Toiseksi asiakasjoukossa voivat olla ne yritykset, joilta pankit ovat SW-mallin mukaisesti rajoittaneet luoton saannin. Nämä yritykset ovat siis odotetun tuoton ja vakuuksien määrän osalta samankaltaisia kuin ne yritykset, joille pankki on myöntänyt lainan. Finnveran luotonanto näille yrityksille voidaan nähdä epäsymmetrisen informaation aiheuttaman luotonannon rajoittamisen korjaukseksi.

Kolmanneksi ovat ne yritykset, joiden rahoittaminen ei ole pankeille kannattavaa liiketoimintaa, vaikka yritysten riskit olisivat pienet. Näihin kuuluvat erityisesti aloittelevat yritykset, joita ei suoraan voida liittää SW-malliin. Näiden lainamäärät ovat pieniä eivätkä siten kompensoi riittävästi pankille aiheutuvia kustannuksia

rahoituksen myöntämisestä.

2.4.3 Signalointi

Kuten olen esittänyt jaksossa 2.1, on rahoitussignaalin antaminen markkinoille yksi Finnveran kaltaisten toimijoiden päätehtävistä. Optimaalisessa tilanteessa ensimmäinen Finnveran myöntämä laina tai takaus riittää siihen, että yksityinen pankki on halukas yksin kantamaan luottotappioriskin yrityksen lisärahoituksesta. Vahvan signaalin antaminen edellyttää, että Finnvera pystyy tunnistamaan menestyviä yrityksiä markkinoita paremmin. Tämän toteutuminen ei ole missään nimessä selvää. Voikin siis olla, että epäsymmetrinen informaatio viivästyttää signalointivaikutusta. On myös mahdollista, että Finnvera pitää kiinni vanhoista tuottavista asiakkaistaan eikä pyri signalointivaikutusten antamiseen teorian edellyttämällä tavalla.

Elinkeinoelämän tutkimuslaitos (ETLA) on ahkerasti tutkinut Finnveran asiakkaaksi hakeutumista ja rahoituksen toistuvuutta (Koski ja Pajarinen 2010, Koski ja Tuuli 2010 sekä Ylhäinen 2010). ETLAn tutkimusten lopputulos on, että Finnveralla on niin sanottuja “kanta-asiakkaita” eli yrityksiä, jotka saavat toistuvasti rahoitusta. Tulos tarkoittaa, että signalointi ei toimi tai mahdollisesti sen ei haluta toimivan. Tämä työ tuo kuitenkin hieman lisävaloa aikaisempien tutkimusten tuloksiin. Vaikuttaa näet siltä, että vuosina 2005–2006 tehty luottopolitiikan täsmentäminen ja pankkien suurempi halu yritysten rahoittamisessa on vähentänyt Finnveran rahoituksen toistuvuutta. Luvussa 4.4 esittelen lähemmin rahoituksen toistuvuuteen liittyviä tuloksia.

2.4.4 Vaikutukset luovaan tuhoon

Finnvera on yksi Suomen valtion keskeisistä ohjauskeinoista niin uuden tuotannon synnyttämisessä kuin vanhan tuotannon säilyttämisessä. Valtion korkotuet ja tappiotakaukset yhtäältä mahdollistavat uusien toimialojen riskirahoittamisen. Toisaalta ne saattavat hidastaa keskimääräistä vähemmän tuottavien yritysten markkinoilta poistumista.

Useimmat taloustieteilijät pitävät luovaa tuhoa talouskasvun moottorina – hei-

kommin kannattavat yritykset poistuvat markkinoilta ja työntekijät siirtyvät tuotavampiin yrityksiin tai perustavat itse uusia yrityksiä. Pitkällä aikavälillä luovaa tuhoa ei ole syytä hillitä, koska se tarkoittaa tehokkaampaa resurssien allokaatiota ja kilpailukyvyn ylläpitoa. Kun tästä Schumpeterin luomasta käsitteestä puhutaan, unohtuu tarkastelusta kuitenkin usein kansallinen intressi. Onkin perusteltua kysyä, onko luova tuho lyhyellä aikavälillä kansantalouden kannalta kannatettavaa, jos se tarkoittaa suomalaisten yritysten korvaamista ulkomaisilla.

Luova tuho on vaikuttanut Suomessa huomattavasti työn tehokkuuteen (Mali-ranta ym. 2010). Markkinoiden globalisoituminen on muuttanut ja edelleen muuttaa luovan tuhon toimintatapaa. Toisin sanoen uudet työpaikat eivät enää välttämättä synny samoille seuduille kuin mistä luova tuho on edelliset yritykset pyyhkäissyt pois. Tämä asettaa poliittiset päättäjät entistä vaikeampaan tilanteeseen. Toisaalta halutaan pitää kiinni nykyisistä työpaikoista, vaikka pidemmällä tähtäimellä luova tuho on luonut talouskasvua Suomessa.

Luku 3

Tutkimusaineisto ja tilastolliset menetelmät

Tässä luvussa kuvaan tutkimusaineiston sekä käytettävät tilastolliset menetelmät. Aineiston paneelirakenne ja tutkimuskysymys vaikuttavat valittuihin tilastollisiin menetelmiin ja niiden soveltamiseen.

Tutkimukseni keskeinen kontribuutio liittyy Finnveran asiakkuuden kausaalivaikutukseen. Aineiston esittelyn jälkeen käynkin läpi, kuinka kausaalisuutta voidaan käsitellä tilastollisessa mallissa. Tämän jälkeen esittelen työssä käyttämäni tilastolliset työkalut kausaalivaikutuksen estimoimiseksi. Ensimmäinen näistä perustuu lineaarisiin paneelimalleihin ja toinen erotukset-erotuksissa -vertaistamiseen (ks. Heckman ym. 1997).

3.1 Tutkimusaineisto

Kuten vertailututkimuksissa yleisesti, niin myös tässä tutkimuksessa aineisto koostuu kahdesta osasta; koe- ja kontrolliryhmästä. Koeryhmän muodostavat Finnveran asiakkaat ja kontrolliryhmä koostuu muista Suomessa toimivista pk-yrityksistä. Koe- ja kontrolliryhmän aineistot ovat tulleet eri lähteistä, joten kuvailen nämä ryhmät ensin erikseen. Lopuksi esittelen aineiston muuttujat tarkemmin.

3.1.1 Aineisto

Koeryhmä

Finnveran asiakkaat muodostavat aineiston koeryhmän. Koeryhmä koostuu niistä yrityksistä, jotka ovat saaneet Finnveran rahoitusta vuosien 2005–2011 aikana. Aikarajauksen taustalla on se, että ohjelmistomuutosten vuoksi vain vuoden 2004 jälkeen tehdyistä laina- ja takauspäätöksistä on olemassa yhtenäiset tiedot. Rahoituspäätösten tiedot on yhdistetty Finnveran tietokannoissa oleviin tilinpäätös-, toimipaikka-

ja toimialatietoihin. Näin ollen koeryhmän yritysten tilinpäätös vuosien lukumäärät ja ajankohdat vaihtelevat. Vuotta 2003 aikaisemmat havainnot olen poistanut aineistosta, koska kontrolliryhmän aikasarja ei ylety niin pitkälle.

Koeryhmässä on yhteensä 13 069 yritystä. Koeryhmän yrityksistä 6 168 on tullut Finnveran asiakkaaksi ennen vuotta 2005 ja 6 901 vuoden 2004 jälkeen. Finnveran asiakkuuden kausaalivaikutuksia tutkiessani on oleellista, että yrityksistä on havaintoja ennen Finnveran asiakkaaksi tuloa. Tällöin joudun rajoittumaan vuoden 2004 jälkeen asiakkaiksi tulleisiin yrityksiin. Aloittavia yrityksiä lukuun ottamatta useimmilta yrityksiltä on tietoja ennen Finnveran asiakkaaksi tuleamista. Tämä on seurausta siitä, että luottopäätöksiin vaikuttavat tilinpäätösanalyysit tehdään historiatietojen pohjalta. Asiakkuutta edeltävien havaintovuosien määrä on yritys-kohtainen. Arvioidessani Finnveran signalointivaikutusta voin käyttää myös niitä yrityksiä, jotka ovat alunperin tulleet asiakkaaksi ennen vuotta 2005.

Havainnot Finnveran asiakkaista muodostavat epätasapainoisen paneelin. Suurin syy tähän on se, että tilinpäätöstietojen antaminen ei ole pakollista. Puuttuvat havainnot ovat yksi potentiaalinen lähde aineiston harhaisuudelle, jota käsittelem estimoitien yhteydessä luvussa 4. On kuitenkin otettava huomioon, että yksittäisten puuttuvien havaintojen vuoksi yritysten kaikkia havaittuja tilinpäätös vuosia ei pystytä hyödyntämään tilastollisissa analyyseissa.

Ulkopuolisen rahoituksen tarpeet ja syyt vaihtelevat yrityksittäin. Osalle yrityksistä myönnetään lainaa, osalle takausta ja joillekin molempia. Kokonaisuudessaan vuositasolle aggregoituja rahoituksia on 19 162. Toisin sanoen huomattavan suuri joukko yrityksiä on saanut rahoitusta useampana kuin yhtenä vuonna. Vuosihavaintojen puuttumisen takia kaikille yrityksille ei rahoitusmuotoa ole pystytty identifioimaan. Puhtaasti lainaa saaneita yrityksiä on 7 001 ja pelkästään takauksia saaneita on 3 275. Molempia instrumentteja on käyttänyt 1 351 yritystä.

Olen aggregoinut myös yritysten rahoituksen määrän vuositasolla. Yritysten tekemien vuosittaisten hankkeiden rahamäärän mediaani on 100 000 euroa. Kun rahoitusinstrumenttina on ollut takaus, nousee näiden hankkeiden mediaani kokonais-

määrältään 200 000 euroon. Vastaavasti lainaa käytettäessä hankkeiden mediaaniko ko on 70 000 euroa. Kun rahoitus tapahtuu lainalla, on Finnveran osuus kokonais-hankkeesta keskimäärin vajaat 70 prosenttia. Takausten yhteydessä osuus putoaa vajaaseen 50 prosenttiin.

Aineistosta käy ilmi, mihin tarkoitukseen yritykset ovat rahoituksen hankkineet. Syyt voidaan erotella neljään kategoriaan, jotka ovat investointi, käyttöpääoma, toi-mitus ja vienti. Näistä kaksi ensimmäistä ovat tyypillisimmät rahoituksen kohteet. Investointitarkoituksiin rahoitusta on hakenut 6 207 yritystä ja käyttöpääomatar-peen tyydyttämiseksi 8 486 yritystä. Toimitukseen ja vientiin vastaavat luvut ovat 645 ja 255.

Kontrolliryhmä ja muita tietoja

Olen hankkinut vertailuaineiston Kauppalehti Oy:n tietopalveluja tuottavasta Ba-lance Consulting yksiköstä. Aineisto on epätasapainoinen paneeli, joka koostuu 9 516 pk-yrityksestä. Yrityksistä on tilinpäätös-, toimipaikka- ja toimialatiedot vuosilta 2004–2010. Aineisto on poimittu käyttäen EU-komission pk-yritysmääritelmää vaa-tien, että kaikilta mainituilta vuosilta on liikevaihdon havainnot olemassa. Muista muuttujista kuitenkin puuttuu havaintoja, joten tilastollisissa analyyseissa ei pysty-tä kaikkia kontrolliryhmän yrityksiä hyödyntämään.

Olen sekä y-tunnusten että yritysten nimien perusteella poistanut vertailuaineis-tosta ne yritykset, jotka ovat jossakin vaiheessa olleet Finnveran asiakkaina. Lisäksi muutama yritys on poistettu epäselvien tilinpäätöstietojen perusteella. Näiden toi-menpiteiden jälkeen vertailuaineistoon on jäänyt 7 466 yritystä.

Kauppalehti Oy:stä saamieni tietojen mukaan heidän tietokantansa sisältää noin 30 000 yritystä, joiden yhteenlaskettu liikevaihto kattaa 85 prosenttia Suomen yri-tystoiminnan liikevaihdosta. Yritysten lukumäärä vastaa kuitenkin vain noin kym-mentä prosenttia kaikista Suomessa toimivista yrityksistä (SVT 2011). Heidän tie-tokantansa yritykset ovat siis keskimääräistä suurempia. Tämä viittaa siihen, että poimittua otosta ei voida pitää täysin satunnaisena otoksena pk-yrityksistä. Satun-naisuutta vähentää myös vaatimus tilinpäätöstiedoista kaikilta vuosilta 2004–2010.

Tämän seurauksena aineistossa olevat yritykset ovat toimineet jo useita vuosia ja ovat näin saavuttaneet jonkin aseman markkinallaan. Balance Consulting poimii liikevaihdoltaan alle 1,7 miljoonan euron yritysten tiedot automaattilukuna kaupparekisteristä. Näitä yrityksiä on aineistossa 1 334. Automaattipointinta takaa saattunaisuuden mutta ei poista tilinpäätösvaatimusten aiheuttamaa harhaa.

Koe- ja kontrolliryhmien havaintojen lisäksi olen kerännyt joitakin tietoja Tilastokeskuksen StatFin tietokannasta. Näihin kuuluvat muun muassa työllisyys- ja työttömyystilastot maakunnittain sekä mahdollisuuksien mukaan esimerkiksi alueelliset BKT-luvut. Kaikkien haluamieni muuttujien käyttäminen ei valitettavasti ole ollut mahdollista, koska esimerkiksi BKT-luvuista ei ole vielä päivitettyä vuositilinpitoa vuodelta 2010.

3.1.2 Muuttujat

Finnveran tietokannat sisältävät huomattavasti enemmän tietoa kuin mitä vertailuaineiston yrityksistä oli saatavilla. Näin ollen kontrolliaineisto määrittää, mitä muuttujia ja vuosia analyyseissä on mahdollisuus käyttää.

Muuttujat lyhenteineen ovat taulukossa 3.1, jossa olen ryhmitellyt ne Yritystutkimus ry:n (2011) jaon mukaisesti. Kannattavuutta edustavia muuttujia ovat prosenteissa mitattavat käyttökate, liiketulos ja nettotulos. Näistä muuttujista liiketulos on tutkielmani kannalta keskeisin, koska se ei ole toimialariippuvainen eivätkä siihen suoraan vaikuta yrityksen rahoituskulut. Pääoman tuoton mittarina on sijoitetun pääoman tuotto, joka mittaa suhteellista kannattavuutta. Näiden lisäksi gearing sekä prosenteissa mitattavat omavaraisuusaste ja käyttöpääoma kertovat yrityksen pääomarakenteesta. Rahoituksen riittävyttä ja maksuvalmiutta kuvaavat quick- ja current ratio sekä vieraan pääoman takaisinmaksuaika. Yleisinä muuttujina ovat liikevaihto ja sen muutos, yrityksen ikä ja henkilöstömäärä sekä keskimääräiset rahoituskulut. Viimeistä muuttujaa voidaan käyttää apuna arvioitaessa kontrolliryhmän yritysten ulkopuolista varainhankintaa, josta ei ole suoraa tietoa.

Taulukko 3.1: Aineiston muuttujat

Kannattavuus	Käyttökate % (EBITDA) Liiketulos % (EBIT) Nettotulos % (NT)
Pääoman tuotto	Sijoitetun pääoman tuotto % (SIPO)
Pääomarakenne	Omavaraisuusaste % (OV) Gearing (GR) Käyttöpääoma (KPO) %
Rahoituksen riittävyys	Quick ratio (QR) Current ratio (CR) Vieraan pääoman takaisinmaksuaika (VPO)
Muita tietoja	Liikevaihto (LV) Liikevaihdon muutos (ΔLV) Henkilöstökulut % (HKUL) Keskimääräiset rahoituskulut % (RKUL) Jalostusarvo % (JAO) Ikä (Ikä) Henkilöstömäärä (H) Toimiala (TOL)

Huom: Muuttujien lyhenteet ovat suluissa.

Aineiston esikäsittely ja tunnusluvut

Aineiston muuttujien arvoissa on erittäin suuria poikkeamia. Joidenkin havaintojen saamat arvot ovat lisäksi mahdottomia – esimerkiksi joidenkin yritysten kohdalla omavaraisuus on yli 100 prosenttia. Tämän tyyppiset havainnot olen koodannut puuttuviksi, koska en voi olla varma, että esimerkin tapauksessa oikea omavaraisuus olisi 100 prosenttia. Koska käyttämäni menetelmät perustuvat keskiarvopohjaisiin estimaattoreihin, olen myös koodannut kaikkien prosenteissa mitattujen muuttujien jakaumien hännistä viisi prosenttia havainnoista puuttuviksi.

Korjattujen muuttujien keskiarvot sekä t -testit keskiarvojen erotuksille löytyvät taulukosta 3.2. Myöhempää analysointia varten esitän Finnveran asiakkaat kahtena joukkona. Sekä vuoden 2004 jälkeen että ennen sitä asiakkaiksi tulleet yritykset poikkeavat kontrolliryhmän yrityksistä tilastollisesti merkitsevästi kaikkien muuttujien kohdalla. Kontrolliryhmän yritykset ovat sekä liikevaihdolla että henkilöstömäärällä mitattuna huomattavasti suurempia. Lisäksi ne ovat keskimäärin yli kymmenen vuotta Finnveran yrityksiä vanhempia. Taulukossa on myös kutakin muuttujaa kohti ilmoitettu havaintojen lukumäärä, joka vaihtelee huomattavasti muuttujasta toiseen. Liikevaihdon muutoksesta on vähiten havaintoja, koska useimmiten yrityksen

aikasarjan ensimmäisen havaintovuoden kohdalla tätä muuttujaa ei ole ilmoitettu. Työn kannalta huomionarvoista on, että uudemmilta asiakkailta yrityksen iästä on vähemmän havaintoja kuin suurimmasta osasta muuttujia.

Esimerkiksi ikä-muuttujan puuttuminen aiheuttanee aineiston valikoitumista. Samoin muut puuttuvat havainnot sekä kokonaan puuttuvat yritykset saattavat aiheuttaa valikoituneisuutta. Puuttuvia havaintoja olisi esimerkiksi mahdollista imputoida mutta sen kaltaisiin toimenpiteisiin en ole ryhtynyt. Valikoituminen on joka tapauksessa tyypillinen ongelma mikroaineistoissa, jolloin myöskään erilaiset imputointimenetelmät eivät välttämättä johda tarkempiin tuloksiin. Valikoitumista käsittelem tilastollisten analyysien yhteydessä luvussa 4.

Taulukko 3.2: Tunnusluvut

Muuttuja	Kontrolliryhmä			Asiakkaaksi > 2004				Asiakkaaksi ≤ 2004			
	<i>N</i>	\bar{x}	$\sigma_{\bar{x}}$	<i>N</i>	\bar{x}	$\sigma_{\bar{x}}$	<i>t</i> -testi	<i>N</i>	\bar{x}	$\sigma_{\bar{x}}$	<i>t</i> -testi
EBITDA	49449	8,66	8,35	29446	8,16	9,42	7,52	34843	8,85	9,30	-3,14
EBIT	49306	5,58	7,28	29399	3,81	8,51	29,65	34959	4,15	8,35	25,77
NT	49229	3,68	6,20	29467	0,96	8,09	49,54	35072	1,03	7,78	52,84
SIPO	48650	20,70	23,59	29214	15,45	28,64	26,45	35663	13,66	25,39	41,03
OV	52070	47,45	26,85	31876	23,19	30,95	115,76	36112	19,26	28,71	147,20
GR	52262	0,01	0,03	28595	0,87	2,26	-64,42	32868	1,14	2,32	-89,07
KPO	48102	11,61	10,68	30055	9,83	10,76	22,61	34498	10,90	11,08	9,29
QR	48174	1,40	0,96	31401	1,06	0,85	53,53	36806	0,91	0,76	84,09
CR	47492	1,95	1,13	29202	1,61	1,03	43,30	33775	1,50	0,95	60,94
LV	52262	6189	9261	34097	1663	10239	65,91	39613	2635	11852	49,35
ΔLV %	48450	6,91	20,85	23662	12,68	26,95	-28,96	34117	10,36	24,73	-21,06
HKUL	48118	23,46	14,81	29570	26,38	15,80	-25,65	35731	25,29	14,72	-17,76
RKUL	48793	3,68	3,99	31458	5,51	4,12	-62,42	37843	6,22	3,86	-94,87
JAO	48437	32,20	17,88	29463	35,93	17,72	-28,42	35599	35,57	16,77	-27,96
Ikä	52008	24,28	28,15	28822	9,46	9,90	108,55	39744	13,58	12,04	77,58
H	48671	30,15	47,55	34216	11,73	90,97	34,30	39541	15,96	39,99	48,14

Huom: Rahayksiköt on ilmoitettu tuhansissa euroissa. Merkintä \bar{x} kuvaa kunkin muuttujan keskiarvoa ja $\sigma_{\bar{x}}$ muuttujan keskihajontaa. Keskiarvojen erotuksen tilastollisen merkitsevyyden osoittaa *t*-testi, joka ilmaisee *t*-testisuuren arvon. Kaksisuuntaisen testin 95 % luottamusvälin kriittiset rajat ovat $\pm 1,96$. Testissä verrataan asiakkaita kontrolliryhmään.

Osa muuttujista on toimialariippuvaisia. Esimerkiksi käyttöpääomaa tarvitaan joillakin teollisuuden aloilla enemmän kuin palvelualoilla. Koe- ja kontrolliryhmien yritysten toimialajakaumat ovat kuitenkin pitkälti samat, kuten liitteen kuvasta B.1 nähdään. Noin kolmannes kaikista Finnveran asiakkaista on teollisuusyrityksiä ja vajaa viidennes toimii tukku- ja vähittäiskaupan alalla. Kontrolliryhmässä suhde on lähes sama.

3.2 Rubinin kausaalimalli

Kausaalisuussuhteiden ymmärtäminen on keskeisessä asemassa niin yhteiskunta- kuin luonnontieteissäkin. Kausaalisuuden erottaminen korrelaatiosta mahdollistaa parempien poliittisten päätösten tekemisen. Todellisen syy-seuraussuhteen erottaminen on tunnetusti kuitenkin hankalaa.

Seuraavaksi esittelemäni ja empiirisessä osassa käyttämäni ajatusmalli nojautuu vahvasti Rubinin (1974, 1977) ja Hollandin (1986) määritelmiin sekä Angristin ja Pischken (2009) esitykseen. Kausaalisuusajattelun taustalla on mahdollisten tulemien (potential outcomes) “jos – niin” -kehikko, jota käyn seuraavaksi läpi. Yleisesti puhutaan myös kontrafaktuaaliajattelusta. Käsittelen aihetta Finnvera-aineiston tapauksessa.

Olkoon mielenkiinnon kohteena yrityksen kannattavuus $Y_{i,t}$ ¹⁰. Kannattavuus saattaa riippua siitä, onko yritys Finnveran asiakas vai ei. Ajattelun keskiössä on pohdinta, miten yrityksellä i menisi tänään, jos se ei olisi Finnveran asiakas. Merkitään tämän tapahtuman mahdollista tulemaa satunnaismuuttujalla $Y_{0i,t}$. Vastaavasti $Y_{1i,t}$ tarkoittaa sitä, miten yrityksellä i menisi, jos se olisi Finnveran asiakas¹¹. Olkoon $D_{i,t}$ binäärinen satunnaismuuttuja, joka saa arvon yksi, kun yritys i on Finnveran asiakas hetkellä t ja vastaavasti arvon nolla, kun yritys ei ole Finnveran asiakas.

Todellisuudessa yritykselle havaitaan vain yksi realisoitunut kannattavuuden arvo, joka voidaan kirjoittaa mahdollisten tulemien avulla muodossa

$$Y_{i,t} = Y_{0i,t} + (Y_{1i,t} - Y_{0i,t})D_{i,t}. \quad (3.1)$$

Erotus $Y_{1i,t} - Y_{0i,t}$ tulkitaan Finnveran kausaalivaikutukseksi yhdelle yritykselle. Tämän mittaaminen ei tietenkään ole suoraan mahdollista, koska havaitsemme vain

¹⁰Kannattavuutta ei tässä samaisteta mihinkään yksittäiseen tunnuslukuun.

¹¹Todellisuudessa työssäni mahdollisia tulemia on enemmän kuin kaksi. Tämä seuraa siitä, että malleissa asiakkuuden annetaan vaikuttaa myös viiveellä (ks. esim. Wooldridge 2009, s. 968–969). Esityksen yksinkertaistamiseksi oletan, että menneeseen toimenpiteeseen osallistuminen (Finnveran asiakkuus) ei vaikuta mahdollisiin tulemiin. Näin olettamalla mahdollisten tulemien määrä rajoittuu kahteen.

yhden tuleman. Tämä on kausaalisuuspäätelyn perusongelma (Holland 1986). Vaikka ongelma pystyttäisiin jotenkin kiertämään, on kausaalivaikutuksen tehokas estimointi yrityskohtaisesti usein mahdotonta (Morgan ja Harding 2006). Tästä syystä kausaalivaikutusta pyritään mittaamaan jonkin keskiarvon kautta. Kolme yleisintä toimenpiteen vaikutusta mittaavaa tekijää ovat: 1) keskimääräinen toimenpiteen vaikutus (average treatment effect) $ATE = E(Y_{1i,t}) - E(Y_{0i,t})$; 2) keskimääräinen toimenpiteen vaikutus koeryhmään (average treatment effect on the treated) $ATT = E(Y_{1i,t}|D_{i,t} = 1) - E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 1)$; 3) keskimääräinen toimenpiteen vaikutus kontrolliryhmään (average treatment effect on the non-treated) $ATNT = E(Y_{1i,t}|D_{i,t} = 0) - E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 0)$. Näistä ATT on yleisimmin käytetty mittari (ks. esim. Smith ja Todd 2005). Yhdenkään vaikutuksen mittaaminen ei ole mahdollista ilman ylimääräisiä oletuksia. Esimerkiksi kontrafaktuaalia $E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 1)$ ei havaita. Tämä odotusarvo pyritään muodostamaan kontrolliryhmän avulla ja siihen tarvitaan oletuksia, joita esittelen alempana.

Tutkielmassani ATT on kiinnostuksen kohteena oleva vaikutus. Valinta on luonnollinen, koska Finnveran tapauksessa ei olla kiinnostuneita koko yrityspopulaatiosta, sillä toimiva pankkisektori huolehtii suurimmasta osasta yritysrahoitusta. Toisaalta niin Finnveran kuin taloustieteen näkökulmasta on mielenkiintoista, miten valtion rahoittamille yrityksille käy. Yksinkertaisimmillaan ajateltuna Finnveran asiakkuuden vaikutusta yritysten kannattavuuteen voitaisiin tutkia vertaamalla koe- ja kontrolliryhmiä suoraan keskenään. Tähän vertailuun liittyy kuitenkin valikoitumisharhasta seuraava ongelma, joka nähdään kirjoittamalla

$$\underbrace{E(Y_{1i,t}|D_{i,t} = 1) - E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 0)}_{\text{Keskimääräinen ero ryhmien välillä}} = \underbrace{E(Y_{1i,t}|D_{i,t} = 1) - E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 1)}_{\text{ATT}} + \underbrace{E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 1) - E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 0)}_{\text{Valikoitumisharha}},$$

missä yhtälön oikean puolen ensimmäinen termi on ATT. Jälkimmäinen termi ilmaisee valikoitumisharhan (selection bias), joka on keskeinen tekijä vääristämään

kausalisuustulkintoja. Valikoitumisharhalla tarkoitetaan sitä, että välttämättä kaikki yritykset eivät pyri Finnveran asiakkaiksi vaan asiakaspopulaatio valikoituu jollakin tietyllä tavalla (ks. luku 2.4.2). Valikoitumisharhan kontrollointi on ehdoton edellytys onnistuneelle kausalisuustulkinnalle.

Valikoitumisharha poistuisi, mikäli asiakaspopulaatio valikoituu satunnaisesti. Tällöin mahdolliset tulemat olisivat riippumattomia siitä, onko yritys asiakas vai ei. Ei ole syytä olettaa, että asiakasjoukko olisi satunnaisesti valikoitunutta. Ei kuitenkaan ole täysin yksikäsitteistä, mihin suuntaan ja kuinka voimakkaasti valikoitumisharha vaikuttaa. Populaation tasolla valikoitumisharha on oletettavasti negatiivinen eli Finnveran asiakkaiden mahdollinen tulema ilman Finnveran rahoitusta olisi huonompi kuin kontrolliryhmän yritysten. Keskeinen argumenttini nojaa oletukseen, että koeryhmän yritykset eivät saisi tarvitsemaansa ulkopuolista rahoitusta markkinoilta. Kääntäen tulkittuna vertailuryhmän yritykset saisivat rahoitusta myös Finnverasta, mutta eivät sitä tarvitse.

Seuraavaksi esittelen, miten Rubinin (1974, 1977) kausaalimalli voidaan esittää regressioanalyysin avulla. Keskeinen huomio on, että valikoitumisharha on suoraan yhteydessä selittäjän ja virhetermin väliseen korrelaatioon. Tämän tuloksen kautta käyn läpi oletuksia, joiden vallitessa valikoitumisharhasta päästään eroon.

3.2.1 Kausalisuus ja regressioanalyysi

Edellä esittelemäni Rubinin mahdollisten tulemien ajatukseen perustuva kausalisuustulkinta voidaan yksinkertaisesti muokata regressioanalyysin kehikoon. Tämä on helpointa ymmärtää sen kautta, että tavallisesti regressioanalyysissä mallinnetaan selitettävän muuttujan ehdollista odotusarvoa.

Jatkan olettamalla, että mallissa ei ole muita selittäjiä ja että toimenpiteen vaikutus on kaikille yksilöille sama ($Y_{1i,t} - Y_{0i,t} = \rho$). Edeltävästä oletuksesta luovun pian, mutta jälkimmäisen säilytän koko tutkielmani ajan. On kuitenkin selvää, että toimenpiteen heterogeenisuutta ei useinkaan voida sulkea pois. Yksi mahdollisuus heterogeenisten vaikutusten tutkimiseen olisi niin sanottu LATE-kehikko (local

average treatment effect) (ks. Angrist ja Pischke 2009). Aineistossa ei ole sopivaa instrumenttimuuttujaa valikoitumisen kontrolloimiseksi, joten LATE-tarkastelu jää tutkielmani ulkopuolelle mahdolliseksi jatkotutkimuskohteeksi.

Tehdyillä oletuksilla yhtälö (3.1) voidaan kirjoittaa muodossa

$$Y_{i,t} = \underbrace{E(Y_{0i,t})}_{\alpha} + \underbrace{(Y_{1i,t} - Y_{0i,t})}_{\rho} D_{i,t} + \underbrace{Y_{0i,t} - E(Y_{0i,t})}_{\epsilon_{i,t}}. \quad (3.2)$$

Ehdollistamalla yhtälö (3.2) muuttujan $D_{i,t}$ molempien arvojen suhteen ja laskemalla näiden erotus saadaan

$$\begin{aligned} E(Y_{i,t}|D_{i,t} = 1) - E(Y_{i,t}|D_{i,t} = 0) &= \rho + E(\epsilon_{i,t}|D_{i,t} = 1) - E(\epsilon_{i,t}|D_{i,t} = 0) \\ &= \rho + E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 1) - E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 0). \end{aligned}$$

Ensimmäinen yhtäsuuruus kertoo, että valikoitumisharha tosiaan riippuu virhetermin ja selittäjän välisestä korrelaatiosta. Vastaavasti toinen yhtäsuuruus seuraa siitä, miten $\epsilon_{i,t}$ on määritelty yhtälössä (3.2), eli valikoitumisharha palautuu mahdollisten tulemien eroihin koe- ja kontrolliryhmien välillä.

Eräs keino korjata valikoitumisharhaa on olettaa niin sanottu ehdollinen riippumattomuusoletus (conditional independence assumption, ERO). Tällöin malliin (3.2) lisätään selittäjät \mathbf{x}_i , jotka kontrolloivat toimenpiteeseen valikoitumista. Vektori \mathbf{x}_i voi sisältää muuttujia eri ajanhetkiltä sekä ajan suhteen vakioisia tekijöitä. ERO voidaan matemaattisesti esittää muodossa

$$\{Y_{0i,t}, Y_{1i,t}\} \perp\!\!\!\perp D_{i,t} | \mathbf{x}_i. \quad (3.3)$$

Toisin sanoen mahdolliset tulemat ovat riippumattomia valikoitumismuuttujasta, kun tarvittavat selittäjät pystytään kontrolloimaan.

Parametrien identifioituvuuden takaamiseksi vaaditaan myös niin sanottu päällekkäisyysoletus (overlap). Se tarkoittaa, että kaikilla selitettävien muuttujien havaituilla arvoilla on yrityksiä niin koe- kuin kontrolliryhmässä. Formaalisti tämä

tarkoittaa, että kaikilla $\mathbf{x}_i \in \mathfrak{X}$, missä \mathfrak{X} on selittäjien kanta, pätee todennäköisyys

$$0 < P(D_{i,t} = 1 | \mathbf{x}_i) < 1. \quad (3.4)$$

Kun ehdot (3.3) ja (3.4) pätevät, niin valikoitumisharha poistuu, koska $E(Y_{0i,t} | D_{i,t} = 1, \mathbf{x}_i) - E(Y_{0i,t} | D_{i,t} = 0, \mathbf{x}_i) = 0$. Tällöin Finnveran kausaalivaikutus yrityksen kannattavuuteen saataisiin selvitettyä. Käytännössä on kuitenkin epäselvää, löytyykö selittäjiä, jotka kontrolloisivat valikoitumisen. Pалаan tähän luvussa 4.

Kuten Heckman ym. (1997) huomauttavat, on ehtoja (3.3) ja (3.4) mahdollisuus lieventää. Edeltävä voidaan monessa tilanteessa korvata koskemaan ehdollisia odotusarvoja: $E(Y_{hi,t} | \mathbf{x}_i, D_{i,t}) = E(Y_{hi,t} | \mathbf{x}_i)$, kun $h \in \{0, 1\}$. Kun kiinnostuksen kohteena on ATT:n estimointi, voidaan ERO asettaa koskemaan vain mahdollista tulemaa ilman Finnveran asiakkuutta. Lisäksi ehdosta (3.4) riittää vaatia, että todennäköisyys on aidosti pienempi kuin yksi mutta alaraja voi olla nolla. Nämä seuraavat intuitiivisesti siitä, että kontrolliryhmää pystytään tällöin hyödyntämään havaitsemattoman populaatiosuureen $E(Y_{0i,t} | D_{i,t} = 1)$ estimoinnissa.

Regressiokertoimien matemaattinen tulkinta on korrelaatio. Nyt olen kuitenkin esittänyt, että tulkinta voi olla myös kausaalinen. Tämä vaatii edellä esitetyt lisäehdot (3.3) ja (3.4). Nämä ehdot eivät liiemmin poikkea tavallisimmasta regressiooletuksesta, jossa virhetermin ja selittävien muuttujien välillä ei saa olla korrelaatiota. Kausaalisuustulkinnalle erityisen tärkeää on, että estimointiyhtälö vastaa oikeaa ehdollista odotusarvoa. Lisäksi on oleellista, että kausaalisuus ei kulje molempiin suuntiin. Tällaista ongelmaa ei pitäisi olla, koska paneeliaineisto mahdollistaa muuttujien havainnoinnin ajassa. Voi siis esimerkiksi olla, että äkillinen liikevaihdon lasku ajaa yrityksen Finnveran asiakkaaksi. Asiakkaaksi tulon jälkeen muutokset liikevaihdossa saattavat johtua Finnveran asiakkuudesta mutta päinvastaista ilmiötä ei enää tapahdu. Muutos saattaa johtaa uuteen rahoitukseen mutta sitä ei lasketa uudeksi asiakkuudeksi.

Regressiokertoimien tulkintaa kausaalisuusvaikutukseksi heikentävät regressioanalyysyjä yleisesti haittaavat ongelmat eli mittausvirheet ja poisjätettyjen muut-

tujien harha. Jälkimmäisen syynä saattaa olla aineiston vajavaisuus, joka on mikroekonometriassa tyypillinen ongelma, tai sitten joitakin muuttujia ei pysytä mittaamaan. Esimerkiksi toimitusjohtajan henkilökohtaisia taitoja voi olla vaikea mitata. On kuitenkin mahdollista, että nämä taidot vaikuttavat yrityksen menestymiseen. Alempana esittämilleni paneelimalleilla pystytään kontrolloimaan tietyn tyyppistä poisjätettyjen muuttujien harhaa.

Toimenpiteiden vaikutuksia arvioitaessa on syytä harkita, mitä muuttujia vektoriin \mathbf{x}_i lisätään. Yleisesti selittäjien lisääminen pienentää usein keskivirheitä estimointitehokkuuden kasvaessa ja parantaa näin tilastollista mallia. Angrist ja Pischke (2009, kpl. 3.2.3) esittelevät kaksi tapausta, joissa selittäjiä ei tule lisätä. Ensinnäkin on syytä jättää pois selittäjät, jotka voisivat yhtä hyvin olla selitettäviä muuttujia. Tällaisten selittäjien lisääminen aiheuttaa harhaa hieman samaan tapaan kuin edellä selostettu valikoitumisharha. Toiseksi poisjätetyn muuttujan harhan kontrolloimiseksi saattaa olla parempi jättää pois sellaiset muuttujat, joihin kiinnostuksen kohteena oleva valikoitumismuuttuja $D_{i,t}$ vaikuttaa. Yleisesti hyviä selittäviä muuttujia ovat ne, jotka on mitattu ennen Finnveran asiakkuutta.

3.3 Paneelimalleista

Paneeliaineistossa on havaintoja useasta yrityksestä usealta eri ajanhetkeltä. Paneeliaineiston etuna esimerkiksi aikasarjaan tai poikkileikkaukseen on, että se mahdollistaa ei-havaittavan yritys kohtaisten heterogeenisen vaikutuksen kontrolloimisen ajassa. Lisäksi suurempi määrä havaintoja kasvattaa estimoinnin tarkkuutta. Toisaalta paneelimallien estimointi ja analysointi voi olla haastavampaa kuin aikasarja- tai poikkileikkausmalleissa. Esimerkiksi epätasapainoinen (unbalanced) paneeli ja ilmiöiden epästationaarisuus monimutkaistavat tilannetta. Lisäksi paneeliaineistoissa on herkemmin yksittäisiä puuttuvia havaintoja tai havaintojen poistumista (attrition). Erityisesti toistuvissa kyselytutkimuksissa on tällaisia ongelmia, mutta ne ovat läsnä myös tässä työssä. (Hsiao 2003.)

Koska päämääräni on tarkastella tietyllä hetkellä sattuvan tapahtuman (Finnve-

ran rahoitus) vaikutusta, aineiston paneelirakenne on hyödyllinen. Toistettu poikkileikkausaineisto ei mahdollistaisi ennen ja jälkeen -vertailua. Paneelaineiston ja sen käsittelyn tunteminen on edellytys esittelemieni tulosten arvioinnille, joten käyn lyhyesti läpi estimointiin liittyvät yleiset periaatteet. En perehdy tässä aineiston asettamiin erityispiirteisiin, vaan kommentoin niitä alaosiossa 3.3.2.

Aineisto koostuu N yrityksestä, joista on havaintoja T eri ajanhetkeltä. Kutakin yritystä kohti aineistossa on k muuttujaa. Lineaarinen paneelimalli voidaan näin ollen muotoilla regressioyhtälön tavoin:

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_{i,t} \boldsymbol{\beta}_{i,t} + \alpha_{i,t} + u_{i,t}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N, \quad (3.5)$$

missä $\boldsymbol{\beta}_{i,t} \in \mathbb{R}^k$ ja $\mathbf{x}_{i,t} = (x_{1i,t}, \dots, x_{ki,t})' \in \mathbb{R}^k$. Näistä edellinen on tuntematon parametrivektori ja jälkimmäinen selittäjien muodostama vektori. Molemmat riippuvat niin ajanhetkestä t kuin yrityksestä i . Lisäksi $\alpha_{i,t}$ on ajasta ja yrityksestä riippuva skalaari sekä $u_{i,t}$ rippumattomasti ja samoin jakautunut nolla-odotusarvoinen virhetermi. Kuten yleisesti regressiomalleissa, voidaan selittäjät olettaa kiinteiksi tai perustaa tilastollinen päättely ehdollisiin jakaumiin. Seuraavissa tarkasteluissa keskityn ehdolliseen päättelyyn.

Paneeliregressiossa parametrien lukumäärään vaikuttaa sekä N että T . Jatkossa esittämäni asymptoottiset tulokset perustuvat oletukselle, että T on kiinteä ja $N \rightarrow \infty$. Toisin sanoen poikkileikkausdimensio on laaja. Tutkimusaineistoni vastaa kohtuullisen hyvin tätä oletusta. Yhtälöä (3.5) ei voida estimoida ilman rajoitteita, koska siinä on $N \times T(k + 1)$ estimoitavaa parametria ilman kovarianssimatriisin parametreja ja yhteensä vain NT havaintoa. Näin ollen mallia on jollakin tavalla rajoitettava. Yleisesti – ja myös tässä työssä – pitäydytään malliyhtälössä

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_{i,t} \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + u_{i,t}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N, \quad (3.6)$$

joka voidaan kirjoittaa yhdelle yritykselle vektorimuodossa

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \alpha_i \mathbf{e} + \mathbf{u}_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad (3.7)$$

missä $\mathbf{X}_i = [\mathbf{x}_{i,1} \cdots \mathbf{x}_{i,T}]' \in \mathbb{R}^{T \times k}$, $\mathbf{e} = (1, \dots, 1)' \in \mathbb{R}^T$, $\mathbf{y}_i = (y_{i,1}, \dots, y_{i,T})' \in \mathbb{R}^T$ ja $\mathbf{u}_i = (u_{i,1}, \dots, u_{i,T})' \in \mathbb{R}^T$. Huomionarvoista on oletus, että regressiosuoran kulma-kerroin on kaikille yrityksille sama ja havaitsematon muuttuja α_i on eri jokaiselle yritykselle ja riippumaton ajanhetkestä t . Tällä tavalla rajoitettuna estimoitavien parametrien määrä on enimmillään $k + N$ ¹². Vaatimus samasta kulmakertoimesta saattaa olla hyvin rajoittava. Parametrien rajoittamista voidaankin testata tavallisella F-testillä vertaamalla estimoitujen mallien jäännösneliösummia (Hsiao 2003, s. 16–18).

Seuraavaksi esittelen, miten parametrit β ja α_i estimoidaan. Paneelimallien estimoinnissa puhutaan yleisesti kiinteiden vaikutusten (fixed effects, FE) ja satunnaisten vaikutusten (random effects, RE) malleista. Jaottelu liittyy siihen, onko α_i yhtälössä (3.6) *kiinteä* vai *satunnainen*. Oleellista molemmissa tapauksissa on, että muuttuja on ei-havaittava. Se, tulkitaanko α_i kiinteäksi vai satunnaiseksi, vaikuttaa oleellisesti valittavaan estimointimenetelmään. Luvun 4 perusteella FE-malli osoittautuu paljon käyttökelpoisemmaksi, joten perehdyn siihen seuraavaksi tarkemmin. RE-mallin esittelen liitteen osassa A.2.2.

3.3.1 FE-malli

Kun α_i tulkitaan kiinteäksi ja oletetaan, että ei ole poisjätetyn muuttujan harhaa, voidaan yhtälön (3.6) parametrit β ja α_i estimoida käyttäen apuna Frisch-Waugh-Lowell teoremaa (FWL). Käytännössä ensin ”pyyhitään” kaikki ajasta riippumattomat vakiot pois sopivalla ortogonaalisella projektiomatriisilla ja estimoidaan β pienimmän neliösumman (PNS) menetelmällä, jonka jälkeen kiinteät vaikutukset saadaan sijoittamalla $\hat{\beta}_{FE}$ takaisin malliyhtälöön. Tässä tapauksessa $\mathbf{x}_{i,t}$ ei saa sisältää ajasta riippumattomia muuttujia, koska niitä ei voitaisi erottaa muuttujasta α_i . Hsiao (2003) käyttää menetelmästä lyhennettä LSDV (least squares dummy variable), jota mukailen kutsun sitä tästä eteenpäin PNSD-menetelmäksi. Nykyisten tietokoneiden suuri laskentateho mahdollistaisi FE-mallin estimoinnin suoraan

¹²Parametrien määrä riippuu siitä, miten α_i tulkitaan (kiinteä/satunnainen).

PNS:llä asettamalla jokaiselle yritykselle oma binäärimuuttuja. Koska useimmat tilasto-ohjelmat mukaanlukien käyttämäni Stata12 suorittavat estimoinnin kuitenkin perinteisellä kaksivaiheisella menetelmällä, esittelen mallin sen kautta.

FE-mallissa (3.6) oletetaan selittäjien vahva eksogeisuus:

$$E(u_{i,t} | \mathbf{x}_{i,T}, \mathbf{x}_{i,T-1}, \dots, \mathbf{x}_{i,t}, \dots, \mathbf{x}_{i,1}, \alpha_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (3.8)$$

Tästä seuraa suoraan, että selitettävän muuttujan ehdollinen odotusarvo ehdolla selittäjien kaikki (niin menneet kuin tulevat) havainnot on $\mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i$. Näin ollen parametri $\boldsymbol{\beta}$ saadaan estimoitua tarkentuvasti PNSD-menetelmällä. Yrityskohtaisia parametreja ei saada estimoitua tarkentuvasti, koska T on äärellinen ja kiinteä. Vahva eksogeisuus tarkoittaa intuitiivisesti sitä, että kun $\mathbf{x}_{i,t}$ ja α_i on kontrolloitu, ei muuttujilla $\mathbf{x}_{i,h}$ ole vaikutusta selitettävään muuttujaan $y_{i,t}$, kun $h \neq t$. Esimerkiksi selitettäessä yrityksen kannattavuutta menneillä investoinneilla voi olla hyvinkin mahdollista, että yrityksen kannattavuus vaikuttaa sen investointipäätöksiin tulevaisuudessa. Tällaisessa tilanteessa oletus vahvasta eksogeisuudesta ei päde.

FWL-menetelmän ensimmäisessä vaiheessa estimoidaan parametrivektori $\boldsymbol{\beta}$. Tätä varten muodostetaan matriisi $\mathbf{Q} = \mathbf{I} - \mathbf{e}(\mathbf{e}'\mathbf{e})^{-1}\mathbf{e}'$. Vektoryhtälö (3.7) kerrotaan vasemmalta puolittain tällä matriisilla. Kertominen keskittää kaikki muuttujat ajan suhteen, jolloin ajasta riippumattomat vakiot pyyhkiytyvät pois. Näin päädytään muokattuun malliyhtälöön

$$y_{i,t} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{i,t} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \boldsymbol{\beta} + u_{i,t} - \bar{u}_i, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N, \quad (3.9)$$

missä $\bar{\mathbf{x}}_i = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{1i,t}, \dots, \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{ki,t} \right)$, $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{i,t}$ ja $\bar{u}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{i,t}$. FWL-teoreema kertoo, että parametrivektorille $\boldsymbol{\beta}$ saadaan sama estimaatti sekä yhtälöstä (3.6) että (3.9).

Suorittamalla parametrivektorin $\boldsymbol{\beta}$ estimointi yhtälöstä (3.9) PNS-menetelmällä

päädytään FE-mallin PNSD-estimaattoriin¹³

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{FE} &= \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{y}_i \right) \\ &= \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{i,t} - \bar{\mathbf{x}}_i)(\mathbf{x}_{i,t} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{i,t} - \bar{\mathbf{x}}_i)(y_{i,t} - \bar{y}_i) \right),\end{aligned}\quad (3.10)$$

Estimaattoria $\hat{\beta}_{FE}$ kutsutaan “ryhmän sisäiseksi” (within-group) estimaattoriksi, koska se hyödyntää vain ryhmän (yhden yrityksen) sisäistä variaatiota. Selvimmin tämän näkee yhtälön (3.10) jälkimmäisestä muotoilusta, jossa yrityksen i havaintoja $\mathbf{x}_{i,t}$ verrataan *vain* saman yrityksen havaintojen ajassa laskettuun keskiarvoon. Osittaisena vastakohtana tälle on “ryhmien välinen” (between-groups) estimaattori (ks. liite A.2.1), joka ei hyödynnä ryhmän sisäistä vaihtelua. Molemmissa estimointimenetelmissä menetetään siis informaatiota.

FE-mallin kiinteät vaikutukset saadaan nyt luontevasti identiteetistä

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{\mathbf{x}}_i' \hat{\beta}_{FE}, \quad (3.11)$$

joka saadaan johdettua minimoimalla jäännösneliösumma kiinteän vaikutuksen α_i suhteen. Kun eksogeisuusoletus (3.8) vahvennetaan koskemaan myös toista momenttia, eli

$$\mathbb{E}(\mathbf{u}_i \mathbf{u}_i' | \mathbf{x}_{i,T}, \mathbf{x}_{i,T-1}, \dots, \mathbf{x}_{i,t}, \dots, \mathbf{x}_{i,1}, \alpha_i) = \sigma_u^2 \mathbf{I}, \quad (3.12)$$

on estimaattori $\hat{\alpha}_i$ harhaton. Tällöin Gauss-Markov -ehdot täyttyvät eli yhtälöön (3.11) perustuvat estimaattorit $\hat{\alpha}_i$ ovat parhaat harhattomat lineaariset estimaattorit (Wooldridge 2002, s. 273). Estimaattorit eivät kuitenkaan ole tarkentuvia, koska tarkentuvuus vaatisi rajatta kasvavan T .

Ehtojen (3.8) ja (3.12) pätiessä parametrivektorin $\hat{\beta}_{FE}$ asymptoottinen jakautuma voidaan muodostaa tavanomaisen PNS-estimointiteorian kautta. Tavanomaisella tarkoitan, että “sopiva” keskeinen raja-arvolause (KRL) ja (heikko) suurten luku-

¹³Ilman erillistä mainintaa oletan, että käänteismatriisit ovat olemassa.

jen laki (SLL) pätevät¹⁴. Asymptoottinen jakauma riippuu varianssiparametrin σ_u^2 , jonka tarkentuva estimaattori saadaan muun muassa käyttämällä yhtälöä (3.6) ja PNSD-menetelmän avulla estimoituja parametreja. Tarkentuva ($\hat{\sigma}_u^2 \xrightarrow{P} \sigma_u^2$) estimaattori muodostuu residuaalien neliöiden vapausastekorjatulla keskiarvolla

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{NT - N - k} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t}^2, \quad (3.13)$$

missä $\hat{u}_{i,t} = y_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \mathbf{x}'_{i,t} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE}$. Ehdosta (3.12) ja KRL:sta seuraa asymptoottinen normaalisuus

$$\sqrt{N}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} - \boldsymbol{\beta}_0) \overset{as.}{\approx} N(\mathbf{0}, \sigma_u^2 [\mathbf{E}(\mathbf{X}'_i \mathbf{Q} \mathbf{X}_i)]^{-1}), \quad (3.14)$$

missä $\boldsymbol{\beta}_0$ on “todellinen” parametrin $\boldsymbol{\beta}$ arvo. Jakauma pätee siis asymptoottisella oletuksella, jossa T on kiinteä ja $N \rightarrow \infty$. Myös T voi kasvaa rajatta, mutta tutkielmassa rajoitun tilanteeseen, jossa T on pieni.

Asymptoottisen varianssin estimaattori saadaan korvaamalla edellinen odotusarvo vastaavalla otosmomentilla ja hyödyntämällä varianssiparametrin $\hat{\sigma}_u^2$ tarkentuvuutta. Kerroinvektorin $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE}$ asymptoottisen kovarianssimatriisin estimaattori on näin ollen¹⁵

$$Cov(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE}) = \hat{\sigma}_u^2 \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i \mathbf{Q} \mathbf{X}_i \right)^{-1}. \quad (3.15)$$

Jakaumatulos (3.14) yhdistettynä asymptoottisen kovarianssimatriisin (3.15) kanssa tarkoittaa, että tilastollinen päättely estimaattorista $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE}$ voidaan toteuttaa tavanomaisia t - ja F -testejä hyödyntäen.

Kuten Wooldridge (2002, s. 251) painottaa, on keskustelu muuttujan α_i kiinteäksi tai satunnaiseksi tulkitsemisesta turhaa, koska satunnaisessa otoksessa se yleisesti on yhtä satunnainen kuin \mathbf{y}_i tai \mathbf{X}_i . Tärkeämpi asia on se, onko α_i korreloitunut selittäjien kanssa.

¹⁴Useimmat ekonometrian oppikirjat (esim. Wooldridge (2002, luku 3) ja Davidson ja MacKinnon (2003, luku 2)) käsittelevät PNS-estimaattorin asymptoottisen jakauman oletuksia, kun päätely ehdollistetaan satunnaisten selittäjien suhteen. Tässä KRL:n kohdalla mainittu sana “sopiva” viittaa siihen, että keskeisiä raja-arvolauseita on useita.

¹⁵Sijoittamalla ensin yhtälöön (3.10) muuttujan \mathbf{y}_i paikalle sen lauseke (3.7) seuraa kovarianssimatriisi suoraan laskemalla lauseke $\mathbf{E}[(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} - \boldsymbol{\beta}_0)(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} - \boldsymbol{\beta}_0)']$.

On huomattava, että α_i voidaan jättää myös pois yllä olevista yhtälöistä. Malli (3.6) voitaisiin korvata yhtälöllä

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_{i,t}\boldsymbol{\beta} + \mu + u_{i,t}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N, \quad (3.16)$$

missä μ on yleinen vakiotermi. Kun tämä yhtälö estimoidaan PNS-menetelmällä, puhutaan “yhdistetystä” (pooled) mallista. Tällöin ei hyödynnetä aineiston paneeliominaisuutta. Toisin sanoen oletetaan, että aineisto koostuu NT kappaleesta toisistaan riippumattomista havainnoista. On kuitenkin oletettavaa, että juuri paneeliominaisuudet ovat oleellisia mikroaineistoissa, joissa poisjätetyn muuttujan harha on hyvinkin mahdollista.

FE-malli auttaa vähentämään poisjätetyn muuttujan aiheuttamaa harhaa. Se vaatii kuitenkin vahvan eksogeenisuusoletuksen ja suuren määrän estimoitavia parametreja. RE-mallin avulla voitaisiin vähentää parametrien määrää. RE-mallin estimointimenetelmä on siten FE-mallin vastaavaa tehokkaampi. Sen käyttö vaatisi kuitenkin havaitsemattoman tekijän α_i ja selittäjien välisen korreloimattomuuden, mikä harvoin pätee mikroaineistoissa. Liitteessä A.2.2 kuvailen tarkemmin RE-mallia sekä esitän Hausmanin testin (ks. Hausman 1978), jolla voidaan verrata FE- ja RE-malleja.

3.3.2 Aineiston asettamia erityisominaisuuksia

Kovarianssimatriisin korjaus

Paneeliaineistolle on hyvin tyypillistä sekä havaintojen heterogeenisuus että korreloituneisuus. Erityisen ymmärrettäväksi asian tekee se, että yritykset ovat hyvin erilaisia, jolloin jäännöstermien varianssit saattavat vaihdella. Vaikka yrityskohtainen vakio α_i pystyykin poistamaan suurimman osan tästä vaihtelusta, jää heterogeenisuutta usein jäljelle. Lisäksi on hyvin tyypillistä, että selitettävä muuttuja on autokorreloitunut ajassa. Mikäli autokorrelaatiota ei saada selitettyä mallin muuttujilla, se näkyy jäännöstermissä. Yhdessä heterogeenisuus ja korreloituneisuus aiheuttavat sen, ettei tavallisen PNS:llä estimoidun virhetermin kovarianssimatriisin rakenne

ole oikea (ks. yhtälöt (3.12) ja (3.15)). Tästä syystä kovarianssimatriisina käytetään usein jotakin robustia vastinetta. Tarkastelemalla useita paneeliaineistoihin perustuvia tutkimuksia, Bertrand ym. (2004) ehdottavat, että robustien keskivirheiden laskeminen pitäisi ottaa yleiseen käytäntöön empiirisissä tutkimuksissa.

Mikäli heterogeenisuutta ja autokorreloituneisuutta ei kontrolloida, aliarvioi PNS-menetelmä keskivirheet, jolloin t -arvot yliarvioituvat (Cameron ja Miller 2010). Stock ja Watson (2008) osoittavat, että kun jäännöstermissä on autokorrelaatiota, on klusteroitu ja robusti (cluster-robust, tästä eteenpäin klusteroitu) kovarianssimatriisi tehokkaampi kuin perinteisempi heteroskedastisuutta huomioiva robusti kovarianssimatriisi (ks. White 1980).

Klusteroinnin lähtökohtana on mahdollista käyttää monia eri määritelmiä. Voitaisiin esimerkiksi klusteroida toimialoittain, vuosittain tai yrityksittäin. Tutkimus on edistynyt myös useampiulotteisessa klusterionnissa ja klusteroinnin tarpeellisuuden testaamisessa paneelimalleissa (Kezdi 2005, Baum ym. 2011.). Eri vaihtoehdot asettavat erilaisia rajoitteita. Esimerkiksi vuosittain tehtävä klusterointi mahdollistaisi yritysten väliset shokit, mutta asettaisi epärealistisen oletuksen kunkin yrityksen vuosittaisten havaintojen riippumattomuudelle. Näin ollen olen päätenyt klusteroimaan aineiston yrityksittäin, jolloin oletetaan, että yritykset ovat toisistaan riippumattomia.

Käyttämäni klusteroitu kovarianssimatriisi on Liangin ja Zegerin (1986) kehittämä. Matemaattisesti ilmaistuna siinä pätee korreloimattomuus: $E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,s}) = 0$, kun $i \neq j$. Sen sijaan $E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{i,s})$ on rajoittamaton ja heterogeenisuus sallitaan. Tällöin estimoitava kovarianssimatriisi on lohkodeagonaalinen. Lisäksi klustereiden suuri määrä parantaa kovarianssiestimaattorin asympotoottisia ominaisuuksia, jotka nojaavat juuri klustereiden määrän kasvamiseen (ks. esim. Angrist ja Pischke 2009, luku 8).

Epätasapainoinen paneeli

Tutkielman paneeliaineisto on epätasapainoinen. FE-mallin estimoinnissa tämä ei aiheuta suuriakaan muutoksia, mikäli havaintojen puuttuminen on satunnaista (ks. Wooldridge 2002, s.578–581, Hsiao 2003, s. 283). Tässä työssä havaintojen puuttumi-

sen satunnaisuutta tarkastellaan välillisesti estimointitulosten jälkeen aineiston valikoitumisen tarkastelussa luvussa 4. FE-mallissa epätasapainoisuus aiheuttaa käytännössä sen, että keskiarvot yritykselle i lasketaan yli yrityskohtaisten aikaperiodien T_i lukumäärän. Tilastollinen päättely voidaan perustaa asympotoottisesti samoihin tuloksiin kuin tasapainoisen FE-mallin tapauksessa (Wooldridge 2002).

Epätasapainoisuus vaikuttaa myös klusterointiin. Nichols ja Schaffer (2007) osoittavat simulointikokein, että jo melko pieni määrä (20) tasapainoisia tai melkein tasapainoisia (50) klustereita riittää kovarianssimatriisiin tarkentuvaan estimointiin. Aineistossani suurin osa yrityksistä, eli klustereista, sisältää havainnot kaikilta ajanhetkiltä, jolloin keskivirheiden estimoinnin pitäisi onnistua kohtuullisen tarkasti. Lisäksi yksikään klusteri ei sisällä kuin hyvin pienen osan koko havaintoaineistosta, jolloin yksittäinen yritys ei vaikuta merkittävästi tuloksiin (ks. Rogers 1994).

3.4 Erotukset-erotuksissa -vertaistaminen

Toisena tilastollisena menetelmänä käytän Heckmanin ym. (1997) ehdottamaa propensity score (PS) ja erotukset-erotuksissa (EE) -menetelmien yhdistämistä. Mallinnuksessa ensin estimoidaan kaikille yrityksille todennäköisyys $p_{i,t}$ olla Finnveran asiakas. Tämän jälkeen valitaan jokin “etäisyys” tai “mitta”, jonka avulla toisiaan todennäköisyyksien $p_{i,t}$ mielessä lähellä olevia koe- ja kontrolliryhmän yrityksiä verrataan toisiinsa. Vertailu perustetaan lopuksi EE-menetelmään, jossa menetelmän nimen mukaisesti koeryhmän yrityksen havaitun arvon $Y_{i,t}$ muutosta ennen ja jälkeen asiakkaaksi tuleminen verrataan kontrolliryhmän yrityksen vastaavaan suureen. Vertailu voidaan tehdä myös useampaan kontrolliryhmän yritykseen.

Jatkossa PS on todennäköisyys sille, että yritys i on hetkellä t Finnveran asiakas ehdolla selittäjät \mathbf{x}_i : $p_{i,t} = P(D_{i,t} = 1|\mathbf{x}_i)$. Rosenbaum ja Rubin (1983) osoittavat, että ehtojen (3.3) ja (3.4) pätiessä ehdollistaminen voidaan tehdä vektorin \mathbf{x}_i sijaan PS-arvon $p_{i,t}$ suhteen. Toisin sanoen nämä ehdot voidaan korvata ehdoilla

$$\{Y_{0i,t}, Y_{1i,t}\} \perp\!\!\!\perp D_{i,t} | p_{i,t} \quad (3.17a)$$

ja

$$0 < P(D_{i,t} = 1|p_{i,t}) < 1, \quad (3.17b)$$

joita voidaan lieventää samalla tavalla kuin ehtoja (3.3) ja (3.4).

Mallinnuksen ensimmäisessä vaiheessa on estimoitava todennäköisyydet $p_{i,t}$. Eri-laisia estimointivaihtoehtoja on useita, mutta työssäni estimoin nämä todennäköi-syydet Rosenbaumia ja Rubinia (1983) mukaillen probit-mallilla. Tässä binäärisen vasteen mallissa selitettävänä muuttujana on Finnveran asiakkuutta osoittava in-dikaattori $D_{i,t}$. Eräs mallinvalinnan kannalta keskeinen kysymys on, mitä selittä-viä muuttujia tulisi käyttää todennäköisyyksien $p_{i,t}$ estimoinnissa. Pitäisikö käyttää mahdollisimman runsasta selittäjäjoukkoa vai vain valikoitumisen kannalta keskei-simpiä muuttujia? Valinta riippuu usein tutkimuskysymyksestä (Angrist ja Pischke 2009). Imbens ja Wooldridge (2009) toteavat, että kannattaa käyttää mahdollisim-man runsasta selittäjäjoukkoa. Tämä tarkoittaa mahdollisesti useampiasteisia poly-nomeja sekä muuttujien välisiä interaktioita.

Kun havainnot $D_{i,t}$ oletetaan toisistaan riippumattomiksi, seuraa probit-mallin log-uskottavuusfunktio suoraan Bernoulli-jakautuneiden satunnaismuuttujien tiheys-funktioiden tulosta:

$$L(\gamma) = \sum_{i=1}^n \{D_{i,t} \ln \Phi(\mathbf{x}'_i \gamma) + (1 - D_{i,t}) \ln[1 - \Phi(\mathbf{x}'_i \gamma)]\}. \quad (3.18)$$

Tässä Φ on standardinormaalijakauman kertymäfunktio ja γ tuntematon parametri-vektori. Yhtälö (3.18) estimoidaan suurimman uskottavuuden menetelmällä ja funk-tion epälineaarisuuden vuoksi on käytettävä jotakin iteratiivista, kuten Newton–Rhapson -tyyppistä, optimointialgoritmia.

Asetettujen oletusten vallitessa ATT voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$\begin{aligned} ATT &= E(Y_{1i,t} - Y_{0i,t} | D_{i,t} = 1) \\ &= E(Y_{1i,t} | D_{i,t} = 1) - E[E(Y_{0i,t} | D_{i,t} = 1, p_{i,t}) | D_{i,t} = 1] \\ &= E(Y_{1i,t} | D_{i,t} = 1) - E[E(Y_{0i,t} | D_{i,t} = 0, p_{i,t}) | D_{i,t} = 1], \end{aligned} \quad (3.19)$$

missä toinen yhtäsuuruus seuraa iteroidun odotusarvon laista¹⁶ ja kolmas ERO-ehdosta (3.17a). Oikean puolen ensimmäinen termi voidaan estimoida koeryhmän havainnoista ja jälkimmäinen termi PS-arvojen avulla vertaistetuista kontrolliryhmän havainnoista.

Estimoitujen osallistumistodennäköisyyksien jälkeen yrityksiä on mahdollista verrata toisiinsa monella eri tavalla (ks. esim. Blundell ja Costa Dias 2009 tai Morgan ja Harding 2006). Eri menetelmät tulevat havainnollisemmin esille EE-estimaattorin esittelemisen jälkeen. Heckman ym. (1997, 1998) ehdottavat EE-menetelmää yhtälössä (3.19) esitettyjen populaatiosuureiden estimoimiseksi. Merkitään aikaindeksit t^- ja t^+ , joista edellinen viittaa ajanhetkeen ennen Finnveran asiakkaaksi tuloa ja jälkimmäinen tämän jälkeiseen aikaan. Estimaattori voidaan esittää muodossa

$$\widehat{EE}_{ATT} = \frac{1}{N_1} \sum_{f \in \{D=1\} \cap K_y} \left[(Y_{f,t^+} - Y_{f,t^-}) - \sum_{v \in \{D=0\} \cap K_y} W(f, v) (Y_{v,t^+} - Y_{v,t^-}) \right]. \quad (3.20)$$

Estimaattorissa K_y on todennäköisyyksien $\hat{p}_{i,t}$ määrittämä yhteinen kanta (common support)¹⁷, $W(f, v)$ on alempana tarkemmin määriteltävä painotuskerroin ja N_1 on koeryhmän yritysten määrä yhteisessä kannassa. Estimaattori (3.20) vertaa ensin yhden koeryhmän yrityksen havaintojen erotusta painotettuun kontrolliryhmän yritysjoukkoon. Havaitsematon kontrafaktuaali pyritään siis muodostamaan niistä kontrolliryhmän yrityksistä, jotka ovat PS-arvon mukaan “lähellä” koeryhmän yritystä. Lopuksi lasketaan keskiarvo kaikista poikkeamista yli koeryhmän yritysten lukumäärän. (Smith ja Todd 2005.)

EE-menetelmän keskeinen identifioituvuusoletus on, että ei-havaittaviin tekijöihin perustuva harha on keskimäärin sama eri aikaperiodeilla. Mikäli näin on, eliminoi estimaattori (3.20) tämän harhan. Identifioituvuuden takaamiseksi vaaditaan

¹⁶Olkoon Y , X ja Z satunnaismuuttujia. Nyt iteroidun odotusarvon mukaan $E(Y|X) = E[E(Y|X, Z)|X]$. Todistus: $E[E(Y|X, Z)|X] = \int \int y f_{Y|X, Z} f_{Z, X|X} dy dz = \int y \left(\int f_{Y, Z|X} dz \right) dy = \int y f_{Y|X} dy = E(Y|X)$.

¹⁷Katso tarkemmin Heckman ym. (1997) ja Heckman ym. (1998).

myös, että koe- ja kontrolliryhmän yritykset muodostavat yhteisen kannan, joka voidaan muodostaa monella tavalla. Tässä työssä se sisältää ne koeryhmän yritykset, joiden PS-arvo on pienempi tai yhtäsuuri kuin suurin estimoitu PS-arvo kontrolliryhmässä. Vastaavasti kontrolliryhmästä valitaan ne yritykset, joiden PS-arvo on suurempi tai yhtäsuuri kuin pienin estimoitu PS-arvo koeryhmästä. Tämän lisäksi PS-ehtojen (3.17a) ja (3.17b) on pädeävä niin ennen (t^-) kuin jälkeen (t^+) Finnveran asiakkuuden. (Heckman ym. 1997 ja 1998.)

Painotuskerroin $W(f, v)$ on yhteydessä käytettävään vertailumenetelmään. Smitthiä ja Toddia (2005) mukaillen määrittelen jokaiselle koeryhmän yritykselle f ympäristön $C(p_{f,t})$, joka riippuu valitusta vertailumenetelmästä. Painotettavat kontrolliryhmän yritykset v ovat yritykselle f ne, joille $p_{v,t} \in C(p_{f,t})$. Nämä muodostavat yrityksen f vertailujoukon $A_f = \{v | p_{v,t} \in C(p_{f,t})\}$. Vertailujoukko A_f ja painotuskerroin $W(f, v)$ riippuvat valitusta menetelmästä. Tässä työssä käytän kahta menetelmää eli lähimmän naapurin (nearest neighbor) vertaistamista ja ydinestimäätori-vertaistamista (kernel matching estimator).

Lähimmän naapurin vertaistamisessa valitaan se yritys, jonka PS-arvo $\hat{p}_{v,t}$ on lähinnä arvoa $\hat{p}_{f,t}$. Toisin sanoen se yritys v , joka täyttää ehdon $C(p_{f,t}) = \min_v |p_{f,t} - p_{v,t}|$. Tällöin joukko A_f on yksiö ja $W(f, v) = 1$, kun $p_{v,t} \in C(p_{f,t})$ ja nolla muulloin. Yhden naapurin lisäksi käytän tutkielmassa myös lähintä viittä naapuria, jolloin $W(f, v) = 1/5$ kullekin näistä viidestä yrityksestä ja nolla muulloin. Kummassakin tapauksessa on oleellista valita, voiko samaa kontrolliryhmän yritystä käyttää useamman koeryhmän yrityksen painona. Dehejia ja Wahba (2002) osoittavat, että ilman takaisinpanoa saatetaan saada huonoja vertailuja, koska vertailtavien koe- ja kontrolliryhmän yritysten PS-arvot poikkeavat huomattavasti toisistaan. Lisäksi estimaatti riippuu havaintojen järjestyksestä, kun samaa kontrolliryhmän yritystä ei voida käyttää uudelleen. Näiden syiden johdosta valitsen, että takaisinpano sallitaan. Tällöin ongelmaksi muodostuu harhan ja varianssin välinen vaihtoehtoiskustannus. Yhtäältä harha pienenee, koska vertailtavat yritykset ovat PS-arvon mukaan lähellä toisiaan. Toisaalta varianssi kasvaa, koska vertailtavien yritysten kokonais-

määrä pienenee. (Smith ja Todd 2005.)

Toisena vertailumenetelmänä on ei-parametrinen ydinestimaattori-vertaistaminen (Heckman ym. 1997 ja 1998). Ydinestimaattori-vertaistamisessa huomioidaan kaikki kontrolliryhmän yritykset kontrafaktuaalia laskettaessa. Jokaista kontrolliryhmän yritystä painotetaan sen mukaan, kuinka paljon sen PS-arvo poikkeaa vertailtavasta koeryhmän yrityksestä. PS-arvon mukaan lähellä olevat yritykset saavat suurimman painon ja kauimpana olevat yritykset pienimmän painon. Painotuskerroin on

$$W(f, v) = \frac{G\left(\frac{p_{f,t} - p_{v,t}}{a_n}\right)}{\sum_v G\left(\frac{p_{f,t} - p_{v,t}}{a_n}\right)},$$

missä G on ydinestimaattori ja a_n kaistaleveysparametri (bandwith parameter). Painokertoimen muotoilusta nähdään, että kunkin koeryhmän yrityksen kohdalla ne summautuvat ykköseksi aivan kuten lähimmän naapurin tapauksessa. Funktio G voidaan valita monella eri tavalla, mutta tutkielmassa käytän Epanechnikovin estimaattoria. Estimoinneissa noudatan Heckmanin ym. (1997) valintaa kaistaleveysparametrille asettamalla, että $a_n = 0,06$.

Erilaisten vertailumenetelmien, joihin PS-menetelmä kuuluu, keskeisimpänä ongelmana on tilastollisen päättelyn tekeminen. Kuten Wooldridge (2009) korostaa, hankaloittaa PS-arvon estimointi tilastollista päättelyä. Abadie ja Imbens (2006) osoittavat, että vertaistamisestimaattorit eivät yleisesti ole \sqrt{N} -tarkentuvia. Näin ollen “tavanomaiseen” keskeiseen raja-arvolauseeseen perustuvat tulokset eivät ole voimassa. Esimerkiksi tavanomaisesti lasketut luottamusvälit eivät ole välttämättä oikeita. Päättelyn kannalta ongelmallisia ovat vektorin \mathbf{x}_i jatkuvat muuttujat sekä vertailumenetelmien epäjatkuvuus. Abadie ja Imbens (2008) tuovat nämä ongelmat konkreettisesti esiin osoittaessaan, että bootstrap-menetelmä keskivirheiden laske-
miseksi ei ole oikea, kun vertaistetaan kiinteään määrään lähimpiä naapureita. Sen sijaan he uskovat, että bootstrap-menetelmä tuottaa oikeita tuloksia silloin, kun vertaistaminen tehdään ydinestimaattoreiden avulla. Ongelmaa ei myöskään pitäisi olla, mikäli \mathbf{x}_i sisältää vain diskreettejä muuttujia.

Tilastolliseen päättelyyn liittyvien epävarmuuksien johdosta lasken lähimpiin naapureihin perustuvissa menetelmissä keskivirheen siten, että PS-arvojen estimointia ei ole huomioitu. Tämän lisäksi keskivirhe-estimaattori olettaa homoskedastisuuden ryhmien välillä sekä sen, että havainnot ovat toisistaan riippumattomia. (Ks. Leuven ja Sianesi 2003.) PS-estimoinnin huomioimatta jättäminen on karkea yksinkertaistus. On yleisesti tiedossa, että esimerkiksi kaksivaiheisen estimoinnin jälkimmäisessä osassa tavalliset asymptoottiset tulokset eivät välttämättä ole voimassa, kun siinä käytetään ensimmäisen vaiheen estimointituloksia (ks. esim. Pagan 1984). Ydinestimaattori-vertaistamisen kohdalla lasken sekä tämän keskivirheen että bootstrap-menetelmällä lasketun keskivirheen, jossa toistoja on tehty sata kappaletta. Toistojen määrä on laskennallisista syistä jätetty melko pieneksi.

3.4.1 Asetetuista oletuksista

Olen esittänyt joukon oletuksia, joiden vallitessa Finnveran kausaalivaikutus asiakasyritysten kannattavuuteen on laskettavissa. Asetetut oletukset eivät kuitenkaan ole triviaaleja. Ensinnäkin ehto (3.3) (myös (3.17a)) olettaa aineistosta löytyvän selittävät muuttujat \mathbf{x}_i , jotka kontrolloivat Finnveran asiakkaaksi valikoitumisen. Toisin sanoen näiden muuttujien kontrolloimisen jälkeen se, mitä mahdollisista tulemistä ($Y_{0i,t}$, $Y_{1i,t}$) jää selittämättä, ei riipu ollenkaan Finnveran asiakkaaksi hakeutumisesta. Ei-havaittavien vaikutusten paneelimallit ja EE-vertaistaminen poikkeavat tässä kohtaa toisistaan. Paneelimalleissa voidaan kontrolloida ajassa vakioisia kiinteitä muuttujia, jotka saattavat hyvin vaikuttaa Finnveran asiakkaaksi valikoitumiseen. EE-vertaistamisessa näitä tekijöitä ei valikoitumisen selittämisen yhteydessä pystytä huomioimaan. Heckmanin ym. (1997) mukaan ei-havaittavien tekijöiden osuus kokonaisharhasta on kuitenkin pieni, minkä johdosta he ehdottavat EE-menetelmää. Heidän tutkimuksensa tosin käsittelee työmarkkinoita, eivätkä valikoitumisharhaa koskevat päätelmät ole välttämättä yleistettävissä tähän tutkimukseen.

Kun ollaan kiinnostuttu ATT:n estimoinnista, pyritään havaitsematon kontrafaktuaali $E(Y_{0i,t}|D_{i,t} = 1)$ muodostamaan aineiston kontrolliryhmästä. Oletus (3.4)

(myös (3.17b)) on tälle ehdoton edellytys. Sen nojalla selitettävien muuttujien kaikkia mahdollisia arvoja havaitaan niin koe- kuin kontrolliryhmässäkin. Oletus ei kuitenkaan takaa, että näin olisi itse otoksessa. Itse asiassa estimaattori (3.20) muodostetaan vain niiden yritysten perusteella, jotka kuuluvat yhteiseen kantaan. Tämä saattaa tarkoittaa sitä, että jotkin yritykset jäävät estimaattorista pois. Tällöin laskettu estimaatti kuvaa vaikutusta vain koeryhmän osajoukolle. Tämän osajoukon tarkempi määrittely on tarpeen, jotta estimoidun parametrin tulkinta olisi oikea. Lisäksi regressioanalyysissä yhteinen kanta tulee huomioitua vain siinä tapauksessa, että ehdollisen odotusarvon malli on saturoitu eli kaikki muuttujien väliset vaikutukset huomioidaan (Angrist ja Pischke 2009, s. 76). Jatkuvien selittäjien tapauksessa, joita tutkielmassa käytän, ei oletusta yhteisestä kannasta estimoinnissa oteta huomioon.

Kuten olen edellä esittänyt, eliminoi EE-menetelmä ajassa vakioisen harhan. On kuitenkin mahdollista, että muodostuva harha ei ole vakio ajassa. Esimerkiksi makrotalouden shokit voisivat vaikuttaa koe- ja kontrolliryhmän yrityksiin eri tavalla, jolloin tavallinen EE-estimaattori ei olisi tarkentuva. Toinen mahdollinen harhanlähde on se, että yritysten trendit poikkeavat väliaikaisesti ennen Finnveran asiakkaaksi valikoitumista tai että mahdollinen väliaikainen poikkeama aiheuttaa valikoitumisen. Tätä ilmiötä kutsutaan kirjallisuudessa tavallisesti "Ashenfelterin kuopaksi". Finnveran asiakkaiden tapauksessa tällainen tilanne on mahdollinen, joskin kyseessä voi kuopan sijaan olla myös "nyppylä". Esimerkiksi kasvuhakuiset yritykset saattavat päätyä asiakkaiksi, koska pankit eivät yksinään halua kantaa kasvuun liittyviä riskejä. Toisaalta taas yrityskohtainen negatiivinen shokki saattaa myös ajaa hakemaan Finnveran rahoitusta. Yksinkertainen tapa tutkia yhteistä trendiä on tarkastella koe- ja kontrolliryhmän yritysten aikasarjoja ennen Finnveran asiakkaaksi valikoitumista. Tämä kuitenkin vaatii, että yrityksistä on riittävästi havaintoja ennen valikoitumista. (Blundell ja Costa Dias 2009.)

Luku 4

Tutkimustuloksia Finnveran vaikuttavuudesta

Tässä luvussa käytän edellä esittelemiäni menetelmiä Finnveran vaikuttavuuden arvioimiseksi. Tarkastelen vaikuttavuutta kolmesta eri näkökulmasta. Ensimmäinen näistä liittyy siihen, miten Finnveran rahoitus on vaikuttanut yritysten liikevaihtoon ja henkilöstömäärään. Tätä kutsun vaikuttavuudeksi yhteiskunnan näkökulmasta. Liikevaihdon kasvu voidaan samaistaa suurempaan tai arvokkaampaan määrään tuotettuja tavaroita ja palveluita. Henkilöstömäärän kasvulla on vastaavasti työllisyyttä kohentava vaikutus. Tulen osoittamaan, että asiakkuudella on positiivinen vaikutus molempiin muuttujiin. Toinen näkökulma on vaikutus yritysten kannattavuuteen, jota mitataan liiketuloksen kautta. Näyttöä kannattavuuden kohenemisestä ei saada. Yritysten kannattava liiketoiminta on tietysti myös yhteiskunnan kannalta tärkeää. Jaottelun taustalla onkin tutkielman jaksottaminen. Kolmanneksi arvioin Finnveran signaloinnin vaikuttavuutta rahoituksen toistuvuutta tarkastelemalla. Menetelmä perustuu havaittuihin Markovin siirtymätodennäköisyyksiin. Keskeinen havainto on, että pitkään Finnveran asiakkaina olleilla yrityksillä on tapana saada rahoitusta peräkkäisinä vuosina. Sen sijaan uudempien yritysten rahoitusratkaisuissa pyritään enemmän markkinalähtöisyyteen. Rahoituksen toistuvuuden selittävin tekijä on limiittimuotoinen rahoitussopimus.

Tutkielmani alkupuolella olen käsitellyt pankkien luotonannon teoriaa. SW-mallin perusteella Finnveran toiminnalle löytyy suoria perusteita – pankkien yritysrahoitus on liian vähäistä verrattuna täydellisen informaation tilanteeseen ja luotonannon rajoittaminen on mahdollista. Tulokset viittaavat siihen, että Finnveran rahoitus pystyy paikkaamaan markkinapuutteita. Yritykset, jotka eivät olisi muuten saaneet rahoitusta, ovat pystyneet laajentamaan toimintaansa. Tulokset antavat osittaista tukea SW-mallille. Tarkasteltavan aikajakson lyhyys ei kuitenkaan mahdollista vas-

tausta siihen, onko kasvu tehty kannattavuuden kustannuksella. Myöskään kasvun pysyvyydestä ei saada pitkän aikavälin tietoa.

Seuraavaksi käyn läpi paneelimallien sekä EE-vertaistamisen estimointitulokset. Tulosten esittelyn jälkeen pohdin menetelmien soveltuvuutta ja kokoan tuloksista yhteenvedon. Tässä kohdassa tarkastelen myös aineiston valikoitumista. Luvun lopuksi esittelen rahoituksen toistuvuuteen liittyviä tuloksia.

4.1 Regressioanalyysi

4.1.1 Mallinvalinta ja selittäjät

Finnveran vaikuttavuuden arviointiin voidaan käyttää jaksossa 3.3 ja liitteessä A.2.2 esiteltyjä paneelimalleja. Ennen varsinaista arviointia on päätettävä muutama eri tekijä. Ensinnäkin kausaalivaikutuksen estimoimiseksi ERO-ehdon (3.3) tulisi olla voimassa. Lisäksi on valittava estimointimenetelmä yhdistety-, FE- ja RE-mallin väliltä. Näitä asioita käsittelen ensimmäiseksi. Koska tarkoituksena on tutkia asiakkaaksi tuleminen vaikutuksia, rajoitan koeryhmän niihin yrityksiin, jotka ovat tulleet asiakkaiksi vuoden 2005 jälkeen.

Liitteen osassa B.1 osoitan, että analyysit tulisi perustaa FE-malliin. Tulokseen päätyminen ei ole yllättävää. Kuten jo jaksossa 3.3 esitin, on todennäköistä, että esimerkiksi toimitusjohtajan kyvykkyys vaikuttaa yrityksen kannattavuuteen. Julkaistuissa mikroekonometrisissa artikkeleissa ei juuri näy RE-mallin käyttöä. Tämä selittyy suoraan sillä, että RE-malli ei salli havaitsemattoman muuttujan α_i ja selittäjien välistä korrelaatiota. Liitteen tulokset tukevat myös näkemystä siitä, että klusteroidun kovarianssimatriisin käyttö on tarpeellista.

Aikaisemmin olen argumentoinut vakavaraisuuden ja maksuvalmiuden tärkeyttä luottopäätöksissä. Näin ollen selittäjinä ovat omavaraisuus ja quick ratio. Yrityksen kokoa kuvastavat logaritmoidut henkilöstömäärä ja liikevaihto. Kannattavuuden mittarina on liiketulos, jota voidaan vertailla myös toimialojen välillä. Beck ym. (2006) näyttävät, että yrityksen koon ja omistussuhteiden lisäksi iällä on suuri merkitys rahoituksen saannissa. Omistussuhteista ei ole muuttujaa omavaraisuutta

lukuun ottamatta, mutta yrityksen ikää käytetään selittäjänä. Koska henkilöstöku-
lujen osuus kulurakenteesta vaikuttaa Finnveran asiakkailta olevan erilainen kuin
kontrolliryhmällä, lisään myös sen selittäjäksi. Lisäksi selittävänä muuttujana on
yritysten keskimääräiset rahoituskulut, joka mittaa vieraasta pääomasta maksetta-
vaa keskimääräistä hintaa ja kontrolloi siten yritysten riskillisyyttä. Rahoituskulut
myös osoittavat sen, onko yrityksellä parhaillaan vieraan pääoman ehtoista rahoi-
tusta. Tämä muuttuja ei kuitenkaan ole paras mahdollinen, koska lainasopimukset
on saatettu tehdä eri korkotasojen vallitessa.

Yrityskohtaisten muuttujien lisäksi selittäjinä ovat paikkakunta-kohtaiset työ-
lisuus- ja työttömyysasteet kontrolloimassa Finnveran yhteiskunnallista mandaat-
tia. Esimerkiksi rahoitusta saatetaan myöntää herkemmin äkillisen rakennemuutok-
sen alueille. Lisäksi käytän maakunta-kohtaisia bkt-lukuja yritysten markkina-alueen
koon selittäjinä. Näistä luvuista viimeisin tieto on kuitenkin vuodelta 2009. Näin
ollen bkt-arvoja voin käyttää vain silloin, kun vuosi 2010 ei ole estimoinneissa muka-
na. Näiden lisäksi kontrolloin yrityksen toimialaa, kun estimoin yhdistetyn mallin.
Toimialaluokat perustuvat Tilastokeskuksen toimialaluokituksen (TOL 2008).

Asiakkaaksi valikoitumista eli ERO-ehdon (3.3) pitävyyttä kontrolloin edellä
mainittujen selittäjien lisäksi FE-mallin kiinteällä vaikutuksella α_i . Kaikki selittä-
vät muuttujat eivät välttämättä suoraan vaikuta selitettävään muuttujaan, mutta
ne ajatellaan olleellisiksi muuttujiksi ehdollisen riippumattomuusoletuksen kannalta.
En siis ole etsinyt parasta tilastollista mallia esimerkiksi Waldin testiä hyödyntäen,
vaan muuttujajoukon tarkoituksena on mahdollistaa ERO-ehdon toteutuminen.

On otettava huomioon, että selittäjät ja niiden mitattu ajankohta riippuvat se-
litettävästä muuttujasta. Kuten jaksossa 3.2.1 totean, on estimointiyhtälöistä syytä
jättää pois selittävät muuttujat, joihin $D_{i,t}$ vaikuttaa. Tämän johdosta ikää ja alu-
eellisia muuttujia lukuun ottamatta kaikki selittäjät on viivästetty vuodella. Näin
menettelemällä estimointiaineistosta vähenee yksi vuosi.

4.1.2 Malliyhtälöt

Työssä estimoin kahdenlaisia FE-yhtälöitä riippuen siitä, miten Finnveran asiakkuuden uskotaan vaikuttavan. Näistä ensimmäinen on muotoa

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} + D_{i,t} \rho + \lambda_t + \alpha_i + u_{i,t}. \quad (4.1)$$

Verrattuna yhtälöön (3.6) tähän on lisätty Finnveran asiakkuutta osoittava indikaattorimuuttuja $D_{i,t} \in \{0, 1\}$ ja vuosi-indikaattori λ_t .

Indikaattori $D_{i,t}$ saa arvon yksi siitä vuodesta eteenpäin, kun yritys on tullut Finnveran asiakkaaksi. Näin määriteltynä $D_{i,t}$ mittaa asiakkuuden kokonaisvaikutusta yli tarkasteltavan aikaperiodin. Mielenkiinnon kohteena on tämän muuttujan kerroin ρ .

Laporte ja Windmeijer (2005) näyttävät, että mallin (4.1) estimoinnissa käytettävä PNSD-estimaattori on herkkä sille, onko malli spesifioitu oikein. Heidän ehdotuksensa mukaisesti tarkastelen myös mallia

$$y_{i,t} = \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} + P_{i,-a} \gamma_{-a} + \dots + P_{i,-1} \gamma_{-1} + P_{i,0} \gamma_0 + P_{i,1} \gamma_1 + \dots + P_{i,b} \gamma_b + \alpha_i + \lambda_t + u_{i,t}, \quad (4.2)$$

missä indikaattorimuuttuja $P_{i,l} = 1$ ($P_{i,-l} = 1$), kun asiakkaaksitulovuodesta (tulovuoteen) on aikaa l vuotta ja nolla muulloin. Tässä mallissa vaikutuksen ei tarvitse näkyä välittömästi vaan se voi ilmetä vasta viiveellä. Yhtälöt (4.1) ja (4.2) voidaan tulkita yhtälön (3.2) havaituiksi vastineiksi.

Mallinnuksen haaste on ymmärtää, miten Finnveran vaikutus välittyy selitettävään muuttujaan. Yrityksellä on varmasti tavoitteita päättäessään hankkia ulkopuolista rahoitusta – esimerkiksi halu kasvaa. Mikäli kasvun edellytykset tarkoittavat lisätyövoiman tarvetta, niin on oletettavaa, että yrityksen henkilöstömäärä kasvaa piakkoin rahoituksen jälkeen. Toisaalta esimerkiksi laite- tai koneinvestoinnin tuotto saattaa näkyä vasta viiveellä. Muun muassa näistä epävarmuuksista johtuen estimoin mallit (4.1) ja (4.2). Näiden vertailukohdaksi estimoin myös yhdistetyn mallin (3.16), johon on lisätty indikaattori $D_{i,t}$ selittäjäksi.

4.1.3 Vaikuttavuus liikevaihtoon ja henkilöstömäärään

Tarkastelen ensin, miten Finnveran asiakkuus on vaikuttanut yritysten liikevaihtoon ja henkilöstömäärään. Keskeinen tulos on, että Finnveran rahoitus on kasvattanut yritysten liikevaihtoa reilut kymmenen ja henkilöstömäärää vajaat kymmenen prosenttia.

Estimointien aikaikkuna on muutamaa poikkeusta lukuun ottamatta vuodet 2004–2010. Viivästettyjen selittäjien johdosta varsinainen estimointi alkaa vuodesta 2005. Olen vaatinut, että jokaiselta Finnveran asiakkaalta on olemassa vähintään yksi havaintovuosi ennen asiakkaaksi tuloa. Näin ollen koeryhmän yritykset ovat tulleet asiakkaiksi vuosien 2006–2010 aikana. Näille yrityksille on pädeittävä, että $\forall i \in \{\text{koeryhmä}\} \Rightarrow \exists(k, j)$ s.e. $D_{i,k} = 0$ ja $D_{i,k+j} = 1$ jollakin $j > 0$. Tällöin koe- ja kontrolliryhmät erottuvat halutulla tavalla.

Taulukossa 4.1 raportoin estimointitulokset Finnveran vaikuttavuudesta yritysten liikevaihtoon ja taulukossa 4.2 henkilöstömäärään. Malliyhtälöinä käytän yhdistetyn mallin (3.16) lisäksi kuutta eri FE-mallin spesifikaatiota. Mallit FE1–FE5 ovat yhtälöstä (4.1) ja FE6-malli yhtälöstä (4.2). Yhdistetyssä mallissa ja kahdessa ensimmäisessä FE-mallissa aineisto on tasapainoinen. Lisäksi estimointeihin on lisätty interaktiotermin $D_{i,t} \times \text{laina}$ kuvaamaan Finnveran asiakkuuden mahdollista vaikutuseroa laina- ja takausasiakkaiden kesken. Molemmilla instrumenteilla rahoitusta saaneet yritykset kuuluvat samaan joukkoon, kuin vain takauksia saaneet yritykset.

FE1- ja FE3-malleissa selittävinä muuttujina ovat indikaattorin $D_{i,t}$ ja interaktion lisäksi vain yrityksen ikä ja sen neliö sekä henkilöstömäärä tai liikevaihto, kun muissa malleissa ovat kaikki edellä luettelemani selittäjät. FE1-mallin vertailu FE2-malliin osoittaa selittäjien tarpeellisuuden. Samalla FE3-malliin saadaan huomattavasti lisää havaintoja.

FE5- ja FE6-malleissa koeryhmän yritykset ovat vuonna 2006 tai 2007 Finnveran asiakkaiksi tulleet. Näissä malleissa estimointiaineisto loppuu vuoteen 2009, koska käytän lisäselittäjinä alueellisia bkt-lukuja. FE6-mallissa tarkastellaan, miten asiakkuus vaikuttaa liikevaihtoon ja henkilöstöön yhdestä vuodesta ennen asiakkuutta

(P_{-1}) aina kolmeen vuoteen asiakkuuden jälkeen (P_3). Yhtälöä (4.2) estimoitaessa olen halunnut rajoittaa vain kahteen asiakkuusvuoteen, jotta muuttujien P_i kertoimien tulkinta pysyisi mahdollisimman selkeänä. Kuitenkin on huomattava, että γ_3 identifioidaan vain vuonna 2006 asiakkaiksi tulleiden yritysten kautta.

Esitän yhdistetyn mallin (3.16) estimointitulokset vertailun vuoksi. Tämän mallin tulosten tulkinnan ongelmallisuutta korostaa se, että indikaattorin $D_{i,t}$ saadessa arvon nolla sovite muodostuu sekä kontrolliryhmästä että koeryhmän yrityksistä ennen asiakkuutta.

Liikevaihtoa selitettäessä yhdistetyn mallin kerroin muuttujalle $D_{i,t}$ on negatiivinen kun se FE-malleissa on positiivinen. Yhdistetyssä mallissa on kontrolloitu toimialoja, joten yksi selitys estimaattien eroille voisi perustua tuotannon tehokkuuteen. Toisin sanoen liikevaihtoa selitettäessä henkilöstömäärän kontrolloinin jälkeen kontrolliryhmän yritykset tuottavat suuremman liikevaihdon, jolloin estimaatti on negatiivinen. Sitä vastoin FE-malleissa α_i kontrolloi yrityksen tuotannon tehokkuutta olettaen, että se on pysynyt vakiona tarkastelujakson aikana. Tämän kontrollointi muuttaa estimaatin $\hat{\rho}$ positiiviseksi. Sitä vastoin henkilöstöä selitettäessä se on positiivinen niin yhdistetyssä kuin FE-malleissa, mutta edellisessä se on suurempi. Tämä tulos vahvistaa tehokkuus-hypoteesia. Havaitsemattomat yrityskohtaiset tekijät näyttäisivät siis olevan tarpeen Finnveran vaikuttavuutta arvioitaessa.

Niin liikevaihtoa kuin henkilöstömäärää selitettäessä kahden ensimmäisen FE-mallin vertailu kertoo paljon aineiston luonteesta. Liikevaihdon kohdalla selittävien muuttujien lisääminen pudottaa estimaatin $\hat{\rho}$ arvosta 0,231 arvoon 0,131. Vastaava muutos henkilöstömäärää selitettäessä on kertoimen lasku 0,095:stä arvoon 0,070. Molemmassa tapauksissa kertoimet ovat selkeästi tilastollisesti merkitseviä. Tulokset kuvaavat erityisesti sitä, että Finnveran asiakkaaksi hakeutuvat pyrkivät kasvamaan ja että asiakkuus mahdollistaa kasvun. Poisjätetyt muuttujat FE1-mallissa korreloivat positiivisesti indikaattorin $D_{i,t}$ kanssa, jolloin sen estimoitu vaikutus kasvaa todellista kausaali vaikutusta suuremmaksi. Muissa malleissa lisätyt selittäjät ovat pääosin tilastollisesti merkitseviä ja valikoitumisen kontrolloinnin kannalta oleellisia.

Taulukko 4.1: Finnveran vaikutus yritysten liikevaihtoon

	Malliyhtälöt													
	Yhdistetty (PNS)		FE1		FE2		FE3		FE4		FE5†		FE6	
	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo
D	-0,201	(-3,98)	0,231	(4,55)	0,131	(3,15)	0,166	(7,67)	0,143	(6,08)	0,112	(4,56)	-0,032	(-0,63)
$D \times laina$	-0,173	(-2,15)	-0,116	(-2,11)	-0,082	(-1,85)	-0,050	(-1,95)	-0,076	(-2,76)			0,031	(0,66)
P_{-1}													0,116	(2,43)
P_0													0,118	(2,34)
P_1													0,145	(2,40)
P_2													0,006	(2,02)
P_3													-0,000	(-4,18)
$Ik_{\Delta t}$	-0,001	(-1,47)	0,022	(8,83)	0,026	(11,43)	0,023	(10,29)	0,025	(12,01)	0,007	(2,40)	0,000	(-4,18)
$Ik_{\Delta t}^2$	0,000	(2,25)	-0,000	(-3,42)	-0,000	(-2,58)	-0,001	(-6,50)	-0,000	(-3,60)	-0,000	(-4,46)	0,001	(5,88)
$\ln(H)_t-1$	0,924	(117,72)	0,008	(12,95)	0,435	(23,13)	0,397	(26,18)	0,415	(25,65)	0,378	(20,92)	0,001	(5,87)
$SIPO_{t-1}$	0,003	(7,15)			0,002	(6,00)			0,001	(7,45)	0,001	(5,87)	0,001	(5,88)
OV_{t-1}	-0,001	(-4,82)			-0,002	(-6,21)			-0,001	(-2,29)	-0,002	(-5,67)	-0,001	(-5,37)
$RKUL_{t-1}$	-0,010	(-6,20)			-0,001	(-1,21)			-0,002	(-2,10)	-0,001	(-0,84)	-0,001	(-0,90)
$EBIT_{t-1}$	-0,009	(-7,83)			-0,001	(-0,61)			0,000	(0,23)	0,000	(0,05)	0,000	(0,03)
$HKUL_{t-1}$	-0,043	(-62,82)			-0,010	(-8,92)			-0,009	(-10,60)	-0,008	(-8,05)	-0,008	(-8,07)
QR_{t-1}	0,008	(2,16)			-0,009	(-3,11)			-0,014	(-4,84)	-0,014	(-4,41)	-0,014	(-4,50)
Vakio	4,164	(17,92)	7,520	(169,72)	6,024	(25,62)	6,612	(184,05)	5,974	(26,32)	7,000	(29,01)	7,011	(29,12)
R^2	0,801													
R_s^2			0,139		0,230		0,137		0,184		0,182		0,183	
λ_t	Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä	
NT	22524		22524		22524		58077		37945		29494		29494	
$N_{D=1/D=0}$	146/3608		146/3608		146/3608		4446/7260		1401/6775		529/6677		529/6677	
Tasap.	Kyllä		Kyllä		Kyllä		Ei		Ei		Ei		Ei	
TOL	Kyllä		Ei		Ei		Ei		Ei		Ei		Ei	
BKT	Ei		Ei		Ei		Ei		Ei		Kyllä		Kyllä	

Huom: Yhdistetty malli on yhtälöstä (3.16), mallit FE1–FE5 yhtälöstä (4.1) ja FE6-malli yhtälöstä (4.2). FE5- ja FE6-malleissa koeryhmässä ovat vuosina 2006 ja 2007 asiakkaksi tulleet ja estimointiaineisto on vuosilta 2004–2009, kun muissa malleissa se on 2004–2010. Selittävien muuttujien lyhenteet ovat taulukossa 3.1. Estimointien tilastollisen merkittävyyden osoittaa *t*-testi, joka ilmaisee *t*-testisuureen arvon. Testissä nollihypoteesi on, että estimaatti ei poikkea nolasta. Kaksisuuntaisen testin 95 % luottamusvälin kriittiset rajat ovat $\pm 1,96$. Selityksasteita R^2 ja R_s^2 varten katso taulukon B.1 huomautus. Merkintä λ_t kuvaa, onko mallissa aikaindikaattoria. *NT* tarkoittaa havaintojen kokonaismäärää ja $N_{D=1/D=0}$ koee- ja kontrolliryhmien yritysten lukumääriä. Tasap. kertoo, onko estimointiaineisto tasapainoinen. Toimialaluokitusten mahdollisen käyttön ilmaisee rivi TOL ja vastaavasti rivillä BKT nähdään, onko estimoinnissa käytetty maakuntakohtaiset bkt-lukuja markkinoiden kokojen selittäjinä.

Taulukko 4.2: Finnveran vaikutus yritysten henkilöstömäärään

	Malliyhtälöt													
	Yhdistetty (PNS)		FE1		FE2		FE3		FE4		FE5 ^f		FE6	
	estim.	t-arvo	estim.	t-arvo	estim.	t-arvo	estim.	t-arvo	estim.	t-arvo	estim.	t-arvo	estim.	t-arvo
D	0,152	(3,08)	0,095	(3,42)	0,070	(2,44)	0,098	(5,62)	0,063	(2,92)	0,094	(3,87)	0,063	(1,39)
$D \times \text{laina}$	0,013	(0,19)	-0,054	(-0,14)	-0,010	(-0,27)	-0,009	(-0,46)	0,016	(0,61)			0,112	(2,46)
P_{-1}													0,060	(1,20)
P_1													0,074	(1,32)
P_2													-0,010	(-3,84)
P_3													-0,000	(-3,17)
Ikä_t	0,000	(0,33)	0,004	(1,59)	-0,004	(-1,97)	0,007	(3,81)	-0,002	(-0,94)	-0,010	(-3,90)	-0,018	(-0,41)
Ikä_t^2	0,000	(0,63)	-0,000	(-3,29)	-0,000	(-2,49)	-0,001	(-5,80)	-0,000	(-3,56)	-0,000	(-3,14)	0,063	(1,39)
$\ln(\text{LV})_{t-1}$	0,864	(113,15)	0,300	(21,98)	0,403	(24,73)	0,214	(24,63)	0,362	(29,25)	0,354	(24,38)	0,354	(24,14)
SIP0_{t-1}	-0,002	(-5,62)			-0,000	(-1,91)			-0,000	(-1,10)	-0,000	(-0,92)	-0,000	(-0,95)
OV_{t-1}	-0,000	(-0,05)			-0,001	(-2,29)			-0,000	(-1,78)	-0,000	(-1,37)	-0,000	(-1,38)
RKUL_{t-1}	0,005	(3,66)			-0,001	(-1,98)			-0,001	(-2,01)	-0,001	(-1,75)	-0,001	(-1,72)
EBIT_{t-1}	0,009	(7,93)			0,003	(4,50)			0,002	(3,41)	0,002	(2,70)	0,002	(2,74)
HKUL_{t-1}	0,044	(59,10)			0,017	(16,38)			0,014	(19,28)	0,013	(17,32)	0,013	(17,16)
QR_{t-1}	-0,016	(-5,84)			-0,005	(-1,28)			-0,005	(-2,18)	-0,003	(-1,23)	-0,003	(-1,25)
Vakio	-3,485	(-15,55)	0,487	(4,57)	-0,875	(-4,00)	0,857	(13,34)	-0,563	(-2,88)	-0,093	(-0,45)	-0,104	(-0,50)
R^2	0,841													
R_s^2			0,153		0,231		0,116		0,178		0,164		0,164	
λ_t	Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä	
NT	21234		21234		21234		53708		37471		29487		29487	
$ND=1/D=0$	146/3393		146/3393		146/3393		4446/7254		1402/6757		531/6661		531/6661	
Tesap.	Kyllä		Kyllä		Kyllä		Ei		Ei		Ei		Ei	
TOL	Kyllä		Ei		Ei		Ei		Ei		Ei		Ei	
BKT	Ei		Ei		Ei		Ei		Ei		Kyllä		Kyllä	

Huom: Katso taulukon 4.1 huomautus.

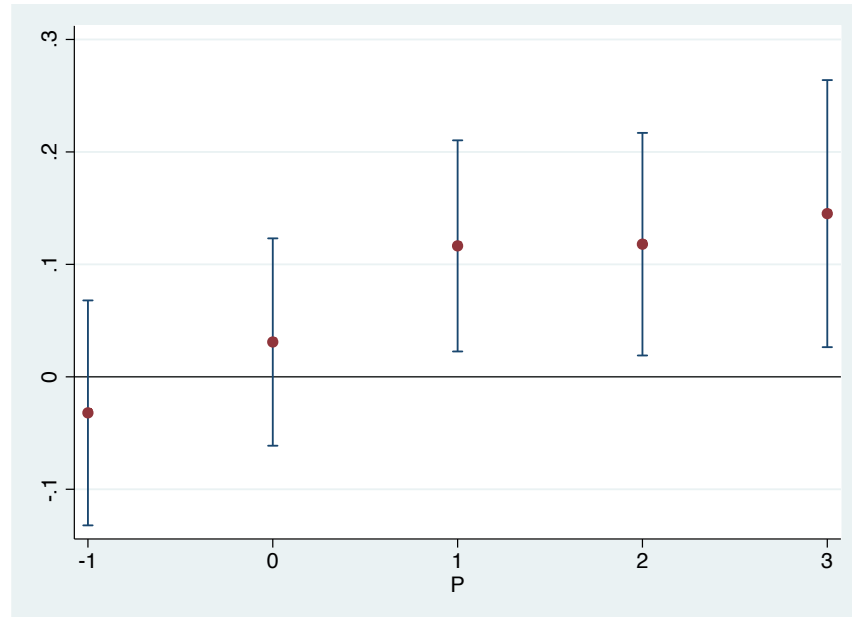
Liikevaihtoa selittävässä FE2-mallissa muuttujan $D_{i,t}$ kertoimen estimaatti 0,131 tarkoittaa, että Finnveran asiakkuudella on 13 prosentin positiivinen vaikutus takauksia saaneiden yritysten liikevaihtoon. Vaikutus poikkeaa tilastollisesti merkittävästi nolosta t -testisuureen saadessa arvon 3,15. Lainaa saaneiden yritysten kohdalla vaikutus on edelleen positiivinen (5 %) mutta yli puolet pienempi kuin takauksia saaneiden kohdalla. Laina-asiakkaat poikkeavat takausasiakkaista tilastollisesti merkittävästi 10 prosentin merkitsevyystasolla. Takausyrietyksille vaikutus tuntuu melko suurelta. Kokonaisuudessaan tulokset osoittavat, että Finnveran asiakkuus mahdollistaa yritysten liikevaihdon ja henkilöstömäärän kasvun. Jälkimmäisen kohdalla FE2-mallissa vaikutus on seitsemän prosentin luokkaa ja tilastollisesti selvästi merkittävä. Laina- ja takausyrietykset eivät poikkeaa henkilöstömäärää selitettäessä toisistaan.

Vertailemalla FE1- ja FE3-malleja saadaan käsitystä siitä, mitä luopuminen tasapainoisesta aineistosta aiheuttaa. Liikevaihdon kohdalla koeryhmän yritysten määrä nousee 146:sta aina 4 446 yritykseen. Estimoitu kerroin $\hat{\rho}$ pienenee arvoon 0,166 mutta säilyy edelleen vahvasti positiivisena. Henkilöstömäärää selitettäessä yritysten määrän kasvu ei muuta kiinnostuksen kohteena olevaa estimaattia. Molemmissa tapauksissa keskivirheiden estimaatit tarkentuvat, mikä näkyy suurempina t -arvoina. Esimerkiksi liikevaihtoa selitettäessä t -testisuure kasvaa arvosta 4,55 arvoon 7,67. Vastaava ilmiö nähdään myös FE2- ja FE4-mallien välillä. Tässä tapauksessa koeryhmän havaintojen vajaa kymmenkertaistuminen 1 401 yritykseen ei muuta estimaatteja juurikaan. Huomattava on, että epätasapainoisuudesta johtuen havaintojen kokonaismäärä (NT) ei kasva samassa suhteessa kuin yritysten määrä.

Taulukkojen 4.1 ja 4.2 kahdessa viimeisessä mallissa laina- ja takausyrietyksiä ei ole eroteltu toisistaan, koska interaktiotermin määrä kasvaisi liikaa tarpeellisen informaation kustannuksella¹⁸. Tämän seurauksena FE5-mallissa liikevaihdon kohdalla indikaattorin $D_{i,t}$ estimaatti laskee hieman verrattuna FE2- ja FE4-mallien es-

¹⁸Estimaatit ovat samansuuntaiset kuin malleissa FE2 ja FE4, kun laina- ja takausyrietykset erotellaan. Näitä tuloksia en ole raportoinut.

Kuva 4.1: Muuttujien P_l kertoimien piste-estimaatit ja 95 %:n luottamusvälit liikevaihdolle



timaatteihin. Toisaalta henkilöstömäärää tarkasteltaessa vaikuttavuuden estimaatti kasvaa arvoon 0,094.

FE6-mallin estimaattien mukaan asiakkuus vaikuttaa henkilöstömäärään eniten yhden vuoden viiveellä. Muuttujan P_1 kerroin 0,112 poikkeaa tilastollisesti merkitsevästi nolasta. Tulosta ei voi pitää yllättävänä. Tuntuu nimittäin luonnolliselta, että investoinnin seurauksena yritys palkkaa uusia työntekijöitä. Toisaalta investoinnin toteuttaminen ottaa aikansa, joten vuoden viive vaikuttaa järkevältä estimaatilta. Vastaavaa viivettä tukee myös liikevaihtoa selittävä FE6-malli. Tässäkään mallissa ei ole välitöntä vaikutusta, mutta asiakkuusvuotta seuraavien vuosien estimaatit ovat positiiviset ja poikkeavat tilastollisesti merkitsevästi nolasta. Tämän mallin muuttujien P_l kertoimet ovat luottamusväleineen havainnollistettu kuvassa 4.1, josta nähdään asiakkuuden positiivinen vaikutus liikevaihtoon.

Tulosten perusteella Finnveran rahoitus mahdollistaa yritysten kasvun. Tilastollisten merkitsevyyksien lisäksi tulokset antavat kuvan, että rahoituksella on myös selvää yhteiskunnallista merkitystä. Julkinen rahoitus korjaa yritysten kohtaa-

maa markkinapuutetta. Rahoituksen jälkeen nämä pystyvät investoimaan ja sitä kautta kasvamaan. Tällä taas on positiivisia vaikutuksia valtion verotuloihin – työllistymisen positiivisista sivuvaikutuksista puhumattakaan.

4.1.4 Vaikuttavuus yritysten liiketulokseen

Taulukossa 4.3 raportoin estimointitulokset Finnveran vaikutuksesta yritysten kannattavuuteen. Kannattavuuden mittariksi olen valinnut liiketulosprosentin, koska sitä laskettaessa yritysten rahoituskustannuksia ei vielä ole vähennetty tuloksesta (ks. esim. Yritystutkimus ry 2011). Tällöin yrityksen velkaisuudella ei ole merkitystä tunnuslukuun. Taulukon 4.3 tulosten perusteella rahoituksella ei näytä olevan positiivista vaikutusta lyhyen aikavälin kannattavuuteen. Estimoidut mallit ovat samat kuin taulukossa 4.1 lukuun ottamatta poisjätettyjä FE1- ja FE3-malleja.

Taulukko 4.3: Finnveran vaikuttavuus liiketulokseen

	Yhdistetty (PNS)		FE2		FE4		FE5		FE6	
	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo
<i>D</i>	-0,132	(-0,31)	-0,393	(-0,67)	-0,818	(-2,35)	-1,171	(-3,01)		
<i>D</i> × laina	0,160	(0,03)	0,137	(-0,17)	-0,737	(-1,61)				
<i>P</i> ₋₁									-0,428	(-0,53)
<i>P</i> ₀									-1,904	(-2,29)
<i>P</i> ₁									-1,423	(-1,70)
<i>P</i> ₂									-0,839	(-1,00)
<i>P</i> ₃									-1,043	(-1,09)
Ikä _{<i>t</i>}	0,010	(0,96)	-0,090	(-2,19)	-0,120	(-3,33)	-0,351	(-7,52)	-0,361	(-7,72)
Ikä _{<i>t</i>} ²	-0,000	(-1,04)	-0,002	(-4,36)	-0,002	(-5,01)	-0,003	(-5,72)	-0,003	(-5,55)
ln(LV) _{<i>t</i>-1}	-0,950	(-6,27)	-0,72	(-2,94)	-0,534	(-2,66)	-0,525	(-2,14)	-0,554	(-2,25)
ln(H) _{<i>t</i>-1}	0,673	(4,26)	-0,302	(-1,16)	-0,379	(-1,71)	-0,531	(-2,09)	-0,551	(-2,18)
SIPO _{<i>t</i>-1}	0,119	(35,31)	0,042	(-14,76)	0,033	(-14,43)	0,026	(-9,74)	0,026	(9,75)
OV _{<i>t</i>-1}	0,051	(14,70)	-0,036	(-7,44)	-0,045	(-11,56)	-0,044	(-9,81)	-0,043	(-9,61)
RKUL _{<i>t</i>-1}	-0,036	(-2,31)	-0,005	(-0,32)	-0,002	(-0,18)	0,014	(-1,04)	0,014	(1,00)
HKUL _{<i>t</i>-1}	-0,013	(-1,36)	-0,045	(-3,02)	-0,021	(-1,78)	-0,015	(-1,11)	-0,016	(-1,15)
QR _{<i>t</i>-1}	0,081	(1,54)	0,032	(-1,23)	0,008	(-0,38)	0,017	(-0,59)	0,015	(0,53)
Vakio	8,962	(3,29)	13,364	(-2,75)	12,22	(-2,89)	19,925	(-4,26)	20,261	(4,32)
<i>R</i> ²	0,249									
<i>R</i> _s ²			0,088		0,074		0,069		0,07	
<i>NT</i>	22320		22320		37613		29306		29306	
<i>λ</i> _{<i>t</i>}	Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä		Kyllä	
<i>N</i> _{<i>D</i>=1/<i>D</i>=0}	139/3585		139/3585		1366/6771		521/6678		521/6678	
Tasap.	Kyllä		Kyllä		Ei		Ei		Ei	
TOL	Kyllä		Ei		Ei		Ei		Ei	
BKT	Ei		Ei		Ei		Kyllä		Kyllä	

Huom. Katso taulukon 4.1 huomautus. Tässä taulukossa ei ole FE1- ja FE3-malleja.

Taulukkoon 4.1 verrattuna estimointitulokset ovat melko erilaiset. Ensinnäkin mallien selitysasteet ovat huomattavan alhaiset. Tämä johtuu osittain liiketuloksen volatiilisuudesta, joka näkyy taulukossa 3.2. Toiseksi yhdistetyn mallin (3.16) estimaatti muuttujalle $D_{i,t}$ on negatiivinen (-0,132) mutta pienempi kuin FE2-mallissa (-0,393). Tulos on hieman yllättävä. On oletettavaa, että Finnveran asiakkaat ovat

lähtökohtaisesti kontrolloitoryksiä heikompia. Samalla kuitenkin olettaisi, että yrityskohtaisia eroja kontrolloimalla tämä heikkous poistuisi. Nyt kuitenkin näyttää siltä, että asiakkuus on johtanut liiketuloksen heikkenemiseen. On muistettava, että aikaindikaattorit ovat estimoinnissa mukana, joten suhdanteilla tätä ei voine selittää. On kuitenkin otettava huomioon, että vaikuttavuusestimaatit eivät ole tilastollisesti merkitseviä.

Tasapainoisesta paneelista luovuttaessa vaikuttavuuskerroin muuttuu tilastollisesti merkitsevästi negatiiviseksi saaden takausy yrityksille arvon -0,818. Lainayrityksille kokonaisvaikutus muuttuu vielä negatiivisemmaksi kuin takausta saaneille yrityksille. Estimaatin perusteella liiketulos laskee yli prosenttiyksikön Finnveran rahoituksen jälkeen. Tilastollisesti merkitsevää eroa laina- ja takausy yritysten välillä ei ole. Liikevaihtoa ja henkilöstömäärää selitettäessä havaintojen lisääminen ei juuri muuttanut kiinnostuksen kohteena olevia kertoimia. Nyt muutos on huomattavankin suuri. Aineiston valikoitumisella saattaa olla vaikutusta estimointituloksiin. Valikoitumiseen palaan tämän luvun loppupuolella.

FE5-mallia tarkasteltaessa Finnveran kokonaisvaikutus liiketulokseen säilyy negatiivisena. Mielenkiintoisempi dynamiikka havaitaan FE6-mallista. Estimointitulosten perusteella asiakkaaksitulovuosi (P_0) laskee liiketulosta lähes kahdella prosenttiyksiköllä, kun vuotta ennen asiakkuutta ei näy tilastollisesti merkitsevää vaikutusta. Negatiivinen vaikutus hiipuu asiakkuutta seuraavien vuosien aikana, jolloin vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevää. Tosin kolmannen vuoden kerroin, joka identifioituu vuoden 2006 asiakkaista, on negatiivisempi kuin edeltävän vuoden. Asiakkuusvuosien heterogeenisuus saattaa esimerkiksi vaikuttaa tähän tulokseen.

Yksi selitys havaitulle dynamiikalle voi olla, että investoinnin tuotot näkyvät vasta viiveellä. Investointien, erityisesti t&k-investointien, kausaalivaikutusta on tutkittu runsaasti (ks. Heshmati ja Lööf (2008) sekä viitteet). Selkeää kausaalisuustulkintaa ei ole saatu, vaikka myös aikasarjamalleja on yhdistetty paneelianeistoihin. Suurempi aikaperiodien määrä kuin muutama vuosi saattaa olla hyvinkin tarpeellinen, jotta pidempiaikaisten vaikutusten havainnointi helpottuisi. Lisäksi useampaa

aikaperiodia tarvitaan muuttujien välisen dynamiikan mallintamiseen, mikäli estimointimenetelmä perustuu paneeliainekasarjoihin (ks. esim. Arellano ja Bond 1991 sekä kausaalisuudesta Lechner ja Miquel 2010).

4.2 EE-vertaistaminen

Tässä osiossa tarkastelen Finnveran vaikuttavuutta EE-vertaistamisen avulla. Kuten jo aiemmin on todettu, pitäisi FE- ja EE-menetelmien tuottaa samansuuntaisia tuloksia. Pitkälti näin onkin, mutta asiakkuusvuosien välillä havaitaan poikkeamia. EE-vertaistaminen onkin erityisesti tehty siksi, että valikoitumisen kontrollointi olisi mahdollisimman selkeä.

Verrattuna regressioanalyysiin estimointiaineisto on hieman poikkeava. Koeryhmään kuuluvat vuosina 2005–2008 asiakkaaksi tulleet Finnveran rahoittamat yritykset. Merkittävä ero on siinä, että kunkin asiakasvuoden joukkoa tarkastellaan erikseen. Tämä mahdollistaa eri asiakkuusvuosien vertailun¹⁹. Toisaalta estimoitavien mallien määrää kasvaa.

EE-estimaattorissa (3.20) lähtötasomuuttujana (Y_{f,t^-} , Y_{v,t^-}) on selitettävän muuttujan arvo asiakkuutta edeltävänä vuonna. Asiakkuusvuonna ja sitä seuraavina vuosina havaituista arvoista vähennetään lähtötasomuuttujan arvo. Esimerkiksi vuoden 2008 asiakkaalle i liikevaihdon lähtötasomuuttuja on $\ln(LV_{i,2007})$, jolloin asiakkuusvuoden vaikutusta tarkasteltaessa kiinnostus on erotuksessa $\ln(LV_{i,2008}) - \ln(LV_{i,2007})$.

Tässä luvussa vaadin, että jokaisen asiakkuusvuoden eri vuosilta lasketut estimaatit perustuvat samaan otokseen. Rajoittuminen samaan joukkoon tarkoittaa, että yrityksiltä on havainnot kaikista estimoinneissa käytetyistä ajankohdista. Tämä vähentää yritysten määrää mutta samalla voidaan seurata, miten esimerkiksi liikevaihto on kehittynyt ajassa. Liitteen taulukoissa B.6 ja B.7 luovutaan samoista otoksista, jolloin jokainen estimaatti perustuu mahdollisimman suureen otokseen.

¹⁹Olisi mahdollista estimoida PS-arvot kaikille asiakkuusvuosille yhtä aikaa yhdistetyllä probit-mallilla (pooled probit). Tällöin yhtälöön (3.18) olisi lisättävä vuosi-indikaattorit λ_t ja ottaa kaikki periodit huomioon. Olen tällaisen estimoinnin tehnyt, mutta asiakkuusvuosien erojen korostamiseksi en esitä tuloksia. Ne eivät juurikaan muutu.

Ensimmäiseksi esittelen PS-arvojen estimointitulokset vuoden 2005 ja 2008 asiakkaille. Näiden tulosten jälkeen erottelen vaikuttavuusarviot luvun 4.1 tapaan. Liitteen taulukossa B.3 esittelen vastaavia tuloksia vuosien 2006 ja 2007 asiakkaille. Rajauksen taustalla on se, että vuoden 2005 asiakkaille voidaan tarkastella mahdollisimman pitkää aikajaksoa ensimmäisen rahoituksen jälkeen. Lisäksi vuoden 2008 asiakkaat muodostavat mielenkiintoisen ryhmän finanssikriisin johdosta.

4.2.1 Propensity score -arvot

PS-arvojen estimoidaan probit-mallilla (3.18). Asiakkuuden todennäköisyyttä selitetään ikää, toimialaa ja toimipaikkaa lukuun ottamatta viivästetyillä muuttujilla. Selittävät muuttujat ovat samoja kuin luvussa 4.1, ainoastaan viivästetty liikevaihdon muutosprosentti on lisätty selittäjäksi. Regressioanalyysissä tämä valinta olisi lyhentänyt aikasarjaa liikaa, minkä takia sitä ei siinä yhteydessä käytetty. Tämän lisäksi liikevaihdon ja henkilöstömäärän logaritmeista ovat myös neliöt selittäjinä.

Estimoinnin tulokset ovat taulukossa 4.4 ja ne perustuvat otokseen, jossa liikevaihto on EE-menetelmän selitettävä muuttuja. Muiden selitettävien muuttujien tapauksessa estimaatit saattavat hieman vaihdella, koska otokset vaihtelevat. Keskeinen havainto on, että estimointitulokset poikkeavat asiakkuusvuodesta riippuen. Vuonna 2008 asiakkaaksi todennäköisesti päätynyt yritys on nuori ja sen omavaraisuus on heikko. Aikaisemmin asiakkaiksi tulleille yrityksen ikä ei ole ollut valikoitumiseen merkitsevästi vaikuttava tekijä. Muilta osin tilastollisesti merkitsevät selittäjät ovat samoja kuin vuoden 2008 asiakkaille. Näihin kuuluvat muun muassa ennestään korkeammat rahoituskulut. Estimaatit antavat pitkälti tukea sille, että asiakkaaksi valikoituu heikon omavaraisuuden yrityksiä. Toisaalta ainakaan lyhyen aikaväli maksukyky (QR) ei näytä tilastollisesti vaikuttavan asiakkaaksi päätymiseen. Quick ratio tosin mittaa maksuvalmiutta tilinpäätöshetkellä, joten muuttuja ei välttämättä ole täysin luotettava maksukykyyn mittari.

Mallien selitysasteet²⁰ ovat yli 0,4 eli asiakkuus pystytään selittämään melko

²⁰Selitysaste on laskettu kaavalla pseudo $R^2 = 1 - L(\gamma)/L(\gamma)_{vakio}$, missä $L(\gamma)$ on estimoidun yhtälön (3.18) log-uskottavuus ja $L(\gamma)_{vakio}$ on sama malli mutta selittäjänä vain vakio. Selitysaste

Taulukko 4.4: Propensity score -arvon estimointi probit-mallilla

	Asiakkaaksi 2005		Asiakkaaksi 2008	
	estim.	keskivirhe	estim.	keskivirhe
$Ikä_t$	-0,004	(0,01)	-0,071	(0,01)***
$Ikä_t^2$	0,000	(0,00)	0,000	(0,00)***
$\ln(LV)_{t-1}$	-4,314	(0,46)***	-4,261	(0,47)***
$\ln(H)_{t-1}$	-0,135	(0,18)	-0,065	(0,20)
$EBIT_{t-1}$	-0,002	(0,01)	-0,000	(0,01)
QR_{t-1}	0,005	(0,08)	-0,022	(0,09)
$RKUL_{t-1}$	0,046	(0,01)***	0,027	(0,01)*
$SIPO_{t-1}$	0,004	(0,00)	0,003	(0,00)
OV_{t-1}	-0,011	(0,00)***	-0,010	(0,00)**
ΔLV_{t-1}	0,005	(0,00)*	0,010	(0,00)***
$\ln(LV)_{t-1}^2$	0,229	(0,03)***	0,225	(0,03)***
$\ln(H)_{t-1}^2$	0,062	(0,03)	0,032	(0,04)
Vakio	16,937	(1,73)***	18,519	(1,81)***
pseudo R^2	0,402		0,539	
LR	$\chi^2_{44} = 574,69$ ja p -arvo < 0,001		$\chi^2_{44} = 768,50$ ja p -arvo < 0,001	
TOL	Kyllä		Kyllä	
Maakunta	Kyllä		Kyllä	
$N_{D=1/D=0}$	160/5022		158/5231	

Huom: Selitettävänä muuttujana Finnveran asiakkuutta osoittava indikaattori $D_{i,t}$. Symbolit: *, kun p -arvo alle 0,05; **, kun p -arvo alle 0,01; ***, kun p -arvo alle 0,001. Uskottavuusosamäärätestin (LR) nollahypoteesi on, ovatko mallin kaikki kertoimet nollia. Molemmissa yhtälöissä on kontrolloitu yritysten toimipaikkaa (Maakunta). Katso lisäksi taulukon 4.1 huomautus.

hyvin. Myöhemmin asiakkaiksi tulleiden kohdalla selitysaste on peräti 0,539. Selitysasteella on tässä tapauksessa välillistä vaikutusta siihen, kuinka moni yritys jää yhteisen kannan ulkopuolelle. Tämä havaitaan jäljempänä esiteltävissä estimointituloksissa.

Taulukossa esitän myös uskottavuusosamäärän testisuureen (LR). Testin nollahypoteesi on, ovatko mallin kaikki kertoimet nollia. Nollahypoteesit tulevat selvästi hylätyiksi. Yhtälöihin on kuitenkin jätetty selittäjiä, jotka eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Tämä on tehty siksi, että vertaistamisen jälkeen saatu estimointiotos olisi mahdollisimman samankaltainen. Palaan tähän jaksossa 4.3.

4.2.2 Vaikuttavuus liikevaihtoon ja henkilöstömäärään

EE-vertaistamisen mukaan Finnveran rahoituksella on ollut positiivinen vaikutus vuoden 2008 asiakkaisiin niin liikevaihdon kuin henkilöstömääränkin osalta. Vuoperustuu estimoinnin epälinearisuuteen. Myös käytettyä selitysastetta optimaalisempia vaihtoehtoja on esitetty (ks. esim. Estrella 1998).

den 2005 asiakkaille liikevaihdon estimaatit ovat negatiivisia ja henkilöstömäärän positiivisia. Asiakkuusvuodella näyttää siis olevan vaikutusta tuloksiin.

Taulukon 4.4 tuloksista on laskettu jokaiselle yritykselle PS-arvo $\hat{p}_{i,t}$, jonka avulla koe- ja kontrolliryhmien yrityksiä vertaistetaan kolmella jaksossa 3.4 kuvatulla tavalla. Keskivirheet lasketaan niin ikään alaluvussa 3.4 esitellyllä tavalla, joten bootstrap-menetelmää käytetään vain ydinestimaattori-vertaistamisen kohdalla. Näin lasketut t -arvot ilmoitan hakasuluissa.

EE-menetelmän tulokset liikevaihdolle ovat taulukossa 4.5. Toisessa sarakkeessa on ATT:n (3.20) estimaatti ja kolmannessa tämän estimaatin t -testisuureen arvo, kun vertaistaminen tapahtuu lähimmän naapurin menetelmällä. Vastaavat tulokset ovat seuraavissa sarakkeissa viiden lähimmän naapurin menetelmälle sekä ydinestimaattori-vertaistamiselle. Tulokset osoittavat, että Finnveran rahoitus on vaikuttanut positiivisesti vuonna 2008 asiakkaaksi tulleisiin, joita estimoinnin yhteisessä kannassa on 103. Tulos on käytetyistä menetelmistä riippumaton. Esimerkiksi vuoteen 2009 verrattuna liikevaihto on lähimmän naapurin vertaistamisen mukaan kasvanut 13 % kontrolliryhmästä laskettuun kontrafaktuaaliin nähden²¹. Muilla menetelmillä vaikutus on vielä tätäkin voimakkaampi ja tilastollisesti merkitsevä.

Vuoden 2005 asiakkaille vaikutus on ollut pikemmin negatiivinen kuin positiivinen. Tosin kahta ensimmäistä vuotta lukuun ottamatta tulokset eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Tilastollisen merkitsevyyden tarkastelussa on huomattava, että bootstrap-menetelmällä lasketut t -testisuureet ovat lähes poikkeuksetta itseisarvoltaan tavanomaisia t -testisuureita pienempiä.

Finnveran rahoitus mahdollistaa henkilöstömäärän kasvun yrityksissä (taulukko 4.6). Erityisesti vuoden 2008 asiakkaille vaikutus on voimakas heti asiakkuusvuodesta lähtien. Tämä tulos pätee kaikilla kolmella menetelmällä. Rahoitusta on siis seurannut henkilöstömäärän kasvu, joka on säilynyt vahvana yli taantuman. Vuoden 2005 asiakkaille ei tilastollisesti merkitsevää vaikutusta näy, mutta estimaatit

²¹Logaritmien erotuksen tulkinta prosenttimuutokseksi perustuu ensimmäisen asteen Taylorin approksimaatioon. Toisin sanoen tulkinta pitää paikkansa pienessä ympäristössä. Tässä yhteydessä tulkintaan on suhtauduttava varauksellisesti.

Taulukko 4.5: Finnveran asiakkuuden vaikutus liikevaihtoon: Propensity score -vertaistaminen ja erotukset erotuksissa menetelmä

Muuttuja	Naapuri		5 naapuria		Ydinestimaattori	
	ATT	<i>t</i> -testi	ATT	<i>t</i> -testi	ATT	<i>t</i> -testi
Asiakkaaksi 2005						
$\ln(LV_{2005})-\ln(LV_{2004})$	-0,12	(-1,76)	-0,12	(-2,20)	-0,10	(-1,73)/[-1,32]
$\ln(LV_{2006})-\ln(LV_{2004})$	-0,16	(-1,84)	-0,15	(-2,05)	-0,13	(-1,75)/[-1,56]
$\ln(LV_{2007})-\ln(LV_{2004})$	-0,14	(-1,44)	-0,15	(-1,82)	-0,12	(-1,47)/[-1,35]
$\ln(LV_{2008})-\ln(LV_{2004})$	-0,11	(-0,97)	-0,16	(-1,78)	-0,11	(-1,31)/[-1,07]
$\ln(LV_{2009})-\ln(LV_{2004})$	-0,07	(-0,50)	-0,14	(-1,34)	-0,10	(-0,93)/[-0,77]
$\ln(LV_{2010})-\ln(LV_{2004})$	-0,08	(-0,60)	-0,12	(-1,23)	-0,07	(-0,71)/[-0,57]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	139/98		139/381		139/5022	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	21		21		21	
Asiakkaaksi 2008						
$\ln(LV_{2008})-\ln(LV_{2007})$	0,05	(1,04)	0,03	(0,75)	0,08	(2,16)/[1,57]
$\ln(LV_{2009})-\ln(LV_{2007})$	0,13	(1,67)	0,17	(2,99)	0,19	(3,43)/[2,87]
$\ln(LV_{2010})-\ln(LV_{2007})$	0,12	(1,27)	0,13	(1,96)	0,14	(2,13)/[2,14]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	103/78		103/295		103/5231	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	55		55		55	

Huom: Merkintä $\ln(LV_t)$ tarkoittaa liikevaihdon logaritmia ajanhetkellä t . Kaarisuluissa oleva t -testin tulos on laskettu keskivirheestä, jossa ei ole huomioitu PS-arvon estimointia. Vastaavasti hakasuluissa oleva testisuureen keskivirhe on laskettu bootstrap-menetelmällä käyttämällä sataa (100) toistoa. Lähimpään naapuriin perustuvat vertaistamiset on tehty takaisinpanolla. Ydinestimaattori perustuu Epanechnikovin jakaumaan, jossa kaistaleveys $a_n = 0,06$. Merkintä $(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$ tarkoittaa yhteisessä kannassa olevien koeryhmän/kontrolliryhmän yritysten lukumäärää. Vastaavasti merkintä $(D = 1) \notin K_y$ tarkoittaa niitä Finnveran asiakkaita, jotka eivät ole yhteisessä kannassa. Tehdyn määrittelyn mukaan kaikki kontrolliryhmän yritykset ovat valikoituneet yhteiseen kantaan.

ovat ensimmäistä vuotta lukuun ottamatta positiivisia.

Liitteen taulukosta B.3 havaitaan, että vuosien 2006 ja 2007 asiakkaille liikevaihdon vaikuttavuusestimaatit ovat suurimmaksi osaksi positiiviset mutta tilastollisesti merkityksettömät. Henkilöstömäärä on sen sijaan kasvanut vahvasti. Erityisesti yhden vuoden viiveellä rahoitus on vaikuttanut huomattavan positiivisesti vuoden 2007 asiakkaiden palkkauspäätöksiin.

Liitteen taulukko B.6, jossa pyritään hyödyntämään kunkin vuosiestimaatin kohdalla mahdollisimman suurta otosjoukkoa, vahvistaa edellä tehtyjä havaintoja. Nyt eri vuosia ei voi kuitenkaan verrata taulukoita 4.5, 4.6 sekä B.3 vastaavilla tavoilla, koska otoskoot vaihtelevat vuosittain. Henkilöstömäärän estimaatit eri asiakkuusvuosille ovat pitkälti selvästi positiiviset ja taulukoita 4.5 sekä B.3 vastaavat. Liikevaihdon kohdalla erityisesti vuoden 2006 asiakkaiden estimaatit ovat negatiiviset kun ne taulukossa B.3 ovat suurimmaksi osaksi positiiviset. Estimaatteihin liittyy siis epävarmuutta.

Taulukko 4.6: Finnveran asiakkuuden vaikutus henkilöstömäärään: Propensity score -vertaistaminen ja erotukset erotuksissa menetelmä

Muutuja	Naapuri		5 naapuria		Ydinestimaattori	
	ATT	t-testi	ATT	t-testi	ATT	t-testi
Asiakkaaksi 2005						
$\ln(H_{2005})-\ln(H_{2004})$	-0,06	(-1,05)	-0,02	(-0,53)	-0,03	(-0,67)/[-0,66]
$\ln(H_{2006})-\ln(H_{2004})$	0,05	(0,69)	0,07	(1,36)	0,05	(0,98)/[0,95]
$\ln(H_{2007})-\ln(H_{2004})$	0,05	(0,64)	0,04	(0,55)	0,02	(0,30)/[0,29]
$\ln(H_{2008})-\ln(H_{2004})$	0,09	(1,10)	0,07	(1,04)	0,06	(1,06)/[0,74]
$\ln(H_{2009})-\ln(H_{2004})$	0,10	(0,99)	0,06	(0,76)	0,03	(0,48)/[0,38]
$\ln(H_{2010})-\ln(H_{2004})$	0,13	(1,32)	0,07	(0,82)	0,05	(0,75)/[0,51]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	118/78		118/302		118/4049	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	18		18		18	
Asiakkaaksi 2008						
$\ln(H_{2008})-\ln(H_{2007})$	0,14	(3,11)	0,13	(3,34)	0,12	(3,52)/[3,09]
$\ln(H_{2009})-\ln(H_{2007})$	0,23	(3,42)	0,20	(3,85)	0,18	(3,62)/[2,97]
$\ln(H_{2010})-\ln(H_{2007})$	0,30	(3,81)	0,28	(4,28)	0,24	(3,98)/[3,26]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	92/69		92/261		92/4507	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	30		30		30	

Huom: Katso taulukon 4.5 huomautus.

4.2.3 Vaikuttavuus yritysten liiketulokseen

Taulukossa 4.7 raportoin EE-estimaatit liiketuloksen kehitykselle. Vuoden 2005 asiakkaiden kaikille estimaateille on yhteistä, että ensimmäisten vuosien heikkeneminen liiketuloksessa taittuu parempaan suuntaan finanssikriisin kynnyksellä. Ensimmäisten vuosien vaikutus on kuitenkin selvästi negatiivinen (noin 2 %-yks.). Ydinestimaattori-vertaistaminen tuottaa itseisarvoisesti pienimmät estimaatit ja lähimmän naapurin menetelmä vastaavasti suurimmat.

Vuoden 2008 asiakkaille asiakkuuden vaikutus liiketulokseen näyttäytyy melko neutraalina. Eri menetelmien estimaatit poikkeavatkin hieman toisistaan mutta tilastollista merkitsevyyttä ei havaita. Rahoituksen vaikutus kannattavuuteen jää näin ollen epäselväksi. Myöskään liitteen taulukossa B.3 raportoidut estimaatit eivät anna lisäselvyyttä. Vuosien 2006 ja 2007 asiakkaat noudattavat likimain vuoden 2005 asiakkaiden trendiä: ensimmäisten vuosien negatiivinen vaikutus hiipuu hieman vuosien edetessä. Vuosikohtainen vaihtelu on melko suurta.

Hiljalleen kohentuvalle liiketulokselle saadaan osittaista tukea taulukosta B.7, jonka estimaatit perustuvat vaihteleviin otosjoukkoihin taulukon B.6 tapaan. Eriyisesti vuoden 2005 asiakkaille estimaatit vuosille 2008–2010 ovat selvästi positiiviset. Koeyritysten määrä lisääntyy kuitenkin vain noin 30 yrityksellä. Näin ollen

Taulukko 4.7: Finnveran asiakkuuden vaikutus liiketulokseen: Propensity score -vertaistaminen ja erotukset erotuksissa menetelmä

Muutuja	Naapuri		5 naapuria		Ydinestimaattori	
	ATT	t-testi	ATT	t-testi	ATT	t-testi
Asiakkaaksi 2005						
EBIT ₂₀₀₅ -EBIT ₂₀₀₄	-3,38	(-3,58)	-2,70	(-3,59)	-2,02	(-2,92)/[-2,55]
EBIT ₂₀₀₆ -EBIT ₂₀₀₄	-1,82	(-1,78)	-1,97	(-2,45)	-1,58	(-2,21)/[-1,44]
EBIT ₂₀₀₇ -EBIT ₂₀₀₄	-2,37	(-2,13)	-2,21	(-2,56)	-1,70	(-2,16)/[-1,46]
EBIT ₂₀₀₈ -EBIT ₂₀₀₄	-1,65	(-1,27)	-0,57	(-0,63)	-0,03	(-0,04)/[-0,03]
EBIT ₂₀₀₉ -EBIT ₂₀₀₄	-0,37	(-0,28)	-0,33	(-0,32)	0,29	(0,32)/[0,25]
EBIT ₂₀₁₀ -EBIT ₂₀₀₄	-1,19	(-0,98)	-0,43	(-0,42)	-0,04	(-0,04)/[-0,04]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	110/76		110/308		110/4280	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	18		18		18	
Asiakkaaksi 2008						
EBIT ₂₀₀₈ -EBIT ₂₀₀₇	0,34	(0,27)	1,31	(1,39)	0,25	(0,28)/[0,22]
EBIT ₂₀₀₉ -EBIT ₂₀₀₇	-0,03	(-0,02)	0,07	(0,06)	0,02	(0,02)/[0,02]
EBIT ₂₀₁₀ -EBIT ₂₀₀₇	0,16	(0,11)	-0,72	(-0,63)	-1,27	(-1,12)/[-1,06]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	86/68		82/263		82/4788	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	45		45		45	

Huom: Katso taulukon 4.5 huomautus.

EE-menetelmän tulokset vaikuttavat muuttuvan herkästi. Seuraavaksi tarkastelinkin menetelmien soveltuvuutta.

4.3 Menetelmien soveltuvuus ja päätelmät

Edellä käytetyt menetelmät ovat läheisessä yhteydessä toisiinsa, sillä FE-mallin voi nähdä tavallisen erotukset-erotuksissa -menetelmän yleistyksenä. Lisäksi molemmissa menetelmissä oletetaan, että koe- ja kontrolliryhmien välillä ei ole trendipoikkeamaa. Toisaalta menetelmissä on myös eroja. FE-mallissa funktiomuoto on määritelty lineaariseksi, kun EE-vertaistaminen on siitä vapaa. PS-arvot olen kuitenkin estimoinut parametrillisella probit-mallilla eli tietty funktiomuoto on oletettu. Probit-mallissa, toisin kuin FE-mallissa, ei pystytä kontrolloimaan ei-havaittavia kiinteitä tekijöitä. Toisin sanoen probit-mallin tulokset olettavat, että valikoituminen tapahtuu käytettyjen selittäjien avulla. Yksi lisäero on se, että vertaistamisessa otos perustuu yhteiseen kantaan mutta FE-mallissa en ole tehnyt tällaista rajoitusta.

Rahoituksen vaikuttavuuden analyysissä on keskitytty vain osittaistasapainon tarkasteluun. Näin ollen esimerkiksi rahoituksen syrjäytymisvaikutuksia ei ole mitenkään kvantifioitu vaan on oletettu, että Finnveran rahoitus yhdelle yritykselle ei ole vaikuttanut muihin yrityksiin. Tämä oletus on verraten realistinen, koska analyysissä mukana olevat yritykset ovat melko pieniä. Voimakkaampi yksinkertaistus

on se, että Finnveran asiakkuuden vaikutus olisi sama kaikille yrityksille. Paneelimalleissa laina- ja takausasiakkaiden välinen heterogeenisuus on huomioitu. Rahoituksen vaikutukset voivat kuitenkin olla heterogeenisia muilla tavoin – esimerkiksi rahoituksen suuruuden tai käyttötarkoituksen mukaan. Havaintojen vähyyden seurauksena tällaisia tarkasteluja en ole tehnyt. Lisäksi estimoinneissa ei ole mitattu sosiaalisia hyötyjä. Laajemmin Finnveran toimintaa arvioitaessa pitäisi ottaa huomioon monia eri asioita, kuten esimerkiksi järjestelmän suoria kustannuksia.

Valikoitumisen mallintamiseksi olisi mahdollista käyttää esimerkiksi Heckmanin (1979) valikoitumismallia. Samoin instrumenttimuuttujat olisivat hyödyllisiä, mutta niitä aineistossa ei ole. Kausaalisuustarkasteluissa myös Bayes-päätely on mahdollista (esim. Rubin 1978). FE-mallit ja EE-vertaistaminen ovat valikoituneet käytettäviksi menetelmiksi pitkälti niiden yleisyyden seurauksena. FE-malli on estimoinnin kannalta yksinkertainen ja tehokas tapa vähentää poisjätettyjen muuttujien harhaa. EE-vertaistaminen tekee toimenpiteeseen valikoitumisen selkeäksi.

4.3.1 Regressiomenetelmän soveltuvuudesta

Taulukossa 4.8 vertailen taulukon 4.1 FE2-malliin valikoituneita yrityksiä aineiston muihin yrityksiin keskiarvojen kautta. Keskiarvot on laskettu vuodelta 2005. FE2-malli perustuu tasapainoiseen paneeliin, jossa on 146 asiakasta ja 3 608 kontrolliyri-tystä. Keskiarvon tutkiminen ei anna täydellistä kuvaa muuttujan jakaumasta, mutta tehtyjen aineiston siivousten johdosta ainakaan poikkeavien havaintojen ei pitäisi vetää keskiarvoja suuntaan taikka toiseen. Tarkastelu toimii välillisenä vertailuna myös sille, puuttuvatko havainnot satunnaisesti.

Havaitaan, että estimoinnissa olevat Finnveran asiakkaat ovat tilastollisesti merkitsevästi yli neljä vuotta muita Finnveran asiakkaita vanhempia. Ne ovat myös niin liikevaihdoltaan kuin henkilöstömäärältään suurempia ja niiden omavaraisuus on muita korkeampi. Toisaalta niiden maksuvalmius on tilastollisesti merkitsevästi muita Finnveran asiakkaita huonompi. Estimointiotoksessa olevat kontrolliryhmän yritykset ovat siinä olevia koeryhmän yrityksiä vanhempia, suurempia ja kannatta-

Taulukko 4.8: Regressioanalyysiin valikoituneen otoksen vertailua

Muuttuja	Finnvera [†]	Muut Finnvera		Kontrolli [†]		Muut kontrolli	
	Keskiarvo	Keskiarvo	<i>t</i> -testi	Keskiarvo	<i>t</i> -testi	Keskiarvo	<i>t</i> -testi ^{††}
Ikä	15,34	11,00	4,62	25,36	-5,80	18,85	14,99
ln(LV)	6,81	6,04	5,41	8,24	-18,48	7,96	11,81
ln(H)	2,07	1,64	4,10	2,91	-10,30	2,72	7,40
RKUL	5,43	5,60	-0,52	3,52	7,04	3,60	-0,86
QR	0,84	1,00	-2,29	1,30	-5,99	1,43	-6,20
ΔLV	13,81	12,52	0,58	8,41	3,46	10,72	-4,79
OV	29,20	22,55	2,70	46,25	-8,40	45,68	0,95
SIPO	12,61	15,89	-1,42	20,00	-4,54	26,99	-12,36
EBIT	4,40	4,24	0,24	6,04	-3,20	6,07	-0,13
HKUL	26,88	25,51	1,08	21,74	4,55	24,67	-8,26
$N_{max/min}$	146/146	8754/6530		3608/3608		3858/3294	

Huom: Taulukon keskiarvot ovat vuodelta 2005. Merkintä [†] tarkoittaa, että yritykset ovat mukana taulukon 4.1 FE2-mallin estimoinnissa. Kohdassa ^{††} *t*-testi määräytyy suhteessa estimointitokseen kontrolliryhmään. Rivillä $N_{max/min}$ on kunkin sarakkeen suurin ja pienin havaintojen määrä.

vampia. Onkin mahdollista, että pienemmät yritykset kasvavat suuria nopeammin. Tämä saattaa osaltaan vaikuttaa tuloksiin.

Taulukon 4.8 viimeisestä sarakkeesta puolestaan nähdään, että tasapainoisen paneelin ulkopuolelle jäävät kontrolliryhmän yritykset ovat muita kontrolliyrityksiä pienempiä ja antavat paremman sijoitetun pääoman tuoton. Yksittäisiä havaintoja näyttää siis puuttuvan pieniltä ja nuorilta yrityksiltä. Tämä saattaa selittyä sillä, että suuremmissa yrityksissä tilinpito on tarkempaa.

Puuttuvia havaintoja konkreettisempi huoli kausaalisuustulkinnan kannalta on oletusten (3.3) ja (3.4) oikeellisuus. Kuten edeltävässä analyysissä ja liitteen osassa B.1 esitän, on kiinteiden havaitsemattomien tekijöiden kontrollointi tarpeellista. Nämä yhdessä muiden selittäjien kanssa kontrolloivat Finnveran asiakkaaksi valikoitumista vähintäänkin kohtuullisesti. On kuitenkin todennäköistä, että kaikkia valikoitumiseen vaikuttavia tekijöitä ei ole kontrolloitu. Esimerkiksi ei ole tietoa, ovatko yritykset Tekesin asiakkaita tai harrastavatko ne t&k-toimintaa. Myöskään yrityksen taseista ei ole tietoa. Tekesin asiakkuus saattaa indikoida yrityksen kasvuhaluutta. Toisaalta tämä asiakkuus voi herkemmin johtaa myös Finnveran asiakkuuteen. Tällaisen tekijän kontrolloimattomuus voi johtaa Finnveran vaikutuksen yliarviointiin. Toisaalta ei ole myöskään identifioitu sitä, harrastavatko yritykset ulkomaankauppaa. Kun yritys saa ulkomailta tilauksen, saattaa se herkemmin haikautua Finnveran asiakkaaksi pankkien halutessa riskinjakoa. Vientirytykset ovat

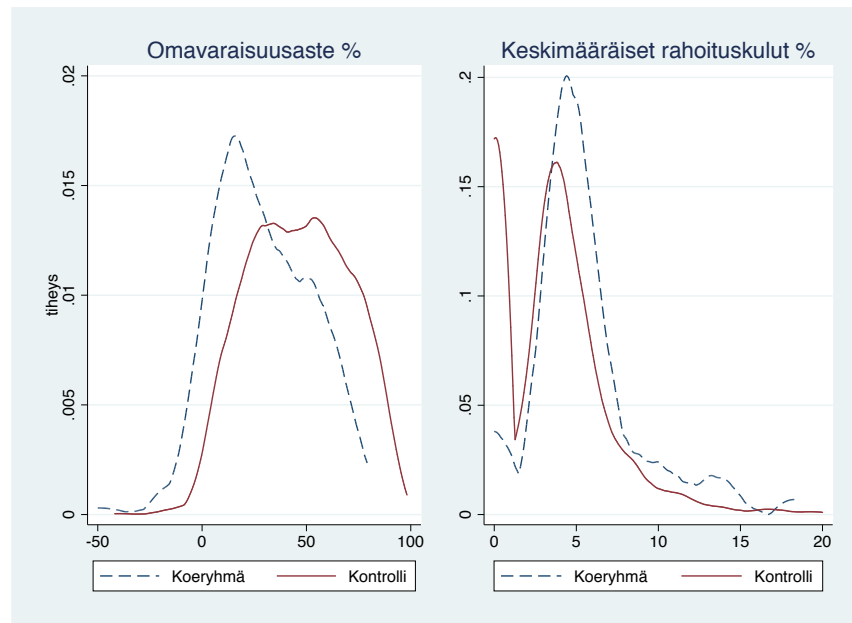
toisaalta haavoittuvaisempia taloussuhdanteiden muutoksiin – ainakin lyhyellä aikavälillä. Näin ollen vienti-indikaattorin puuttumisen vaikutuksen arviointi ei ole yksikäsitteinen.

Taulukon 4.8 tulokset asettavat oletuksen (3.4) osittain kyseenalaiseksi, koska koe- ja kontrolliryhmä näyttäytyvät kovin erilaisina. Tosin tilastollisesti merkitsevät keskiarvojen erot eivät suoraan johda päällekkäisyysoletuksen kariutumiseen. Regressioanalyysissä, toisin kuin EE-vertaistamisessa, päällekkäisyysoletuksen puuttumista ei suoraan havaita mallia estimoitaessa. Kertoimen ρ estimaatin tulkitseminen kausaalivaikutukseksi on epävarmaa, mikäli kontrolliryhmästä ei löydy ehdollistamismuuttujia samoilla arvoilla kuin koeryhmästä. Voi olla, että selittävien muuttujien vaikutus selitettävään muuttujaan on erilainen sen eri arvoilla.

Kuvassa 4.2 esitän empiiriset tiheysfunktiot (epanechnikovin kernel) omavaraisuudesta ja rahoituskuluista samalle estimointiotokselle, jota olen edellä käsitellyt. Tiheysfunktiot perustuvat vuodelta 2005 havaintoihin eli aikaan, ennen kuin yksikään yritys oli Finnveran asiakas. Keskimääräisten rahoituskulujen kohdalla tiheydet ovat koe- ja kontrolliryhmässä samankaltaiset. Erityisesti korkeilla rahoituskulujen arvoilla havaitaan myös kontrolliryhtyksiä. Omavaraisuuden kohdalla päällekkäisyys ei ole yhtä vahvaa. Erityisesti alhaisen omavaraisuuden yrityksiä ei kontrolliryhmässä juuri havaita. Tämä huomio on ristiriidassa oletuksen (3.4) kanssa, mikä on vähintään ongelmallista kausaalisuustulkinnalle.

Sekä FE-mallien että EE-vertaistamisen käyttäminen kausaalisuustulkinnan apuvälineenä vaatii, että koe- ja kontrolliryhmillä olisi yhteinen trendi ilman Finnveran rahoitusta. FE-malleissa poikkeava trendi välittyisi aikaindikaattoreihin, jotka ovat vaihtelevassa taloustilanteessa tärkeitä kontrollimuuttujia. EE-vertaistamisessa trendipoikkeama välittyisi suoraan estimaattoriin (3.20), jolloin estimaatin tulkinta kausaalisuudeksi ei olisi oikea. Tätä ei voida suoraan havaita, mutta ennen asiakkuutta mitatuilla havainnoilla voidaan tarkastella yhteisen trendin olemassaoloa (ks. jakso 3.4.1).

Kuva 4.2: Empiiriset tiheysfunktiot koe- ja kontrolliryhmälle

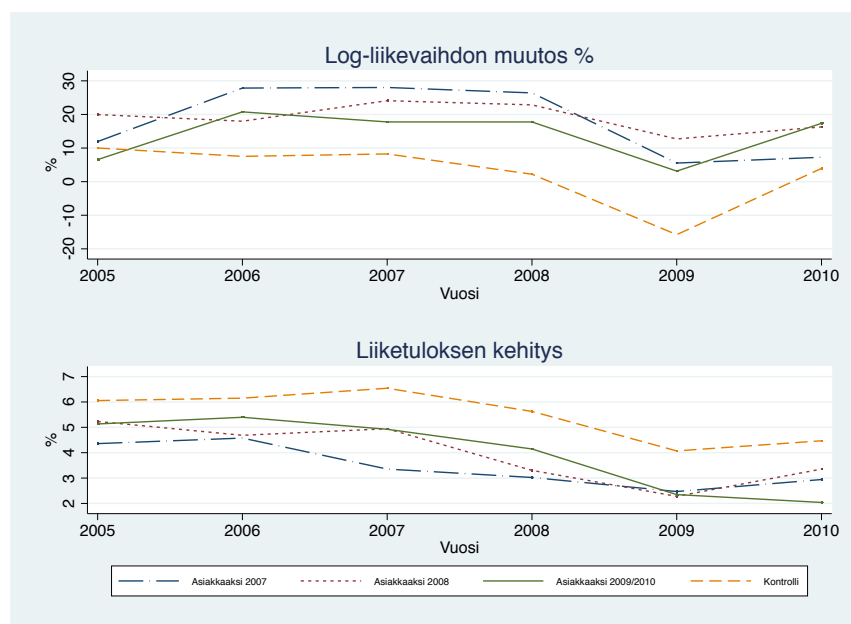


Kuvassa 4.3 esitän vuosittaiset keskiarvot liikevaihdon prosenttimuutokselle ($100 \times [\ln(LV_{i,t}) - \ln(LV_{i,t-1})]$) ja liiketuloksen kehitykselle. Tulokset ovat kolmelle asiakasryhmälle (2007, 2008, 2009/2010) sekä kontrolliryhmälle. Yhteistä trendiä tulee tarkastella vain asiakkuusvuotta edeltävään vuoteen asti. Tulokset eivät perustu mihinkään edellä esitettyyn estimointiin, koska niissä yritysten asiakkuusvuodet vaihtelevat ja havaintojen vähyys eri vuosina heikentää vertailua. Tällä tavalla esitettynä oletus yhteisestä trendistä havainnollistuu isommalle aineistolle, joskin juuri tiettyihin estimointeihin tätä ei täysin voi yleistää. Lisäksi mennyt yhteinen trendi ei takaa, että se olisi sama myös myöhempänä ajankohtana. Molempien muuttujien kohdalla oletus yhteisestä trendistä pitää melko hyvin paikkansa.

4.3.2 EE-vertaistamisen soveltuvuudesta

Vertaistamismenetelmien käytölle on tärkeää, että vertaistetut yritykset todella ovat lähtökohdiltaan toistensa kaltaisia. Liitteen taulukossa B.4 esitän koe- ja kontrolliryhmien keskiarvot ja t -testin näiden erotukselle ennen ja jälkeen vertaistamisen. Vertaistetut tulokset perustuvat taulukon 4.4 estimaatteista laskettuihin PS-

Kuva 4.3: Yhteinen trendi



arvoihin, jotka ovat vertaistettu lähimmän naapurin menetelmällä. Vertaistamattomat otokset poikkeavat lähes jokaisen muuttujan kohdalla toisistaan. Vertaistamisen jälkeen muuttujien välille ei kuitenkaan jää tilastollisesti merkitsevää eroa, kun tarkastelu tehdään viiden prosentin merkitsevyystasolla.

Taulukon B.4 keskiarvot paljastavat jo taulukon 3.2 perusteella oletetun tuloksen, että kontrolliryhmästä vertautuu keskimääräistä pienempiä ja koeryhmästä keskimääräistä suurempia yrityksiä. Vuoden 2005 asiakkasyritykset ovat ennen vertaistamista vain kuusi vuotta kontrolliryhmän yrityksiä nuorempia, mutta vuoden 2008 asiakkaiden osalta ero on lähes 15 vuotta. Tälle joukolle en ole taulukon B.4 kaltaista raportointia esittänyt mutta vertaistamisen jälkeen aineisto on samalla tapaa tasapainossa kuin vuoden 2005 asiakkaiden ja kontrolliryhmän välillä.

Keskiarvoon perustuva *t*-testi on riippuvainen havaintojen lukumäärästä. Koska kiinnostus on enemmän jakaumissa, ehdottavat Rosenbaum ja Rubin (1985) niin sanottua normalisoitua erotusta (normalized difference) vertaistamisen onnistumisen tarkastelemiseksi. Sarakkeessa “% harha” on laskettuna normalisoidut erotuk-

set. Nyrkkisääntönä tämä luku ei saisi olla suurempi kuin 25 (Imbens ja Wooldridge 2009). Tämä kynnyksisarvo ei ylity yhdenkään muuttujan kohdalla.

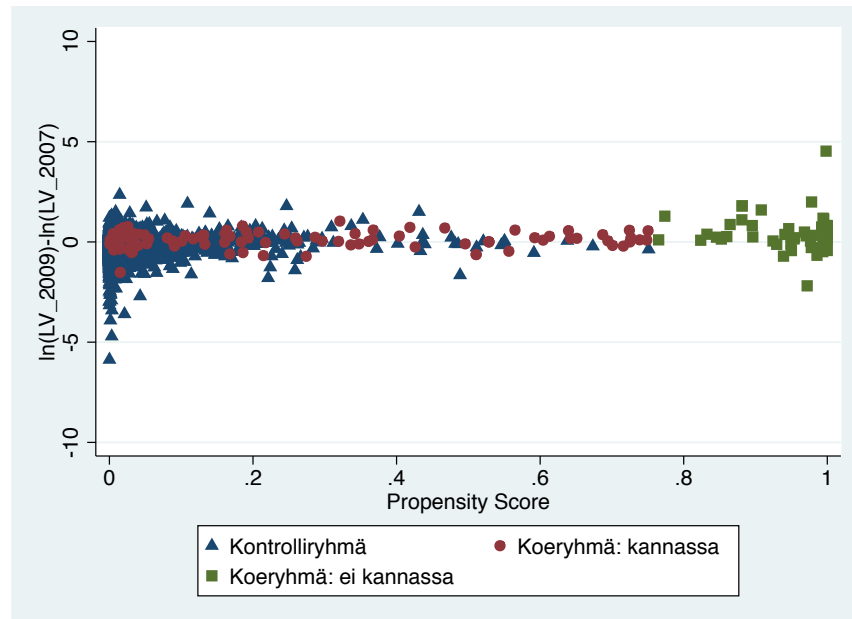
Sianesi (2004) esittää, että vertailun onnistumisen testaamiseksi vertaistetuille otokselle estimoidaan probit-malli uudestaan. Onnistuneen vertaistamisen tapauksessa mallin selitysaste pitäisi olla alhainen ja kaikkien mallin selittäjien olla yhteishypoteesia testattaessa nollia. Taulukon B.4 alalaidassa esitän molempien vuosien vertaistetuille otoksille uudelleenmuodostetun probit-mallin selitysasteet ja uskottavuusosamäärätestien testisuureet p -arvoineen. Selitysasteet ovat 0,1:n molemmin puolin ja nollahypoteesit kertoimien yhteistestille jäävät voimaan.

Esitettyjen testien valossa vertaistaminen on onnistunut kohtuullisen hyvin. Estimoinneissa koeryhmän yritysten määrä on kuitenkin pieni suhteessa Finnveran koko asiakasmäärään. Samalla esimerkiksi taulukossa 4.5 yhteisen kannan ulkopuolelle jää jopa kolmasosa probit-mallissa mukana olevista Finnveran asiakkaista. Hajontakuviosta 4.4 nähdään, että kannan ulkopuolelle jäävät yritykset ovat juuri niitä, joille Finnveran asiakkuuden estimoitu todennäköisyys on kaikista suurin. Lisäksi suurin osa kontrolliryhmän yrityksistä saa erittäin pienen PS-arvon.

Päällekkäisysoletus (3.17b) pitää kohtuullisesti paikkansa, kun rajoitutaan yhteiseen kantaan. Päällekkäisyys voisi kuitenkin olla voimakkaampaa PS-arvon ollessa suurempi kuin 0,3. Vähäiset kontrolliryhmän arvot johtavat siihen, että lähimmän naapurin vertaistamisessa sama yritys toistuu useasti. Tällöin estimaattorin varianssi, jakson 3.4 keskusteluun viitaten, kasvaa. Lisäksi tulokset ovat herkkiä sille, miten juuri nämä toistuvasti käytetyt kontrollirytykset ovat menestyneet. Vähäinen määrä havaintoja keskisuurilla PS-arvoilla johtaa siihen, että Dehejian ja Wahban (2002) ehdottama menetelmä osoittaa, että vertaistaminen ei ole täysin onnistunut. Heidän menetelmässään t -testejä lasketaan liitteen taulukon B.4 tapaan mutta rajoittuen aina tiettyyn väliin PS-arvojen perusteella. Näitä tuloksia en raportoi tarkemmin.

Vertaistamisen onnistumiselle ja estimointituloksille on olennaista, mitä selittäviä muuttujia PS-arvojen estimoinnissa käyttää. Suuri selittäjien määrä hankaloittaa vertaistamista. Toisaalta useita selittäjiä tarvitaan ERO-ehdon (3.17a) täyty-

Kuva 4.4: Propensity score -arvot ja yhteinen kanta vuoden 2008 asiakkaille ja kontrolliryhmälle



miseksi ja taustoiltaan samanlaiset yritysten identifioimiseksi. Valituilla selittäjillä vertaistaminen on onnistunut kohtuullisesti. En voi väittää, että valitut selittäjät kontrolloisivat valikoitumisen. Vaihtoehtoisten selittäjien probit-mallit jäävät kuitenkin tutkielman ulkopuolelle.

Vertailun mahdollisten puutteiden lisäksi on syytä kysyä, millaista yritysjoukkoa edellä esitetyissä estimointituloksissa oleva otos edustaa. Kuten jo hajontakuviosta 4.4 nähdään, vaihtelevat kannan ulkopuolelle jääneiden yritysten liikevaihdon muutokset suuresti verrattuna kannassa oleviin koeryhmän yrityksiin. Koko aineistossa on 936 vuonna 2008 asiakkaksi tullutta yritystä. Taulukon 4.4 estimoinneissa on vain reilut kymmenen prosenttia tästä joukosta. Syynä vähyyteen on se, että poisjääneiltä yrityksiltä puuttuu jokin muuttuja PS-arvoja estimoitaessa tai mahdollisesti selitettävän muuttujan jokin arvo.

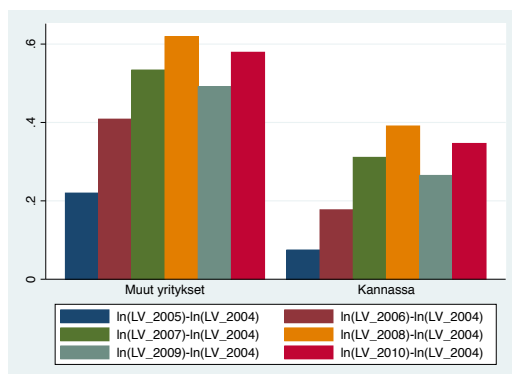
Liitteen taulukossa B.5 esitän keskiarvot keskeisimmistä muuttujista yhteisessä kannassa oleville yrityksille. Näitä keskiarvoja verrataan sekä yhteisen kannan ulkopuolelle jääneisiin yrityksiin että saman vuoden asiakasyrityksiin, jotka eivät

ole estimoinnissa mukana. Havaitaan, että niin yhteisen kannan kuin estimointiaineiston ulkopuolelle jääneet yritykset ovat pääasiassa nuorempia ja pienempiä kuin estimoinnissa mukana olevat yritykset. Yhteisen kannan ulkopuolelle jääneitä yrityksiä on niin vähän, ettei tilastolliseen merkitsevyyteen kannata kiinnittää huomiota. Erityisesti yhteiseen kantaan estimoidut vuoden 2005 asiakkaat ovat kaksi kertaa muita asiakkaita vanhempia keski-ään ollessa vajaan 19 vuotta. Kannan ulkopuolelle jääneiden yritysten omavaraisuus on myös paljon alhaisempi kuin kannassa olevien yritysten. Estimoinnin ulkopuolisiin yrityksiin verrattuna eroa ei kuitenkaan ole. Vuoden 2008 asiakkaista estimoinnin ulkopuolelle jääneet yritykset maksavat selvästi alhaisempia rahoituskuluja kuin estimoinnissa käytetyt yritykset.

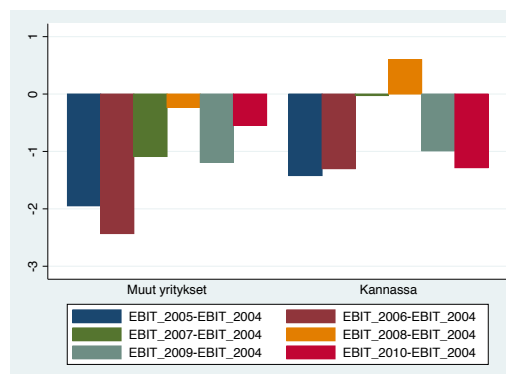
Perustunnuslukuja tarkastelemalla estimointiaineiston Finnveran asiakkaat poikkeavat siis huomattavasti muista asiakkaista. Havainnollistan aineiston valikoitumiseroa pylväskuvioissa 4.5 ja 4.6. Ensimmäisessä kuvassa on liikevaihdon ja toisessa liiketuloksen muutoksen keskiarvot ensin niille Finnveran vuoden 2005 asiakkaille, joille PS-arvon estimointi ei onnistunut. Toiset kuusi pylvästä kummassakin kuviossa ovat liikevaihdon estimoinnissa yhteiseen kantaan päätyneiden yritysten keskiarvot. Liikevaihdon kasvu on ollut molemmilla joukoilla vahvaa, mutta estimoinnin ulkopuolisilla yrityksillä huomattavasti vahvempaa. Tulosta saattaa selittää se, että pienempien yritysten voi olla helpompi kasvattaa prosentuaalista liikevaihtoa. Liiketuloksen kehitys ei ole ollut kummallekaan ryhmälle kovin mairittelevaa – vain vuonna 2008 on kannassa olevien yritysten liiketulos ollut vuotta 2004 parempi. Ainoastaan vuonna 2010 estimoinnin ulkopuolelle jääneiden yritysten kannattavuuden muutoksen keskiarvo on parempi kuin kannassa olevien yritysten. Liitteen taulukosta B.5 kuitenkin nähdään, että ero ei ole tilastollisesti merkitsevä. Liikevaihdon kehitys on molemmissa ryhmissä kuitenkin pitkälti samanlainen. Kun kontrolliryhmän jakaa vastaavasti kuin kuvissa 4.5 ja 4.6, ei niiden kohdalla näy valikoitumista.

EE-vertaistamisen soveltuvuuden lopuksi on syytä pohtia, mikä kolmesta vertailumenetelmästä on aineistoon sopivin. Suurimmaksi osaksi menetelmät tuottavat samansuuntaisia tuloksia mutta samalla niin estimaatit kuin t -suhteet vaihtelevat.

Kuva 4.5: Liikevaihdon kehitys



Kuva 4.6: Liiketuloksen kehitys



Vaihtelevat tulokset kertovat erityisesti vertaistamiseen liittyvästä epävarmuudesta. Estimaattien ja varianssien vaihtelun ymmärtämiseksi kuva 4.4 selittää paljon. Se asettaa viiden lähimmän naapurin menetelmän eniten kyseenalaiseksi. Etenkin suurilla PS-arvoilla viidenneksi lähinnä oleva kontrolliryhmän havainto saattaa poiketa huomattavasti verrattavasta koeryhmän yrityksestä. Samalla estimaatit voivat vaihdella riippuen siitä, mihin järjestykseen havainnot ovat valikoituneet²². Tällä voi olla vaikutusta etenkin alhaisten PS-arvojen yritysten vertaistamisessa.

Varianssin estimoimiseen liittyvä ongelmat vaikuttavat myös tulosten tulkinnaan. Kuten jaksossa 3.4 on todettu, ei keskivirheiden laskemisesta ole teoreettista yksimielisyyttä. Tätä korostavat myös Leuven ja Sianesi (2003), joiden estimointiohjelman lasketut EE-vertaistamiset perustuvat. Huomattava on, että bootstrap-menetelmällä lasketut keskivirheet ovat järjestäen suuremmat kuin yksinkertaisesti lasketut keskivirheet. Useimmiten suuruusluokka on kuitenkin sama mutta poikkeuksia toki on. Bootstrap-menetelmässä toistokierrosten määrä (100) on melko vähäinen (Mooney ja Duval 1993). Tämä saattaa vaikuttaa tuloksiin.

Kaikista epävarmuuksista johtuen pidän lähimmän naapurin vertaistamista ja ydinestimaattori-vertaistamista luotettavampina menetelminä kuin viiteen lähimpään havaintoon perustuvaa menetelmää. Tosin pienillä PS-arvoilla lähimmän naa-

²²Yritysten järjestyksellä on merkitystä vertaistamisessa (Rosenbaum ja Rubin 1983). Järjestys on sekoitettu satunnaisesti ennen estimointia.

purin menetelmä näyttää kuvan 4.4 perusteella epävarmemmalta kuin ydinestimaattori-vertaistaminen. Syynä on, että hyvin lähellä yhtä koeryhmän yritystä on paljon kontrolliryhmän yrityksiä, joiden havaitut tulemat vaihtelevat paljon. Ydinestimaattori-vertaistaminen antaa yhtä lähellä oleville yrityksille saman painon, jolloin vaihtelu tasapainottuu. Olisi mahdollista rajoittaa yhteistä kantaa siten, että estimoinnin ulkopuolelle jäisivät kaikki yritykset, joille $\hat{p}_{i,t}$ on pienempi kuin jokin valittu kynnsarvo. Havaintojen vähyyden takia yhteinen kanta on valittu tältä osin niin suureksi kuin mahdollista.

4.3.3 Yhteenveto

Havainnot yhteisestä trendistä antavat tukea kausaalisuustulkinnalle niin regressioanalyysin kuin EE-vertaistamisen tapauksessa. Toisaalta havainnot yhteisen kannan puuttumisesta regressioanalyysissä osoittavat, että muuttujan $D_{i,t}$ kertoimen tulkitseminen kausaali vaikutukseksi on epävarmaa. Lienee kuitenkin selvää, että estimoidut tulokset ovat voimassa keskimääräistä suuremmille Finnveran asiakkaille. Valtaosa asiakkaista on kuitenkin aloittelevia mikroyrityksiä, joihin havaittuja tuloksia ei voida suoraan yleistää.

Niin FE-mallit kuin EE-vertaistamiset osoittavat, että Finnveran rahoitus vaikuttaa positiivisesti ja pysyvästi henkilöstömäärään. Paikoitellen menetelmien tulokset ovat hyvin samankaltaisia. Esimerkiksi taulukosta 4.1 havaittiin, että FE6-mallissa rahoitus vaikuttaa voimakkaimmin henkilöstömäärään yhden vuoden viipeellä. Liitteen taulukot B.3 ja B.6 antavat osittaista tukea tälle tulokselle. Eritoten vuoden 2007 asiakkaille henkilöstömäärä kasvaa vuoden viiveellä noin 13 % menetelmästä riippuen. Positiivisesti voimakkainta vaikutus on vuoden 2008 asiakkaille.

Liikevaihtoa selittävien FE-mallien tulokset poikkeavat paikoitellen EE-vertaistamisen tuloksista. FE-mallit kertovat rahoituksen vahvasta positiivisesta vaikutuksesta liikevaihtoon, mutta EE-estimaatit vaihtelevat asiakkuusvuoden mukaan. Erityisesti vuoden 2005 asiakkaille estimoitu vaikutus on negatiivinen. Regressioanalyysin tuloksia kuitenkin selittää se, että juuri vuoden 2005 asiakkaat puuttuvat

estimoinneista. Muille asiakkuusvuosille vaikutus on enimmäkseen positiivinen.

Kannattavuuden muutoksista saadaan hieman ristiriitaista näyttöä. Taulukon 4.3 tasapainoista FE2-mallia tarkasteltaessa kannattavuus heikkenee rahoituksen jälkeen, mutta lasku ei ole tilastollisesti merkitsevää. Sen sijaan epätasapainoinen FE4-malli osoittaa, että kannattavuus on heikentynyt tilastollisesti merkitsevästi. Todennäköisimmin yrityksiltä havaitaan tarpeelliset muuttujat juuri asiakkuusvuonna ja sitä ennen. Näin ollen FE4-mallissa mukana olevilta yrityksiltä, jotka eivät ole FE2-mallia estimoitaessa mukana, puuttuvat havainnot asiakkuuden jälkeisiltä vuosilta. Tällöin estimointiin tulee vain kannattavuuden kannalta epäsuotuisimmat vuodet. Taulukkojen 4.7, B.3 ja B.7 tulokset vahvistavat hieman tätä näkemystä. Erityisesti vuoden 2007 asiakkaita lukuun ottamatta kannattavuuden lasku näyttää taittuvan viimeistään kahden ensimmäisen asiakkuusvuoden jälkeen. Toinen mahdollinen selitys on vuosien 2006 ja 2007 asiakkaiden valikoituminen. Taulukon 4.7 tulokset ovat näille yrityksille positiivisemmat kuin taulukon B.7.

Ainoastaan vuoden 2008 asiakkaille Finnveran vaikutus kannattavuuteen näytetään neutraalina. Muille asiakkaille kannattavuus näyttää parantuvan selkeästi vasta useampien vuosien päästä ensimmäisestä rahoituksesta (taulukot 4.7 ja B.3). Tämä viittaa siihen, että muutosvaiheessa kannattavuuden ylläpito on haasteellista mutta pidemmällä aikavälillä investoinnin tuomat hyödyt alkavat näkyä. Lisätyövoiman palkkaaminen oletettavasti vaikuttaakin negatiivisesti kannattavuuteen lyhyellä aikavälillä. Kannattavuusestimaatit antavat lisäksi viitteitä siitä, että Finnveran rahoitus ei vääristä kilpailutilannetta.

EE-vertaistaminen osoittaa, että yrityksen asiakkuusvuodella on ollut merkitystä niiden kasvuun ja kannattavuuteen. Yksi selitys asiakkuusvuoden vaikutuksen eroille saattaa olla makrotalouden suhdanteissa. Vuodesta 2005 loppuvuoteen 2007 saakka rahoituksen saanti pankkisektorilta oli kohtuullisen helppoa. Toisaalta syksyllä 2007 Yhdysvaltojen asuntomarkkinoilta alkaneet ongelmat levittivät epävarmuutta, minkä seurauksena pankit kiristivät luottopolitiikkaansa. Näin ollen voisi epäillä, että ennen vuotta 2008 asiakkaita tulleet ovat olleet tulevaisuuden näky-

miltään heikompia kuin vuonna 2008 Finnveran asiakkaiksi päätyneet. Aloittaville yrityksille tämä päätelmä ei päde, mutta estimoinnit koskevatkin pääasiassa yli kymmenvuotiaita yrityksiä, joille historiatietojen puute ei voinut olla rahoituksen saannin esteenä. Todennäköisesti osa vuoden 2008 asiakkaista ajautui Finnveran rahoitukseen luotonannon rajoittumisen takia. Näin ollen ne olisivat toimineet normaalissa suhdannetilanteessa markkinarahoituksen piirissä.

4.4 Rahoituksen toistuvuus

Finnveran toimintaa rahoituksen signaloijana on tutkittu viimeisten vuosien aikana (ks. osio 2.4.3). Ylhäinen (2010) osoittaa, että Finnveran asiakkaana oleva teollisuusyritys saa hyvin todennäköisesti rahoitusta Finnverasta peräkkäisinä vuosina. Hänen työnsä käsittelee Finnverassa tehtyjä rahoituspäätöksiä vuodesta 2000 vuoteen 2008. Seuraavaksi vertailen estimointituloksiani Ylhäisen (2010) Tilastokeskuksesta keräämän aineiston tuloksiin. Analyysini perustuu havaittuihin Markovin ketjuihin. Tarkoituksena on selvittää, kuinka toistuvaa rahoitus on. Toisin sanoen yrityskoh- taisia tekijöitä ei tässä pyritä mitenkään kontrolloimaan. Poikkeuksena tämän tutkielman muihin tilastollisiin analyysihin voin käyttää koko aineistoa riippumatta siitä, milloin yritys on tullut asiakkaaksi.

Olkoon $M_{i,t}$ binäärimuuttuja. Määritellään, että $M_{i,t} = 1$, kun yritys i on saanut rahoituksen Finnverasta vuonna t ja $M_{i,t} = 0$ muulloin. Siirtymätodennäköisyyksien laskeminen on suoraviivaista, koska muuttujan $M_{i,t}$ arvo tiedetään kaikilta ajanhetkiltä. Markovin ketjun siirtymätodennäköisyydet on estimoitu Statan *xttrans*-komennolla, joka laskee havaitun siirtymätodennäköisyyden periodilta seuraavalle eli työssäni vuodesta seuraavaan vuoteen. Koska aineisto on epätasapainoinen, olen korvannut puuttuvat vuodet tyhjillä havainnoilla. Estimointiaineisto on vuosilta 2003–2011, mutta siirtymää ensimmäiselle periodille ei tietystikään voida estimoida. Lisäksi tutkimusten vertailtavuuden vuoksi käytän pelkästään teollisuu- dessa toimivia yrityksiä²³.

²³Tämä tarkoittaa yrityksiä, joiden TOL 2008 -luokituksen kaksi ensimmäistä numeroa ovat vä-

Taulukossa 4.9 esitän siirtymätodennäköisyydet neljälle eri aineistolle. Vasemmassa yläkulmassa on Ylhäisen (2010) estimoitu tulos, jonka mukaan kerran Finnveran rahoitusta saanut yritys saa sitä hyvin suurella todennäköisyydellä (47,80 %) myös seuraavana vuonna. Loput kolme taulukon osaa ovat aineistostani. Oikeassa yläkulmassa olen käyttänyt kaikkia teollisuudessa toimivia yrityksiä. Vasemman alakulman tulokset ovat aineistosta, jossa kontrolliryhmän lisäksi ovat ne yritykset, jotka ovat tulleet Finnveran asiakkaiksi vuoden 2004 jälkeen. Vastaavasti oikeassa alakulmassa ovat kontrolliryhmän lisäksi vain ne yritykset, jotka ovat tulleet Finnveran asiakkaiksi vuonna 2004 tai sitä ennen.

Koko aineistossa kerran rahoitusta saanut yritys saa sitä myös seuraavana vuonnainoin 37 % todennäköisyydellä, mikä on jonkin verran pienempi kuin Ylhäisellä (2010). Huomattava ero havaitaan, kun rajoitetaan yritysten asiakkuusvuotta. Vuoden 2004 jälkeen asiakkaiksi tulleille todennäköisyys toistuvaan rahoitukseen on noin 20 %, kun vastaava luku ennen vuotta 2005 asiakkaiksi tuleville on 42 %.

Taulukko 4.9: Siirtymätodennäköisyydet teollisuuden toimialalla

		Aineistot			
		Ylhäinen (2010)		Koko aineisto	
		$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$
$M_{i,t} = 0$		95,62 % (55990)	4,38 % (2565)	81,78 % (18379)	18,22 % (4095)
$M_{i,t} = 1$		52,20 % (2838)	47,80 % (2599)	63,42 % (3298)	36,58 % (1902)
		Asiakkaaksi > 2004		Asiakkaaksi ≤ 2004	
		$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$
$M_{i,t} = 0$		90,12 % (12289)	9,88 % (1348)	84,58 % (15066)	15,42 % (2747)
$M_{i,t} = 1$		79,51 % (1067)	20,49 % (275)	57,83 % (2231)	42,17 % (1627)

Huom: Taulukossa ovat siirtymätodennäköisyydet Finnveran rahoitukselle neljällä poikkeavalla aineistolla (lainat ja takaukset). Suluissa ovat havaintojen lukumäärät. Siirtymätodennäköisyydet on laskettu peräkkäisille vuosille.

Vaikuttaa siis siltä, että uudemmille yrityksille rahoitusta ei myönnetä yhtä helposti uudestaan kuin vanhemmille yrityksille. Tämä antaisi viitteitä siitä, että Finnverassa vuosien 2005–2006 aikana tehty luottopolitiikan tarkennus on tuottanut tulosta. Kaikkein uusimmilla yrityksillä rahoitus ei ole kuitenkaan voinut vielä toistua.

liltä 10–33. Ylhäisellä (2010) on käytössä TOL 2002 -luokitus. Tällä tuskin on vaikutusta tuloksiin, vaikka luokat eivät täysin täsmää.

Tämän voisi epäillä vääristävän taulukon 4.9 vasemman alakulman tuloksia. Tulokset eivät kuitenkaan muutu vaikka tarkasteltaisiin vain vuosien 2005–2007 aikana asiakkaita tulleita (ei raportoitu). Toisaalta ennen vuotta 2005 asiakkaita tulleiden kaikkia rahoituspäätöksiä ei näy aineistossa. Toisin sanoen näille yrityksille rahoitus on ollut toistuvaa vuosien 2004–2011 välillä, vaikka ensimmäinen rahoitus on saattanut olla paljon ennen vuotta 2004. Näin ollen pidemmän aikaa asiakkaina olleisiin yrityksiin ovat valikoituneet juuri ne, joilla rahoitus on ollut kaikista toistuvinta.

Liitteen taulukossa B.8 erottelen laina- ja takausasiakkaat sekä tarkastelen rahoituksen toistuvuutta myös muilla toimialoilla. Kerran rahoitusta saaneen teollisuusyrityksen todennäköisyys saada rahoitusta seuraavana vuonna on 1,75-kertainen verrattuna muiden toimialojen vastaavassa tilanteessa oleviin yrityksiin. Takauksia saaneilla yrityksillä toistuvuus on todennäköisempää kuin lainaa saaneilla yrityksillä. Tämä tulos pätee niin teollisuudessa kuin muillakin toimialoilla. Taulukon B.8 tulokset tukevat myös edellä tehtyjä havaintoja asiakkuuden alkamisajan yhteydestä rahoituksen toistuvuuteen.

Näyttää siltä, että Finnveralla on “kanta-asiakkaita”. Onko tämä merkki Finnveran signaaloinnin epäonnistumisesta? Yritykset oppivat rahoituksen hakemiseen liittyvän prosessin. Tämän lisäksi rahoituspäätöksiä tekevien henkilöiden ja rahoitusta hakevien yrittäjien välille saattaa muodostua tiivis luottamussuhde. Tämä voi johtua siitä, että Finnveran henkilökunta toimii eräällä tavalla rahoituskonsultteina – yritykselle pyritään löytämään paras mahdollinen rahoitusratkaisu. Lisäksi Finnveran pankkeja joustavampi luottopolitiikka on varmasti suhdanneherkillä aloilla houkutteleva vaihtoehto. Tämän kaiken päälle pankit vaativat joidenkin yritysten kohdalla Finnveran mukanaolon. Tämä ei ole vähäpätöinen tekijä, sillä takaukset toistuvat merkittävästi lainoja useammin. Yhdessä nämä tekijät vaikuttavat “maan tavalta” toimia. Onkin toisen tutkimuksen aihe, ovatko nämä tavat esimerkiksi hidaste talouden uudistumiselle. Tässä esitettyjen arvioiden lisäksi jäljempänä esitän kyselytutkimukseen perustuvia selityksiä rahoituksen toistuvuudelle.

Makrotalouden suhdanteet vaikuttavat myös Finnveran rahoituksen toistuvuu-

teen. Vuodet 2004–2007 olivat Suomessa vahvan kasvun vuosia, jolloin pankkirahoitusta oli helpompi saada. Tämä vähensi Finnveran rahoituksen kysyntää ja näkyvyys oletettavasti toistuvuustarkasteluissa. Tästäkin huolimatta ennen vuotta 2005 asiakkaiksi tulleilla rahoituksen toistuvuus on tarkastelujaksolla ollut huomattavaa.

Rahoituksen toistuvuuden syvällisemmäksi ymmärtämiseksi olen tehnyt case-tutkimuksen kaikkein useimmin rahoitusta saaneista yrityksistä. Otokseen valikoitui 111 yritystä, joista kullekin on myönnetty rahoitusta vähintään viitenä eri vuotena. Näiden yritysten asiakasvastaavilta kysyttiin neljä väittämää siitä, mikä on yritysten rahoituksen toistuvuuden pääasiallinen syy. Vaihtoehdot olivat:

1. Alunperin myönnettyyn rahoitukseen liittyvät järjestelyt.
2. Vuosittain pankin kanssa uudistettava rahoituslimiitti.
3. Yrityksellä on usein uusia hankkeita, ja Finnveraa on tarvittu moniin näistä.
4. Jokin muu syy.

Koska rahoituspäätöksiin saattaa liittyä useita näistä väittämistä, olen jokaisesta vastauksesta valinnut rahoituksen toistuvuutta parhaiten kuvaavan väitteen. Useimmista vastauksista toistuvuuden pääsyy kävi ilmi. Toistuvuuden syyn lisäksi kysyttiin, jatkuuko kyseisen yrityksen rahoitus tulevaisuudessa.

Taulukossa 4.10 esitän kyselyn tulokset. Pankkien kanssa uudistettavat rahoituslimiitit ovat suurin yksittäinen selitys rahoituksen toistuvuuteen. Puolilla kaikista tarkastelluista 111 yrityksestä tämä on pääasiallinen selitys. Kolmasosalla yrityksistä Finnveran toistuva rahoitus on seurannut siitä, että niillä on ollut useita hankkeita. Yleisimmin tämä tarkoittaa useita toimitustakauksia. Erityisesti finanssikriisistä johtuen 15 prosentilla yrityksistä lainojen uudelleenjärjestelyt tai mahdollinen lisärahoitus saatavien turvaamiseksi on ollut toistuvuuden pääasiallinen lähde. Huomionarvoista on, että lähes puolilla kaikista yrityksistä on rahoituksia uudelleenjärjestelty tarkastelujakson aikana. Viimeisessä sarakkeessa esitän asiakasvastaavien arvion siitä, jatkaako Finnvera kyseisen yrityksen rahoittamista. Mitä todennäköisemmin rahoitus jatkuu 84 prosentilla näistä yrityksistä. Muutamat niistä yrityksistä, joilla rahoitus ei jatku Finnveran toimesta, ovat lopettaneet toimintansa.

Taulukko 4.10: Rahoituksen toistuvuuden pääasiallinen syy

	Toistuvuuden syy				Järjestely	Rahoituksen jatko
	1	2	3	4		
Määrä	17	56	34	4	52	90
Osuus	15 %	50 %	31 %	4 %	47 %	84 %

Toistuvuuden syyt viittaavat ylempänä esitettyihin väittämiin. Sarake "Järjestely" kuvaa kaikkia niitä yrityksiä, joiden rahoitusjärjestelyjä on muutettu saatavien turvaamiseksi.

Monilla toimialoilla ulkopuolisen rahoituksen tarve on jatkuvaa. Tällöin pankkien kanssa käytetään yleensä luotollista tiliä, jolle pankki vaatii vakuudet. Tili-sopimus uusitaan tyypillisesti vuoden tai kahden välein, mistä aiheutuu näennäistä toistuvuutta. Kun limiittirahoitus on yleinen yrityksen tavanomaisen liiketoiminnan pyörittämisessä ja kun investointeja tehdään säännöllisin väliajoin, seuraa rahoituksen toistuvuus lähes itsestään. Osalle yrityksistä liiketoiminta on täysin sesongista riippuvaista. Nämä yritykset tarvitsevat säännöllistä kausirahoitusta, joka johtaa niin ikään toistuvaan rahoitukseen.

Limiittirahoitus tai uudet hankkeet ovat vain syitä rahoitukselle. Miksi nämä yritykset ovat tulleet Finnveran asiakkaiksi eivätkä ole myöhemmin siirtyneet markkinarahoitukseen? Keskusteluissa suurin yksittäinen tekijä on vakuuspula. Yksi asiakasvastaava kiteyttää vakuusongelman seuraavasti.

Tulivat asiakkaiksi aikanaan, kun hakivat kasvua, toinen käyttöpää- omaan ja toinen investoi uuteen yksikköön. Tuolloin Finnvera oli juuri aloittanut palvelualojen rahoituksen, koska palvelualan yrityksillä vakuusasema pankkirahoitukseen on heikko. [– –] palvelualan yrityksillä ei ole mitään pankeille kelpavaa taseessaan.

Samoin yritysten heikohko kannattavuus rajoittaa pankkien halukkuutta rahoittaa yrityksiä ilman Finnveraa. Edellä havaittu rahoitusten uudelleenjärjestelyn suuri määrä kuvaa yrityksen herkkää markkina-asemaa ja vaihtelevaa suhdannetilannetta. Uudelleenjärjestelyissä näennäisesti myönnetään uusi luotto, vaikka kyse on todellisuudessa aikaisempiin luottoihin liittyvistä järjestelyistä. Toisin sanoen esimerkiksi vastuita ei useinkaan lisätä.

Finanssikriisi on vaikuttanut huomattavasti Finnveran asiakkaisiin. Kysynnän lasku yhdistettynä nousukaudella otettuun velkaan on ajanut yritykset ahtaalle. Edellä lainattu asiakasvastaava jatkaa:

Voisi kai sanoa näin, että molemmat lähtivät kasvamaan kireästi kilpailuilla palvelualan markkinoilla ja liaksi velalla. Molemmissa yrityksillä liikaa optimistisuutta ja talouden seuranta välttävää. Tosiasioiden tunnustaminen vaikeaa ja reagointi muuttuneeseen tilanteeseen olematonta. Lisäksi toisella yrityksellä johdon holtiton rahan käyttö ja epäonnistuneet johtajavalinnat osittain suvun painostuksesta (sukuomisteinen) lisänneet vaikeuksia.

Toisilla yrityksillä menee paremmin, mutta Finnveran rahoitus jatkuu silti. Aikaisemmin mainittu pankkien haluttomuus pienten yritysten rahoitukseen vaikuttaa tähän. Tästä on esimerkkinä yhden asiakasvastaavan lausunto: “Alun perin pankkiin ei ollut vakuuksia riittävästi, nyt tilanne tuntuu olevan se että ehkä vakuuksia-kin jo olisi, mutta pankki ei ole ollut kiinnostunut näin pienestä ja lyhytaikaisesta rahoittamisesta ja se jää Finnveralle.”

Kaikista 111 tarkastellusta yrityksestä vain kaksi on siirtynyt puhtaasti markkinarahoituksen piiriin ja yhden yrityksen on ostanut ulkopuolinen yritys. Markkinapuutteen korjaus ottaa siis aikansa eikä rahoituskriisi ole helpottanut tilannetta. Lisääntyvä finanssiregulaatio ja siihen liittyvä epävarmuus vaikuttavat olennaisesti myös pankkien rahoituspäätöksiin.

Toistuvuuden syyt vaihtelevat yrityksestä toiseen eikä selvää yhtäläisyyttä yritysten välille voi vetää. Limiittirahoitus ja toimitustakaukset muodostavat kuitenkin toistuvan rahoituksen perussyyt. Toimitustakausten toistuvuus on pikemminkin positiivinen asia, koska se kertoo siitä, että yritys on saanut tilauksia. Samalla kuitenkin asiakasvastaavilta saaduista vastauksista käy ilmi, että hyviä yrityksiä ei yritetä aktiivisesti siirtää kaupallisille rahoittajille.

Luku 5

Johtopäätökset

Erityisrahoitusyhtiö Finnvera Oyj on yksi Suomen valtion keskeisistä ohjauskeinoista niin uuden tuotannon synnyttämisessä kuin vanhan tuotannon säilyttämisessä. Tässä tutkimuksessa olen selvittänyt Finnveran rahoituksen kausaalivaikutuksia sekä rahoituksen toistuvuutta.

Finnveran keskeinen tehtävä on markkinapuutteiden korjaaminen. Luvussa 2 olen esittänyt argumentteja markkinapuutteen olemassaolosta sekä esitellyt kaksi teoreettista mallia rahoitusmarkkinoiden toiminnasta epäsymmetrisen informaation vallitessa. Stiglitz-Weiss-mallin (1981) pätiessä Finnveran rahoituksen positiiviset vaikutukset olisivat todennäköisempiä kuin de Meza-Webb-mallissa (1987). Mallit ovat kuitenkin yksinkertaistuksia pankkien luottopolitiikasta, eikä empiirisen tarkastelun perusteella voida yksiselitteisesti sanoa, kumpi malli kuvaa Suomen tilannetta paremmin. Poikkeava suhdannetilanne tekee päätelmästä vielä epävarmempaa. Positiiviset vaikuttavuusestimaatit antavat hieman tukea SW-teorialle.

Politiikkatoimien vaikutuksia arvioitaessa on erityisen tärkeää kontrolloida toimenpiteeseen valikoitumista. Olen kontrolloinut Finnveran asiakkaaksi valikoitumista sekä kiinteiden vaikutusten paneelimalleilla että erotukset-erotuksissa -vertaistamisella. Vertaistamismenetelmissä on huomioitu ongelmat tilastollisen päättelyn tekemisessä. Molempien menetelmien perusteella asiakkaat pystyvät kasvattamaan henkilöstömääräänsä rahoituksen avulla. Regressiomallien perusteella rahoitus mahdollistaa yritysten liikevaihdon kasvun. Vastaavasti erotukset-erotuksissa -vertaistamisen mukaan vaikutuksen suuruus riippuu vuodesta, jolloin yritys on saanut rahoitusta. Vastaava asiakkuusvuoden heterogeisuus näkyy myös liike tuloksen kehityksessä. Vaikutukset kannattavuuteen vaihtelevat lyhyellä aikavälillä neutraalin ja hieman negatiivisen välillä. Tulokset ovat hyvin linjassa aikaisempien tutkimusten kanssa (TEM 2012b, Oh ym. 2009, Honjo ja Harade 2006 sekä Uesugi ym. 2010).

Tutkielman aikajakso 2004–2010 on kuitenkin sen verran lyhyt, että kannattavuuden kokonaisvaikutuksista ei tämän työn puitteissa saada tarkkaa selvyyttä.

Asiakkuusvuoden heterogeeniset vaikutukset ovat merkki vaihtelevasta markkinapuutteesta. Finanssikriisi, joka on voimakas ulkoinen shokki, rajoitti pankkien luotonantoa. Tämän seurauksena Finnveran asiakkaiksi päätyi yrityksiä, jotka olisivat normaalissa suhdannetilanteessa toimineet markkinarahoituksen piirissä. Tulosten perusteella finanssikriisin kynnyksellä vuonna 2008 Finnveran asiakkaiksi tulleille yrityksille rahoituksen vaikutus on kaikilla mittareilla positiivisempi verrattuna aiemmin asiakkaaksi tulleisiin.

Analyysin suurin puute on, että sekä aloittavat että kaikista pienimmät yritykset jäävät tutkielman ulkopuolelle. Nämä yritykset muodostavat Finnveran asiakaskunnan rungon. Yksittäisten havaintojen puute rajoittaa empiiristen analyysien tekemistä. Laadukkaammalla aineistolla olisi esimerkiksi mahdollista kontrolloida asiakkaiden rahoitusta tarkemmin. Voi hyvin olla, että vaikuttavuus riippuu rahoituksen suuruudesta. Erityisen tärkeää olisi kuitenkin kontrolloida rahoituksen käyttötarkoitusta. Lisäksi jatkotutkimuksen kannalta olisi hyödyllistä muodostaa kontrolliryhmä niistä yrityksistä, joille Finnvera on tehnyt kielteisen luottopäätöksen. Tällainen lähtöasetelma pienentäisi valikoitumisharhaa.

Teoreettisten mallien lisäksi vaikuttavuusestimaatteja voidaan tarkastella pankkien luottopolitiikan onnistumisen kautta. Finnveran näkökulmasta pankit voivat tehdä kahdenlaisia virheitä. Ensimmäiseksi ne saattavat rahoittavat heikommin kannattavia yrityksiä. Tämä on epätodennäköistä, koska pankit välttävät suuria riskejä ja niiden luottotappiot ovat Finnveraa pienemmät. Tulokset eivät myöskään tue tätä näkemystä. Toiseksi pankit saattavat jättää kannattavia investointeja rahoittamatta ilman Finnveran takausta. Tutkielmani tulokset osoittavat, että Finnveran asiakkaat pystyvät kasvamaan. Lisäksi takauksia saaneiden yritysten liikevaihto on kasvanut lainaa saaneisiin yrityksiin verrattuna. Tämä antaa viitteitä siitä, että riskinjako Finnveran kanssa kannattaa. Rahoituksen vaikutuksia kannattavuuteen pitäisi pystyä kuitenkin tarkemmin selvittämään ennen lopullisten päätelmien tekemistä.

Yritysten “rahoituskelpoiseksi” signaloiminen voidaan nähdä yhdeksi julkisen rahoituslaitoksen päätehtävistä (Lerner 2002). Finnveran signalointivaikutuksen tutkiminen rahoituksen toistuvuutta tarkastelemalla osoittaa, että takauksia saaneille yrityksille rahoitus toistuu lainaa saaneita yrityksiä useammin. Lisäksi teollisuusyritykset saavat muita toimialoja useammin rahoitusta. Takausten toistuvuuden yksi oleellinen syy on limiittimuotoinen rahoitus. Vastaavasti teollisuusyritysten rahoituksen toistuvuus johtunee siitä, että ne investoivat useammin ja tarvitsevat käyttöpääomarahoitusta toistuvammin.

Tulosten perusteella rahoituksen toistuvuus on vähentynyt vuoden 2004 jälkeen asiakkaille yrityksille. Tämä mahdollisesti tarkoittaa, että uusien yritysten luottopäätöksissä pyritään markkinalähtöiseen ratkaisuun. Toisaalta tulos saattaa kuvastaa sitä, että Finnvera pitää herkemmin kiinni niistä yrityksistä, joiden toimintalogiikan se on oppinut ymmärtämään. Tehty selvitys osoittaaakin, että Finnveran tulisi pyrkiä hanakammin siirtämään yrityksiä markkinarahoitukseen piiriin.

Finanssikriisi on vaikuttanut ja vaikuttaa pankkien toimintaan. Se on lisännyt myös sekä kansallista että kansainvälistä sääntelyä. Kehitystä voidaan pitää uutena ilmiönä, jonka vuoksi valtiot kaikkialla maailmassa ovat ottaneet käyttöön uusia rahoitusmarkkinoita täydentäviä julkisia toimenpiteitä. Tutkielman tulokset antavat viitteitä siitä, että Finnveran toiminta kriisiaikana on erittäin tärkeää. Rahoitusmarkkinoita täydentävät toimenpiteet on kuitenkin suunniteltava huolellisesti, jottei rajallisia resursseja hukata väärin kohteisiin. Lisäselvitys saattaisi edesauttaa parempien markkinamekanismien suunnittelussa.

Useassa tutkimuksessa on korostettu, että Finnveran pitäisi keskittyä aloittavien sekä kasvavien ja kansainvälistyvien yritysten rahoitukseen (ks. mm. Heinonen ym. 2012 ja TEM 2012a). Heinosen ym. (2012) suositus on, että suuresta osasta kotimarkkinayritysten rahoitusta luovuttaisiin. Ennen kuin tällaisiin muutoksiin ryhdytään, olisi perusteellisesti tutkittava, millaisia dynaamisia vaikutuksia muutoksella olisi. Tämän tutkielman tulokset ovat osaltaan osoittaneet, että Finnveran rahoituksella on positiivisia vaikutuksia juuri näihin yrityksiin.

Lähteet

- Abadie, Alberto & Imbens, Guido W., 2008. “Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects,” *Econometrica*, Econometric Society, vol. 74, s. 235–267.
- Abadie, Alberto & Imbens, Guido W., 2008. “On the Failure of the Bootstrap for Matching Estimators,” *Econometrica*, Econometric Society, vol. 76, s. 1537–1557.
- Agur, Itai, 2010. “On the Possibility of Credit Rationing in the Stiglitz-Weiss Model: A Comment,” *DNB Working Papers 237*, Netherlands Central Bank, Research Department.
- Akerlof, George A., 1970. “The Market for ”Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, s. 488–500.
- Angrist, Joshua D., 2004. “Treatment effect heterogeneity in theory and practice,” *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 114, s. C52–C83.
- Angrist, Joshua, D. & Pischke, Jörn-Steffen, 2009. *Mostly harmless econometrics: an empiricist’s companion*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Arellano, Manuel & Bond, Stephen 1991. “Some Specification Tests for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, Vol. 58, s. 277–298.
- Arnold, Lutz G. & Riley, John G., 2009. “On the Possibility of Credit Rationing in the Stiglitz-Weiss Model,” *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 99(5), s. 2012–2021.
- Arnold, L. G.(2011). “A Game-Theoretic Foundation for Competitive Equilibria in the Stiglitz-Weiss Model,” *German Economic Review*.
- Baltensperger, Ernst, 1878. “Credit Rationing: Issues and Questions,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 10, s. 170–183.
- Baum, Christopher F. & Nichols, Austin & Schaffer, Mark E., 2011. “Evaluating one-way and two-way cluster–robust covariance matrix estimates,” German Stata Users’ Group Meetings 2011 02, Stata Users Group.

- Beck, Thorsten & Demirguc-Kunt, Asli & Laeven, Luc & Maksimovic, Vojislav, 2006. “The determinants of financing obstacles,” *Journal of International Money and Finance*, vol. 25(6), s. 932–952.
- Berger, Allen N. & Udell, Gregory F., 2002. “Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organisational Structure,” *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 112(477), s. F32–F53.
- Bertrand, Marianne & Duflo, Esther & Mullainathan, Sendhil, 2004. “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?,” *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 119, s. 249–275.
- Bester, Helmut, 1985. “Screening vs. Rationing in Credit Markets with Imperfect Information,” *The American Economic Review*, Vol. 75, s. 850–855.
- Blundell, Richard & Costa Dias, Monica, 2009. “Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics,” *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 44, s. 565–640.
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R., 1979. “A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation,” *Econometrica*, Econometric Society, vol. 47, s. 1287–1294.
- Cameron, A. Colin & Miller, Douglas L., 2010. “Robust Inference with Clustered Data,” Working Papers 10-7, University of California at Davis, Department of Economics.
- Carpenter, Robert E. & Petersen, Bruce C., 2002. “Capital Market Imperfections, High-Tech Investment, and New Equity Financing,” *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 112(477), s. F54–F72.
- Carlos Carreira & Filipe Silva, 2010. “No Deep Pockets: Some Stylized Empirical Results On Firms’ Financial Constraints,” *Journal of Economic Surveys*, vol. 24, s 731–753.
- Cressy, Robert, 2002. “Funding Gaps: A Symposium,” *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 112(477), s. F1–F16.
- Davidson, Russel & MacKinnon, James, 2003. *Economic theory and methods*, Oxford

- University Press, New York.
- Dehejia, Rajeev H. & Wahba, Sadek, 2002. "Propensity Score-Matching Methods For Nonexperimental Causal Studies," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 84, s. 151–161.
- Estrella, Arturo 1998. "A new measure of fit for equations with dichotomous dependent variables," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, s. 198–205.
- Euro & talous, 2012. "Rahoitusjärjestelmän vakaus," Suomen Pankki.
- Fazzari, Steven M. & Hubbard, R. Glenn & Petersen, Bruce C., 1988. "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 19, s. 141–206.
- Freel, Mark, 2007. "Are Small Innovators Credit Rationed?," *Small Business Economics*, Springer, vol. 28(1), s. 23–35.
- Gadd, Håkan & Hansson, Gustav & Månsson, Jonas, 2008. "Evaluating the impact of firm subsidy using a multilevel propensity score approach," CAFO Working Papers 2009:3, Centre for Labour Market Policy Research (CAFO), School of Business and Economics, Linnaeus University.
- Giudici, Giancarlo & Paleari, Stefano, 2000. "The Provision of Finance to Innovation: A Survey Conducted among Italian Technology-based Small Firms," *Small Business Economics*, vol. 14, s. 37–53.
- Greene, William. 2000. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice–Hall.
- Eloranta, Jorma, 2012. "Investointeja Suomeen – Ehdotus strategiaksi ja toimintaohjelmaksi Suomen houkuttelevuuden lisäämiseksi yritysten investointikohteena," Työ- ja elinkeinoministeriön julkaisuja 9/2012.
- Freixas, Xavier & Rochet, Jean-Charles, 2008. *Microeconomics of Banking*, MIT Press, Cambridge.
- Hanson, James, 2004. "The Transformation of State-Owned Banks," kirjassa *The Future of State-Owned Financial Institutions*, toim. Gerard Caprio, Jonathan Fiechter, Robert Litan, and Michael Pomerleano, 13–49. Washington, DC: Brookings

- Institution Press.
- Hausman, Jerry A., 1978. "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, vol. 46(6), s. 1251–1271.
- Heckman, James J., 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, vol. 47, s. 153–161.
- Heckman, James J. & Ichimura, Hidehiko & Todd, Petra E., 1997. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, vol. 64(4), s. 605–654.
- Heckman, James J. & Ichimura, Hidehiko & Smith, Jeffery & Todd, Petra E., 1998. "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data," *Econometrica*, vol. 66(5), s. 1017–1098.
- Heinonen, Jarna & Smallridge, Diana & Laaksonen, Eeva & Stenholm, Pekka & Claes, Wernen, 2012. "Evaluation of Finnvera Plc," Publications of the Ministry of Employment and the Economy, 28/2012.
- Heshmati, Almas & Löf, Hans, 2008. "Investment and Performance: Correlation or Causality," *Corporate Ownership & Control*, vol. 6, s. 268–282.
- Holland, Paul W., 1986. "Statistics and Causal Inference," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 81, s. 945–970.
- Holtz-Eakin, Douglas, 2000. "Public policy toward entrepreneurship," *Small Business Economics*, Royal Economic Society, vol. 15, s. 283–291.
- Honjo, Yuji & Harada, Nobuyuki, 2006. "SME Policy, Financial Structure and Firm Growth: Evidence From Japan," *Small Business Economics*, Springer, vol. 27, s. 289–300.
- Hsiao, Cheng, 2003. *Analysis of panel data*, 2:nd ed., Econometric Society monographs; no. 34, Cambridge University Press, New York.
- Hyytinen, Ari & Pajarinen, Mika & Ylä-Anttila, Pekka, 2011. "Finpron vaikuttavuus – Finpron palveluiden käytön vaikutus yritysten kansainvälistymiseen ja menestymiseen," Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, Keskusteluaiheita nro. 1258.
- Imbens, Guido W. & Wooldridge, Jeffrey M., 2009. "Recent Developments in the

- Econometrics of Program Evaluation,” *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, vol. 47(1), s. 5–86.
- Kaplan, Steven N. & Zingales, Luigi, 2000. “Investment-Cash Flow Sensitivities Are Not Valid Measures Of Financing Constraints,” *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 115, s. 707–712.
- Karas, Alexei & Pyle, William & Schoors, Koen, 2009. “How do Russian depositors discipline their banks? Evidence of a backward bending deposit supply function,” *Oxf. Econ. Pap.*, 62 (1): 36–61. doi: 10.1093/oep/gpp006.
- Kezdi, Gabor, 2005. “Robust Standard Error Estimation in Fixed-Effects Panel Models,” Econometrics 0508018, EconWPA.
- Koski, Heli & Pajarinen, Mika, 2010. “Access to Business Subsidies: What Explains Complementarities and Persistency?,” Discussion Papers 1226, The Research Institute of the Finnish Economy.
- Koski, Heli & Tuuli, Jukka, 2010. “Business Subsidies in Finland: The Dynamics of Application and Acceptance Stages,” Discussion Papers 1225, The Research Institute of the Finnish Economy.
- Laporte, Audrey & Windmeijer, Frank, 2005. “Estimation of panel data models with binary indicators when treatment effects are not constant over time,” *Economics Letters*, vol. 88, s. 389–396.
- Lechner, Michael & Miquel, Ruth, 2010. “Identification of the effects of dynamic treatments by sequential conditional independence assumptions,” *Empirical Economics*, vol. 39, s. 111–137.
- Lerner, Josh, 1999. “The Government as Venture Capitalist: The Long-Run Impact of the SBIR Program,” *Journal of Business*, University of Chicago Press, vol. 72(3), s. 285–318.
- Lerner, Josh, 2002. “When Bureaucrats Meet Entrepreneurs: The Design of Effective ‘Public Venture Capital’ Programmes,” *The Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 112, s. F73–F84.
- Lerner, Josh, 2009. *Boulevard of Broken Dreams: Why Public Efforts to Boost Ent-*

- repreneurship and Venture Capital Have Failed –and What to Do About It*. Princeton University Press, New Jersey.
- Leuven, Edwin & Sianesi, Barbara, 2003. “PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing,” Statistical Software Components S432001, Boston College Department of Economics, revised 19 Apr 2012.
- Levenson, Alec R. & Willard, Kristen L, 2000. “Do Firms Get the Financing They Want? Measuring Credit Rationing Experienced by Small Business in the U.S,” *Small Business Economics*, Springer, vol. 14, s. 83–94.
- Liang, Kung-Yee & Zeger, Scott L., 1986. “Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models,” *Biometrika*, vol. 73, s. 13–22.
- Lopez-Acevedo, Gladys & Tan, Hong W., 2010. *Impact evaluation of SME programs in Latin America and Caribbean*. Washington D.C. The Worldbank.
- Maddala, G. S., 1971. “The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data,” *Econometrica*, Econometric Society, vol. 39, s. 341–358.
- Maliranta, Mika & Rouvinen, Petri & Ylä-Anttila, Pekka, 2010. “Finlandn’s Path to the Global Productivity Frontier through Creative Destruction,” *International Productivity Monitor*, Centre for the Study of Living Standards, vol. 20, s. 68–84.
- Mankiw, Gregory N., 1986. “The Allocation of Credit and Financial Collapse,” *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 101(3), s. 455–470.
- Mas-Colell, Andreu & Whinston, Michel D. & Green, Jerry R., 1995. *Microeconomic Theory*, Oxford Univeristy Press, New York.
- Mayers, Stewart C. & Majluf, Nicholas S., 1984. ”Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have,” *Journal of Financial Economics*, Elsevier, vol. 13(2), s. 187–221.
- De Meza, David, 2002. “Overlending?,” *The Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 112(477), s. F17–F31.
- De Meza, David & Webb, David C., 1987. “Too Much Investment: A Problem of

- Asymmetric Information,” *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 102(2), s. 281-292.
- Mooney, C. Z. & Duval, R. D., 1993. *Bootstrapping: A Nonparametric Approach to Statistical Inference*. Newbury Park, CA: Sage.
- Morgan, Stephen L. & Harding, David J., 2006. “Matching Estimators of Causal Effects: Prospects and Pitfalls in Theory and Practice.” *Sociological Methods and Research*, vol. 35, s. 3–60.
- Nerlove, Marc, 1971. “A Note on Error Components Models,” *Econometrica*, Econometric Society, vol. 39, s. 383–396.
- Nichols, Austin & Schaffer, Mark E., 2007. “Clustered standard errors in Stata,” United Kingdom Stata Users’ Group Meetings 2007 07, Stata Users Group.
- Nishiyama, Yasuo, 2007. “Are Banks Risk-Averse?,” *Eastern Economic Journal*, Eastern Economic Association, vol. 33(4), s. 471–490.
- Oh, Inha & Lee, Jeong-Dong & Heshmati, Almas & Choi, Gyoung-Gyu, 2009. “Evaluation of credit guarantee policy using propensity score matching,” *Small Business Economics*, Springer, vol. 33(3), s. 335–351.
- Pagan, Adrian, 1984. “Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors,” *International Economic Review*, vol. 25, s. 221–247.
- Puttonen, Vesa, 2010. “Julkisen kasvurahoituksen ja yritystukijärjestelmän kehittäminen,” Työ- ja elinkeinoministeriön julkaisuja 29/2010.
- Rogers, William, 1994. “Regression standard errors in clustered samples,” *Stata Technical Bulletin*, StataCorp LP, vol. 3(13).
- Rosenbaum, Paul R. & Rubin, Donald B., 1983. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, Vol. 70, s. 41–55.
- Rosenbaum, Paul R. & Rubin, Donald B., 1985. “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score,” *The American Statistician*, Vol. 39, s. 33–38.
- Rothschild, Michael & Stiglitz, Joseph E., 1976. “Increasing risk: I. A definition,”

- Journal of Economic Theory*, Elsevier, vol. 2(3), s. 225–243.
- Rothschild, Michael & Stiglitz, Joseph E., 1976. “Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 90, s. 629–649.
- Rubin, Donald B, 1974. “Estimating the Causal Effect of Treatments in Randomized and Non-Randomized Studies,” *Journal of Educational Psychology*, vol. 66, s. 688–701.
- Rubin, Donald B, 1977. “Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate,” *Journal of Educational Statistics*, vol. 2, s. 1–26.
- Rubin, Donald B, 1978. “Bayesian Inference for Causal Effects: The Role of Randomization,” *The Annals of Statistics*, vol. 6, s. 34–58.
- Sianesi, Barbara, 2004. “An Evaluation of the Swedish System of Active Labor Market Programs in the 1990s,” *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 86, s. 133–155.
- Smith, Jeffrey A. & Todd, Petra E., 2005. “Does matching overcome Lalonde’s critique of nonexperimental estimators?,” *Journal of Econometrics*, vol. 125, s. 305–353.
- Stadigh, Kari, 2012. “Pääomamarkkinat ja kasvu,” Valtiovarainministeriön julkaisu 10/2012.
- Stahl, Dale O, II, 1988. “Bertrand Competition for Inputs and Walrasian Outcomes,” *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 78(1), s. 189–201.
- Stiglitz, Joseph E. & Weiss, Andrew, 1981. “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information,” *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 71(3), s. 393–410.
- Stock, James H. & Watson, Mark W., 2008. “Heteroskedasticity-Robust Standard Errors for Fixed Effects Panel Data Regression,” *Econometrica*, Econometric Society, vol. 76, s. 155–174.
- Suomen virallinen tilasto (SVT): Yritysrekisterin vuositilasto [verkkojulkaisu].

- ISSN=1798-6214. 2010. Helsinki: Tilastokeskus [viitattu: 2.7.2012].
- TEM, 2012a. "Yritystukiselvitys," Työ- ja elinkeinoministeriön julkaisuja 7/2012.
- TEM, 2012b. "Kasvuyrityskatsaus 2012," Työ- ja elinkeinoministeriön julkaisuja 20/2012.
- Uesugi, Iichiro & Sakai, Koji & Yamashiro, Guy M., 2010. "The Effectiveness of Public Credit Guarantees in the Japanese Loan Market," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 24, s. 457–480.
- Wette, Hildegard C., 1983. "Collateral in Credit Rationing in Markets with Imperfect Information: Note," *American Economic Review*, vol. 73, s. 442–445.
- White, Halbert, 1980. "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 48, s. 817–838.
- Williamson, Stephen D., 1986. "Costly monitoring, financial intermediation, and equilibrium credit rationing," *Journal of Monetary Economics*, vol. 18(2), s. 159–179.
- Wooldridge, Jeffery M., 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*, The MIT Press, Cambridge.
- Wooldridge, Jeffery M., 2009. *Econometric analysis of cross section and panel data*, The MIT Press, Cambridge, toinen painos.
- Ylhäinen, Ilkka, 2010. "Persistence of government funding in small business finance," Discussion Papers 1232, The Research Institute of the Finnish Economy.
- Yritystutkimus ry, 2011. *Yritystutkimuksen tilinpäätösanalyysi*, Gaudeamus Helsinki University Press, Helsinki. 9, korjattu laitos.
- Zecchini, Salvatore & Ventura, Marco, 2009. "The impact of public guarantees on credit to SMEs," *Small Business Economics*, vol. 32, s. 191–206.

Liite A

Määritelmiä

A.1 Stokastinen dominanssi

Tässä kappaleessa esittelen lyhyesti stokastisen dominanssin käsitteen. Taloustieteen riskin ajattelun stokastisen dominanssin muodossa ovat esitelleet Rothschild ja Stiglitz (1970), josta myös todistukset läytyvät. Seuraavassa noudatelen Mas-Colellin ym. (1995, kpl. 6) esitystä aiheesta.

Halutaan vertailla kahta satunnaismuuttujaa X_f ja Y_g , joilla kertymäfunktiot F ja G (satunnaismuuttujien ei tarvitse olla jatkuvia). Oletetaan, että satunnaismuuttajat koskevat kahden eri investoinnin tuottoja. Yksinkertaisuuden vuoksi tarkastellaan väliä $[0, x^*]$ jollakin $x^* \in \mathbb{R}$ siten, että $F(0) = G(0) = 0$ ja $F(x^*) = G(x^*) = 1$. Ensimmäiseksi määritellään, mitä tarkoittaa väite, että jakauma F tuottaa yksikäsitteisesti suuremman tuoton kuin jakauma G .

Määritelmä 2. (*Ensimmäisen asteen stokastinen dominanssi.*) Jakauma F dominoi (astetta yksi) stokastisesti jakumaa G , jos jokaiselle ei-vähenevälle funktiolle $u : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ pätee

$$\int u(x) dF(x) \geq \int u(x) dG(x). \quad (\text{A.1})$$

Propositio 1. Jakauma F dominoi stokastisesti (astetta yksi) jakaumaa G , jos ja vain jos $\forall x$ pätee $F(x) \leq G(x)$. Määritelmä 2 sanoo, että satunnaismuuttujan X_f odotusarvo on vähintään yhtä suuri kuin satunnaismuuttujan Y_g . Propositio 1 taas yhdistää tämän tuloksen siihen, että X_f :n kertymäfunktio ei ole missään Y_g :n kertymäfunktion yläpuolella. Toisin sanoen on todennäköisempää, että investointi, joka liittyy satunnaiseen tuottoon X_f , tuottaa suuremman tuoton. Ensimmäisen asteen stokastinen dominanssi olettaa, että kahden satunnaismuuttujan paremmuutta voidaan vertailla. Seuraavaksi määritellään, mitä tarkoittaa tuottojen vertailu niiden suhteellisen riskin mukaan.

Määritelmä 3. (*Toisen asteen stokastinen dominanssi.*) Oletetaan, että jakaumilla F ja G on sama odotusarvo. Jakauma F dominoi (astetta kaksi) stokastisesti jakumaa G , jos jokaiselle ei-vähenevälle konkaaville funktiolle $u : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ pätee

$$\int u(x) dF(x) \geq \int u(x) dG(x). \quad (\text{A.2})$$

Lisäksi tehdään havainto, joka seuraa oletuksesta $F(x^*) = G(x^*) = 1$ ja samoista odotusarvoista. Nimittäin osittaisintegroinnilla nähdään

$$\int_0^{x^*} [F(x) - G(x)] dx = [F(x^*) - G(x^*)]x^* - \int_0^{x^*} x d[F(x) - G(x)] = 0 \quad (\text{A.3})$$

eli kertymäfunktioiden alle jäävä pinta-ala on sama. Tästä puolestaan saadaan ehto, että kaikilla $x \in [0, x^*]$ pätee

$$\int_0^x G(t) dt \geq \int_0^x F(t) dt. \quad (\text{A.4})$$

Merkitään nyt, että $Y_g \stackrel{d}{=} X_f + Z$, missä “d” tarkoittaa, että jakauma on sama. Satunnaismuuttujan Z ehdollinen odotusarvo ehdolla X_f on nolla. Tällöin sanotaan, että G on keskiarvon säilyttävä hajonta (mean preserving spread) F :n suhteen.

Propositio 2. (Mas-Colell ym. 1995, s.199, propositio 6.D.2.) Oletetaan, että jakaumilla F ja G on sama odotusarvo. Tällöin määritelmä 3, yhtälö A.4 ja se että G on keskiarvon säilyttävä hajonta F :n suhteen ovat ekvivalentteja. Nämä ovat matemaattisia muotoiluja sille, että G on riskillisempi kuin F . Tämä on ehkä helpoin käsittää yhtälön A.4 avulla. Huonon tuoton todennäköisyys on suurempi satunnaismuuttujalla, jota jakauma G vastaa. Tällöin G :n kertymäfunktio on F :n kertymäfunktion yläpuolella pienillä arvoilla. Havainnollista on huomata, että kertymäfunktiot voivat leikata toisensa useasti, kunhan yhtälö A.4 pätee. Samasta yhtälöstä seuraa, että suurilla tuotoilla G :n on oltava F :n alapuolella. Toisin sanoen on suurempi todennäköisyys sille, että riskillisempi satunnaismuuttuja antaa suuren tuoton.

A.2 Paneelimalleista

A.2.1 Ryhmien välinen estimaattori (between-groups)

Malliyhtälö ryhmien väliselle estimaattorille saadaan kertomalla yhtälö (3.6) matriisilla $\mathbf{I} - \mathbf{Q}$, jolloin päädytään muotoon

$$\bar{y}_i = \bar{\mathbf{x}}_i' \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \bar{u}_i, \quad (\text{A.5})$$

missä keskiarvomuuttujat ovat samat kuin yhtälön (3.9) alapuolella on määritelty. Suoraviivainen PNS-estimointi yhtälöön (A.5) tuottaa ryhmien välisen (BG) estimaattorin:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{BG} = \left(\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right), \quad (\text{A.6})$$

missä $\bar{\mathbf{x}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{\mathbf{x}}_i$ ja $\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{y}_i$. Yhtälöä (A.6) johdettaessa on vain huomattava, että yksi α_i on jätettävä estimoinnista pois, jotta selittäjämatrissi olisi täysiasteinen.

A.2.2 RE-malli

Kun α_i oletetaan kiinteäksi, kasvaa estimoitavien parametrien määrä yhdessä yritysten määrän (N) kanssa. Estimoinnin tehokkuus kuitenkin kärsii estimoitavien parametrien määrän kasvaessa. Parametrien määrän kasvamista yhdessä yritysten määrän kanssa voidaan rajoittaa esimerkiksi siten, että α_i tulkitaan satunnaiseksi eli osaksi virhetermiä.

Seuraavissa tarkasteluissa oletan, että kaikilla i pätee $E(\alpha_i) = 0$ ja $E(\alpha_i^2) = \sigma_\alpha^2$. Oletukset eivät ole välttämättömiä, mutta estimointi mutkistuisi, jos varianssiparametri riippuisi yksilöstä. Itse asiassa tällöin sen estimoiminen olisi tehtävä yhden havainnon perusteella (Hsiao 2003). RE-mallin virhetermi on näin ollen $v_{i,t} = \alpha_i + u_{i,t}$ ja malliyhtälö muotoa

$$y_{i,t} = \mu + \mathbf{x}_{i,t}' \boldsymbol{\beta} + v_{i,t}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N, \quad (\text{A.7a})$$

missä $\mu \in \mathbb{R}$ on yleinen vakiotermi. Vektorimuodossa tämä voidaan esittää vastavasti kuin yhtälö (3.7):

$$\mathbf{y}_i = \mu \mathbf{e} + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{v}_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad (\text{A.7b})$$

missä $\mathbf{v}_i = (v_{i,1}, \dots, v_{i,T})'$.

Muuttujan α_i tulkinta satunnaiseksi ei tee mallin estimoinnista teoreettisesti juuri ongelmallisempaa kuin kiinteän havaitsemattoman selittäjän tapauksessa. Satunnaisuus asettaa eksogeenisuusoletuksen kuitenkin kyseenalaiseksi. PNS-estimointi tuottaa harhaiset ja tarkentumattomat parametriestimaatit, mikäli selittäjät korreloivat virhetermin kanssa. Yksinkertaisimmillaan tämän näkee sijoittamalla vektorin \mathbf{y}_i paikalle yhtälöön (3.10) sen lauseke ja luopumalla eksogeenisuusoletuksesta (3.8). Kun α_i on satunnainen, herää väistämättä kysymys, voiko se olla korreloimaton muiden yritykseen liittyvien havaittavien selittäjien kanssa. Esimerkiksi työntekijöiden yhteistyökykyä voi olla hankalaa mitata. Voisi kuitenkin olettaa, että sillä olisi vaikutusta yrityksen toimintatapaan tai valmistamien tuotteiden laatuun – asioihin, joita mahdollisesti voidaan mitata. Selitettäessä esimerkiksi yrityksen kannattavuutta, johon tuotteiden laadulla on oletettavasti vaikutusta, on riski selittäjien ja virhetermin korreloituneisuudesta mahdollinen.

RE-mallissa vahva eksogeenisuusoletus saa muodon

$$E(u_{i,t} | \mathbf{x}_{i,T}, \mathbf{x}_{i,T-1}, \dots, \mathbf{x}_{i,t}, \dots, \mathbf{x}_{i,1}, \alpha_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{A.8a})$$

$$E(\alpha_i | \mathbf{x}_{i,T}, \mathbf{x}_{i,T-1}, \dots, \mathbf{x}_{i,t}, \dots, \mathbf{x}_{i,1}) = 0. \quad (\text{A.8b})$$

Huomataan, että ehdosta (A.8a) seuraa iteroidun odotusarvon avulla ehdoton korreloimattomuus $E(u_{i,t} \alpha_i) = 0$. Vahvan eksogeenisuuden lisäksi asetetaan ehdollisille

toisille momenteille ehdot

$$E(u_{i,t}u_{i,s}|\mathbf{x}_{i,T}, \mathbf{x}_{i,T-1}, \dots, \mathbf{x}_{i,t}, \dots, \mathbf{x}_{i,1}, \alpha_i) = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{jos } s = t \\ 0 & \text{jos } s \neq t. \end{cases} \quad (\text{A.9a})$$

ja

$$E(\alpha_i\alpha_j|\mathbf{x}_{i,T}, \mathbf{x}_{i,T-1}, \dots, \mathbf{x}_{i,t}, \dots, \mathbf{x}_{i,1}) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 & \text{jos } i = j \\ 0 & \text{jos } i \neq j \end{cases}, \quad (\text{A.9b})$$

jotka vastaavat Wooldridgen (2002, s. 259) ehtoa. RE-mallin parametrien tarkentuva estimointi onnistuu myös lievemmillä rajoitteilla (Hsiao 2003, s.34). Edellä esitetyt oletuksen selittäjien ja virhetermien suhteista takaavat, että RE-malli voidaan estimoida tarkentuvasti yleistettyä PNS-menetelmää (YPNS) käyttäen. Malli voitaisiin estimoida myös suoraan PNS-menetelmällä, mutta tässä tapauksessa YPNS on tehokkaampi kuin PNS.

YPNS on mahdollinen, koska ehdoista (A.8a)–(A.9b) seuraa virhetermin kovarianssimatriisille seuraavanlainen rakenne. Ensinnäkin $Cov(v_{i,t}v_{i,s}) = \sigma_\alpha^2$ kun $t \neq s$ ja $Cov(v_{i,t}^2) = \sigma_u^2 + \sigma_\alpha^2$. Näistä seuraa, että $E(\mathbf{v}_i\mathbf{v}_i') = \sigma_u^2\mathbf{I} + \sigma_\alpha^2\mathbf{e}\mathbf{e}' = \mathbf{V}$. Virhetermin kovarianssimatriisiin käänteismatriisille on kirjallisuudessa esitetty useita eri muotoiluja (ks. esim. Maddala 1971, Nerlove 1971), joista noudatan Hsiaon (2003) tapaan Maddalan (1971) esitystä:

$$\mathbf{V}^{-1} = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[\left(I_T - \frac{1}{T}\mathbf{e}\mathbf{e}' \right) + \psi \frac{1}{T}\mathbf{e}\mathbf{e}' \right] = \frac{1}{\sigma_u^2} \left[Q_T + \psi \frac{1}{T}\mathbf{e}\mathbf{e}' \right], \quad (\text{A.10})$$

missä

$$\psi = \frac{\sigma_u^2}{T\sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2}. \quad (\text{A.11})$$

Parametri ψ on hyödyllinen mittari, kun halutaan selvittää ei-havaittavan muuttujan suhteellista vaikutusta (Wooldridge 2002, s. 259). Se on lisäksi hyvin läheisessä yhteydessä virheiden väliseen korrelaatioon.

Kertomalla yhtälö (A.7b) puolittain vasemmalta matriisilla $\mathbf{V}^{-1/2}$ voidaan teoriassa johtaa parametrin β YPNS-estimaattori RE-mallille. Ongelmana on, kuten

yleisesti YPNS-menetelmässä, että σ_u^2 ja σ_α^2 ovat tuntemattomia. Nämä voidaan kuitenkin tehtyjen oletusten vallitessa estimoida tarkentuvasti monella eri tavalla, jonka jälkeen voidaan soveltaa käypää YPNS-menetelmää (Feasible GLS, KYPNS). Hsiao (2003, s. 37–38) käyttää apuna residuaaleja yhtälöistä (3.9) ja (A.5). Vastavasti Wooldridge (2002, s.261) käyttää PNS-estimaattia ns. ”yhdistetylle” mallille, jossa ei oleteta olevan ei-havaittavaa yritys kohtaista muuttujaa. Syventymättä tässä kohtaa yksityiskohtaisemmin näihin menetelmiin oletan, että Hsiao (2003) esittelemällä menetelmällä on saatu tarkentuvat estimaatit $\hat{\sigma}_u^2$ ja $\hat{\sigma}_\alpha^2$. Nämä sijoitetaan yhtälöön (A.10), jolloin saadaan estimaattori $\hat{\mathbf{V}}^{-1}$. Kertomalla yhtälö (A.7b) puolittain vasemmalta matriisilla $\hat{\mathbf{V}}^{-1/2}$ ja käyttämällä sitten PNS-menetelmää päädytään RE-estimaattoriin

$$\begin{pmatrix} \hat{\mu}_{RE} \\ \hat{\beta}_{RE} \end{pmatrix} = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \hat{\mathbf{V}}^{-1} \mathbf{X}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \hat{\mathbf{V}}^{-1} \mathbf{y}_i \right). \quad (\text{A.12})$$

Estimaattori voidaan osoittaa asympotoottisesti normaaliseksi. Tulos on seurausta YPNS-teoriasta, johon en tässä sen tarkemmin syvenny. Todettakoon kuitenkin, että edellä esitetyt ehdot (A.8a)–(A.9b) yhdistettynä tarvittavien käänteismatriisien olemassaoloon ja varianssiparametrien tarkentuvuuteen riittävät takaamaan YPNS:n tehokkuuden ja asympotoottisen normalisuuden (Wooldridge 2002, s.157–162 ja s. 259–262).

RE-mallin estimointi voidaan toteuttaa myös suurimman uskottavuuden (SU) menetelmää käyttäen. Tällöin oletetaan virhetermille jokin tietty jakauma, joka usein on normaalijakauma: $\mathbf{v}_i \sim N(0, \mathbf{V})$. Kovarianssimatriisi pysyy samana kuin jo edellä olen osoittanut. SU-estimoinnin hyödyllisyys tulee esiin silloin, kun halutaan tehdä tilastollista päättelyä. Lagrangen kerrointestiin perustuva Breusch-Pagan – testin (Breusch ja Pagan 1979) avulla voidaan testata hypoteesia $\sigma_\alpha^2 = 0$. Tämä testi on siitä mielenkiintoinen, kosa tällöin mallin estimointi voidaan palauttaa yhdistettyyn PNS-estimointiin (3.16). On huomattava, että testi ei ole aivan tavanomainen, koska nollahypoteesin pätiessä parametrin arvo on parametriavaruuden

reunalla.

Yhtälön (A.12) estimaattori $\hat{\beta}_{RE}$ voidaan kirjoittaa muotoon

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{RE} &= \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i \mathbf{Q} \mathbf{X}_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \\ &\quad \times \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i \mathbf{Q} \mathbf{y}_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right] \\ &= \Delta \hat{\beta}_{BG} + (\mathbf{I}_k - \Delta) \hat{\beta}_{FE},\end{aligned}\tag{A.13}$$

missä

$$\begin{aligned}\Delta &= \psi \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i \mathbf{Q} \mathbf{X}_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \\ &\quad \times \left[\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right].\end{aligned}$$

Tämän avulla FE- ja RE-mallien vertailu hieman selkenee. Parametrin ψ (A.11) tarkastelu auttaa tässä. Kun $\psi \rightarrow 0$ eli $\sigma_u^2 \rightarrow 0$ niin $\hat{\beta}_{RE}$ lähestyy estimaattoria $\hat{\beta}_{FE}$. Tämä on intuitiivista, koska FE-mallin estimaattori muodostuu puhtaasti ryhmän sisäisestä variaatiosta kuten yhtälön (3.10) alapuolella keskustelen. Kun $\sigma_u^2 \rightarrow 0$, muodostuu vaihtelu pelkästään yrityskohtaisen satunnaismuuttujan kautta. Tällöin vaihtelu ryhmien välillä ei ole merkityksellistä – juuri tätä vaihtelua PNSD-menetelmä ei ota huomioon. Vastaavasti kun $\psi \rightarrow 1$ lähestyy $\hat{\beta}_{RE}$ yhdistettyä PNS-estimaattoria.

RE-malli vaatii vahvemmat oletukset kuin FE-malli. Voikin hyvin olla, että RE-mallin oletukset eivät päde. Paneeliaineistojen tapauksessa onkin tärkeää pystyä vertailemaan RE- ja FE-malleja. Seuraavaksi käynkin lyhyesti läpi Hausmanin (1978) testin, jolla voidaan testata endogeenisuusongelmaa.

A.2.3 Testi endogeenisuudelle – Hausman (1978)

Hausmanin (1978) testi voidaan soveltaa suoraan RE- ja FE-mallien vertailuun. Testissä vertailun kohteeksi otetaan parametrien $\hat{\beta}_{RE}$ ja $\hat{\beta}_{FE}$ erotus ja nollahypo-

teesina on eksogeenisuusoletus (A.8b). Nollahypoteesin ja oletusten (A.9a) ja (A.9b) pätiessä YPNS-menetelmä on tehokkaampi kuin PNSD-menetelmä eli kovarianssimatriisien erotus on positiivisesti semidefiniitti. Lisäksi voidaan osoittaa, että estimaattorin $\hat{\beta}_{RE}$ asymptoottinen kovarianssimatriisi saavuttaa Cramer-Rao –alarajan eli estimaattorin sanotaan olevan tehokas (Hsiao 2003, s. 50).

Kuten edellä esitän, on selittäjien ja virhetermin välinen korrelaatio PNS-estimoinnin tapauksessa erittäin ongelmallinen asia. $\hat{\beta}_{RE}$ on harhainen, mikäli α_i korreloi selittäjien kanssa. FE-mallissa tätä ongelmaa ei ole, koska yrityskohtaiset muuttujat ajatellaan kiinteiksi, joten $\hat{\beta}_{FE}$ on tarkentuva sekä nolla- että vastahypoteesin pätiessä. Voidaan osoittaa, että testisuure

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [Cov(\hat{\beta}_{FE}) - Cov(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (A.14)$$

noudattaa χ_k^2 -jakaumaa nollahypoteesin pätiessä.

On intuitiivista, että nollahypoteesin pätiessä käytetään RE-mallia – parametreja vähemmän eli estimointitarkkuus on parempi. Jos nollahypoteesi hylätään, ei RE-mallin estimoinnissa ole mieltä, koska estimaattori on harhainen ja tarkentumattoman.

Hausmanin testin yksi ongelma on, että kovarianssimatriisien erotus ei ole positiivisesti definiitti testisuudessa (A.14). Yksi mahdollisuus tämän korjaamiselle on käyttää joko FE- tai RE-mallin estimaattia $\hat{\sigma}_u^2$. Mikäli ehdot (A.9a) ja (A.9b) eivät päde, on testisuureen asymptoottinen jakauma ei-normaalinen, jolloin testin koko ei ole selvillä. Tässä tilanteessa Wooldridge (2002, s. 288–291) ehdottaa, että Hausmanin testi perustetaan yhtälöön

$$(y_{i,t} - (1 - \sqrt{\psi})\bar{y}_i) = \sqrt{\psi}\mu + (\mathbf{x}_{i,t} - (1 - \sqrt{\psi})\bar{\mathbf{x}}_i)' \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{w}_{i,t} - \bar{\mathbf{w}}_i)' \boldsymbol{\Xi} + v_{i,t}, \quad (A.15)$$

missä $\mathbf{w}_{i,t} \subset \mathbf{x}_{i,t}$ ja $\mathbf{w}_{i,t}$ sisältää vain ajassa muuttuvat tekijät. Nollahypoteesina on $\boldsymbol{\Xi} = 0$ ja sitä voidaan testata F -testillä. Yhtälössä (A.15) virhetermin kovarianssimatriisin tulisi huomioida mahdollinen autokorreloituneisuus ja heteroskedastisuus.

Liite B

Aineisto ja tuloksista

B.1 Estimointimenetelmän valinta

Taulukossa B.1 esitän estimointimallin valintaan liittyviä tuloksia. Tarkastelua varten rajoitun tasapainoiseen paneeliin. Eri malleissa on estimoitu yhtälö (4.1), kun selitettävänä muuttujana on liikevaihdon logaritmi. Taulukon toisessa sarakkeessa (PNS) on estimoitu yhdistetty malli eli aineiston aikasarjaominaisuus on jätetty huomioimatta. Kolmannessa ja neljännessä sarakkeessa ovat FE- ja RE-mallien estimoidut tulokset. Kahdessa viimeisessä sarakkeessa ovat nämä samat mallit mutta nyt virhetermin kovarianssimatriisi on klusteroitu. Tasapainoisen paneelin johdosta estimoinneissa on 150 koe- ja 3176 kontrolliryhmän yritystä.

Yhdistetyn mallin estimaatit ja t -arvot poikkeavat erityisen paljon FE-malleista mutta myös jonkin verran RE-malleista. Lisäksi estimoidut kovarianssimatriisit poikkeavat huomattavasti klusteroimattomien ja klusteroitujen mallien välillä. Esimerkiksi klusteroimattoman FE-mallin t -arvo muuttujalle $D_{i,t}$ on 5,15, kun vastaavan klusteroidun mallin tapauksessa se on 3,38. Keskivirheille käy juuri niin kuin jakson 3.3 loppupuolella olen todennut. Tämä viittaa jäännösten autokorreloituneisuuteen, jota olen testannut FE-mallille Wooldridgen (2002, s. 274–275) ehdottamalla menetelmällä eli residuaaleja regressoidaan viivästetyillä residuaaleilla. Testin nollahypoteesi $\text{Corr}(\tilde{u}_{i,t}\tilde{u}_{i,t-1}) = -1/(T - 1)$, missä $\tilde{u}_{i,t} = u_{i,t} - \bar{u}_i$, seuraa siitä, että FWL-muunnoksen jälkeen residuaalit ovat autokorreloituneita: $E[(u_{i,t} - \bar{u}_i)^2] = E(u_{i,t}^2) - 2E(u_{i,t}\bar{u}_i) + E(\bar{u}_i^2) = \sigma_u^2 - 2\sigma_u^2/T + \sigma_u^2/T = \sigma_u^2(1 - 1/T)$. Hypoteesi autokorrelaattomuudesta tulee hylätyksi, joten jo selvästi nähty poikkeama klusteroiduissa keskivirheissä tulee näin tilastollisesti myös osoitettua. Testi on yksinkertaistus, koska siinä ei autokorrelaatiota mallinneta aikasarja-analyysin keinoin. Yksinkertaistus kuitenkin tässä riittää, koska poikkeamat keskivirheissä viittaavat

selkeästi heterogeenisuuteen ja autokorreloituneisuuteen.

Heterogeenisuutta voitaisiin testata, ilman oletusta residuaalien normaalisuudesta, modifioidulla Waldin testillä. Testin voima on kuitenkin heikko, kun N on suuri ja T pieni. (Green 2000, s. 598.) Tämän syyn johdosta testituloksia ei esitetä. Raportoimattomat tulokset ja edellä tehdyt havainnot osoittavat vahvasti varianssin vaihteluun.

RE-mallin tapauksessa olen testannut nollahypoteesia $\sigma_\alpha^2 = 0$ aikaisemmin mainitsemallani Berusch-Pagan -testin avulla. Nollahypoteesi tulee hylätyksi eli RE-mallia ei voi typistää yhdistetyksi malliksi. Tämä tukee havaintoa estimaattoreiden eroista. Taulukossa B.1 esitän lisäksi yrityksen sisäisen virhetermin välisen korrelaation ja parametrin ψ (ks. yhtälö (A.11)) estimaatit. Molemmat estimaatit tukevat näkemystä, että yrityskohtaisen havaitsemattoman tekijän huomioiminen on oleellista. Tästä esimerkkinä on parametrin ψ arvo 0,061.²⁴ Taulukon kahdella viimeisellä rivillä on Hausmanin testin tulokset. Testisuureen H (A.14) estimointi ei onnistunut, koska kovarianssimatriisien erotuksen käänteismatriisi ei ole positiivisesti definitti vaikka käytän samaa varianssiparametria σ_u^2 molempien kovarianssimatriisien estimoinnissa. Tulos on todennäköisesti yhteydessä siihen, että $\hat{\beta}_{RE}$ on harhainen ja tarkentumaton eikä Hausmanin testi ole tällöin voimassa. Havainnot residuaalien autokorreloituneisuudesta itse asiassa asettavat testissä vaadittavat ehdot (A.9a) ja (A.9b) kyseenalaisiksi. Tämän johdosta taulukon viimeisen rivin testi perustuu yhtälöön (A.15) ja klusteroituun malliin. Nollahypoteesin hylkäys tarkoittaa, että RE-malli on tarkentumaton eli oletus (A.8b) ei ole voimassa. Tällöin myös yhdistetyn mallin estimaattori on tarkentumaton.

²⁴Vertaa keskustelu yhtälön (A.11) jälkeen.

Taulukko B.1: Estimointimenetelmän valinta

	PNS			FE			RE			FE†			RE†		
	estim.	<i>t</i> -arvo	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	<i>t</i> -arvo	estim.	<i>t</i> -arvo	<i>t</i> -arvo
D	-0,301	(-15,72)	(5,15)	-0,057	(-3,22)	(3,38)	-0,057	(-3,22)	(3,38)	0,090	(3,38)	(22,17)	-0,057	(-2,25)	(-2,25)
$\ln(H)_{t-1}$	0,918	(256,31)	(48,93)	0,436	(10,87)	(6,94)	0,717	(117,20)	(5,82)	0,436	(117,20)	(4,57)	0,717	(58,10)	(4,02)
SPO $_{t-1}$	0,002	(10,87)	(6,94)	0,001	(6,94)	(5,82)	0,001	(5,82)	(4,57)	0,001	(4,57)	(4,02)	0,001	(4,02)	(4,02)
OV $_{t-1}$	-0,003	(-14,66)	(-6,13)	-0,001	(-3,55)	(-3,55)	-0,001	(-3,55)	(-4,19)	-0,001	(-4,19)	(-4,51)	-0,001	(-4,51)	(-4,51)
RKUL $_{t-1}$	-0,010	(-10,43)	(-1,69)	-0,001	(-1,69)	(-1,69)	-0,004	(-5,20)	(-1,42)	-0,001	(-1,42)	(-1,42)	-0,004	(-4,51)	(-4,51)
EBIT $_{t-1}$	-0,008	(-11,26)	(0,60)	0,000	(0,60)	(0,60)	-0,005	(-7,64)	(0,39)	0,000	(0,39)	(0,39)	-0,005	(-5,33)	(-5,33)
HKU $_{t-1}$	-0,043	(-168,72)	(-18,89)	-0,010	(-18,89)	(-18,89)	-0,027	(-66,50)	(-8,73)	-0,010	(-8,73)	(-8,73)	-0,027	(-33,41)	(-33,41)
QR $_{t-1}$	0,076	(15,12)	(-5,61)	-0,025	(-5,61)	(-5,61)	-0,008	(-1,79)	(-1,19)	-0,025	(-8,73)	(-8,73)	-0,008	(-1,40)	(-1,40)
Ikä $_t$	-0,001	(-2,12)	(15,58)	0,027	(15,58)	(15,58)	-0,000	(-0,31)	(-0,28)	0,027	(11,19)	(11,19)	-0,000	(-0,26)	(-0,26)
Työllisyysaste $_t$	0,000	(3,92)	(-3,39)	-0,000	(-3,39)	(-3,39)	0,000	(2,28)	(2,67)	-0,000	(-2,67)	(-2,67)	0,000	(1,93)	(1,93)
Työttömyysaste $_t$	0,032	(17,43)	(2,65)	0,008	(2,65)	(2,65)	0,021	(10,54)	(2,64)	0,008	(2,64)	(2,64)	0,021	(9,54)	(9,54)
Vakio	0,038	(8,93)	(0,66)	0,002	(0,66)	(0,66)	0,012	(3,73)	(0,58)	0,002	(0,58)	(0,58)	0,012	(3,35)	(3,35)
R^2	4,148	(26,26)	(26,71)	6,086	(26,26)	(26,71)	5,376	(34,44)	(26,23)	6,086	(26,23)	(26,23)	5,376	(30,77)	(30,77)
R^2	0,800														
R^2_S				0,232			0,205			0,232			0,205		
R^2_B				0,414			0,822			0,414			0,822		
R^2_k				0,404			0,777			0,389			0,777		
$Corr(\hat{v}_{i,t}, \hat{v}_{i,s})$, kun $t \neq s$				0,917			0,720			0,720			0,720		
ψ							0,061						0,061		
NT	19956			19956			19956			19956			19956		
$N_{D=1/D=0}$	150/3176			150/3176			150/3176			150/3176			150/3176		
λ_t	Kyllä			Kyllä			Kyllä			Kyllä			Kyllä		
α_i	Ei			Kyllä			Kyllä			Kyllä			Kyllä		

Testejä

$H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$	p -arvo < 0,001
$H_0: Corr[\hat{u}_{i,t}, \hat{u}_{i,t-1}] = -1/(T-1)$	p -arvo < 0,001
$H(A.14)$	H ei kääntyrä††
$H_{r,obs_{it}}$ (A.15)	$F_{12,3304} = 107,92$ ja p -arvo < 0,001

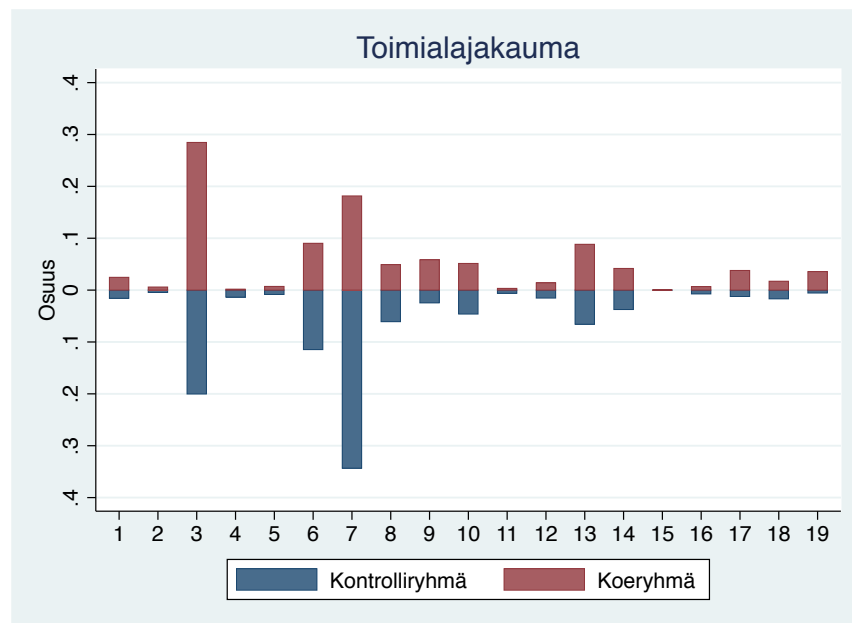
Huom: Merkintä † tarkoittaa, että mallien kovarianssimatriisi on klusteroitu. Vastaavasti kohdassa †† ei testisuureen $H(A.14)$ laskeminen onnistunut, koska kovarianssimatriisin erotus ei ole positiivisesti definitti. Mallien selityksissä R^2_S kuvaa yritysten sisäisen vaihtelun selitystä, R^2_B välisen vaihtelun selitystä ja R^2_k kokonaisvaihtelun selitystä. Selitykset eivät huomioi parametria $\hat{\alpha}_i$. Kohdassa ††† nollahypoteesi seuraa havainnosta, että FWL-muunnoksen jälkeen FE-mallin residuaalit ovat autokorreltoituneita.

B.2 Taulukoita

Taulukko B.2: Toimialat

Nro	Toimiala
1	Maatalous, metsätalous ja kalatalous
2	Kaivostoiminta ja louhinta
3	Teollisuus
4	Sähkö-, kaasu- ja lämpöhuolto, jäähdytysliiketoiminta
5	Vesihuolto, viemäri- ja jätevesihuolto, jätehuolto ja muu ympäristön puhtaanapito
6	Rakentaminen
7	Tukku- ja vähittäiskauppa; moottoriajoneuvojen ja moottoripyörien korjaus
8	Kuljetus ja varastointi
9	Majoitus- ja ravitsemistoiminta
10	Informaatio ja viestintä
11	Rahoitus- ja vakuutustoiminta
12	Kiinteistöalan toiminta
13	Ammatillinen, tieteellinen ja tekninen toiminta
14	Hallinto- ja tukipalvelutoiminta
15	Julkinen hallinto ja maanpuolustus; pakollinen sosiaalivakuutus
16	Koulutus
17	Terveys- ja sosiaalipalvelut
18	Taiteet, viihde ja virkistys
19	Muu palvelutoiminta

Kuva B.1: Toimialajakauma (toimialaselitykset taulukossa B.2)



Taulukko B.3: Finnveran asiakkuuden vaikutus vuosien 2006 ja 2007 asiakkaisiin : Erotukset-ertotuksissa -vertaistaminen

Muuttuja	Naapuri		5 naapuria		Ydinestimaattori	
	ATT	t-testi	ATT	t-testi	ATT	t-testi
Liikevaihto: asiakkaaksi 2006						
ln(LV ₂₀₀₆)-ln(LV ₂₀₀₅)	0,05	(0,72)	0,01	(0,25)	0,02	(0,42)/[0,41]
ln(LV ₂₀₀₇)-ln(LV ₂₀₀₅)	0,09	(1,02)	0,01	(0,09)	0,03	(1,02)/[0,35]
ln(LV ₂₀₀₈)-ln(LV ₂₀₀₅)	0,09	(0,90)	0,03	(0,33)	0,05	(0,62)/[0,61]
ln(LV ₂₀₀₉)-ln(LV ₂₀₀₅)	0,05	(0,36)	-0,06	(-0,47)	-0,01	(-0,12)/[-0,12]
ln(LV ₂₀₁₀)-ln(LV ₂₀₀₅)	0,02	(0,19)	0,00	(0,03)	0,03	(0,26)/[0,26]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	107/73		107/282		107/5244	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	36		36		36	
Liikevaihto: asiakkaaksi 2007						
ln(LV ₂₀₀₇)-ln(LV ₂₀₀₆)	-0,14	(-1,71)	-0,05	(-1,06)	-0,05	(-1,41)/[-0,78]
ln(LV ₂₀₀₈)-ln(LV ₂₀₀₆)	-0,00	(-0,02)	0,05	(0,71)	0,06	(0,89)/[0,69]
ln(LV ₂₀₀₉)-ln(LV ₂₀₀₆)	0,06	(0,48)	0,12	(1,65)	0,13	(1,92)/[1,55]
ln(LV ₂₀₁₀)-ln(LV ₂₀₀₆)	0,02	(0,15)	0,10	(1,14)	0,09	(1,08)/[1,06]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	93/62		93/221		93/5268	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	32		32		32	
Henkilöstömäärä: asiakkaaksi 2006						
ln(H ₂₀₀₆)-ln(H ₂₀₀₅)	0,06	(1,59)	0,06	(1,98)	0,06	(2,05)/[2,39]
ln(H ₂₀₀₇)-ln(H ₂₀₀₅)	0,00	(0,06)	-0,01	(-0,29)	-0,01	(-0,15)/[-0,12]
ln(H ₂₀₀₈)-ln(H ₂₀₀₅)	0,16	(1,65)	0,11	(2,10)	0,10	(2,11)/[1,42]
ln(H ₂₀₀₉)-ln(H ₂₀₀₅)	0,14	(1,21)	0,10	(1,28)	0,09	(1,22)/[0,74]
ln(H ₂₀₁₀)-ln(H ₂₀₀₅)	0,12	(0,97)	0,08	(1,04)	0,11	(1,52)/[1,29]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	95/63		95/262		95/4300	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	24		24		24	
Henkilöstömäärä: asiakkaaksi 2007						
ln(H ₂₀₀₇)-ln(H ₂₀₀₆)	0,03	(0,77)	0,01	(0,41)	0,03	(0,97)/[0,61]
ln(H ₂₀₀₈)-ln(H ₂₀₀₆)	0,16	(2,19)	0,11	(2,03)	0,13	(2,46)/[1,75]
ln(H ₂₀₀₉)-ln(H ₂₀₀₆)	0,15	(1,77)	0,10	(1,48)	0,11	(1,72)/[1,32]
ln(H ₂₀₁₀)-ln(H ₂₀₀₆)	0,18	(1,88)	0,12	(1,65)	0,15	(2,15)/[1,67]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	81/60		81/194		81/4530	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	17		17		17	
Liiketulos: asiakkaaksi 2006						
EBIT ₂₀₀₆ -EBIT ₂₀₀₅	-1,66	(-1,31)	-1,58	(-1,73)	-1,21	(-1,38)/[-1,02]
EBIT ₂₀₀₇ -EBIT ₂₀₀₅	-1,78	(-1,32)	-1,37	(-1,29)	-1,06	(-1,07)/[-0,87]
EBIT ₂₀₀₈ -EBIT ₂₀₀₅	1,73	(1,18)	0,68	(0,61)	2,61	(2,39)/[2,01]
EBIT ₂₀₀₉ -EBIT ₂₀₀₅	0,40	(0,26)	0,96	(0,75)	2,21	(1,74)/[1,56]
EBIT ₂₀₁₀ -EBIT ₂₀₀₅	-1,11	(-0,73)	0,01	(0,01)	0,80	(0,65)/[0,63]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	80/54		80/212		80/4560	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	16		16		16	
Liiketulos: asiakkaaksi 2007						
EBIT ₂₀₀₇ -EBIT ₂₀₀₆	-1,47	(-1,05)	-1,96	(-1,93)	-1,95	(-2,16)/[-1,31]
EBIT ₂₀₀₈ -EBIT ₂₀₀₆	-1,60	(-1,17)	-1,56	(-1,46)	-1,47	(-1,63)/[-1,21]
EBIT ₂₀₀₉ -EBIT ₂₀₀₆	-1,90	(-1,30)	-1,93	(-1,71)	-1,99	(-2,01)/[-1,48]
EBIT ₂₀₁₀ -EBIT ₂₀₀₆	-0,17	(-0,11)	-0,22	(-0,17)	-0,99	(-0,88)/[-0,63]
$(N_{D=1/D=0}) \cap K_y$	79/58		79/208		79/4761	
$(N_{D=1}) \notin K_y$	25		25		25	

Huom: Katso taulukon 4.5 huomautus.

Taulukko B.4: Koe- ja kontrolliryhmän vertailu ennen ja jälkeen vertaistamisen: koeryhmänä asiakkaat 2005

Muuttuja	Otos	Keskiarvo		% harha	Testi [†]	
		Koeryhmä	Kontrolliryhmä		<i>t</i> -testi	<i>p</i> -arvo
Ikä _{<i>t</i>}	Vertaistamaton	17,53	24,00	-36,00	-4,08	0,00
	Vertaistettu	18,81	20,66	-10,30	-0,78	0,44
Ikä _{<i>t</i>} ²	Vertaistamaton	556,21	970,48	-24,70	-2,57	0,01
	Vertaistettu	624,40	932,08	-18,40	-1,01	0,32
ln(LV) _{<i>t</i>-1}	Vertaistamaton	6,66	8,13	-129,20	-19,20	0,00
	Vertaistettu	6,94	7,07	-11,30	-0,85	0,39
ln(H) _{<i>t</i>-1}	Vertaistamaton	2,03	2,88	-76,80	-10,33	0,00
	Vertaistettu	2,21	2,25	-3,90	-0,29	0,77
EBIT _{<i>t</i>-1}	Vertaistamaton	5,21	6,02	-12,30	-1,55	0,12
	Vertaistettu	5,42	4,80	9,50	0,74	0,46
QR _{<i>t</i>-1}	Vertaistamaton	0,99	1,31	-38,60	-4,43	0,00
	Vertaistettu	0,97	1,08	-12,70	-1,16	0,25
RKUL _{<i>t</i>-1}	Vertaistamaton	6,26	3,97	56,50	7,37	0,00
	Vertaistettu	6,09	6,26	-4,20	-0,32	0,75
SIPO _{<i>t</i>-1}	Vertaistamaton	20,62	22,06	-6,00	-0,80	0,43
	Vertaistettu	22,38	17,79	19,10	1,59	0,11
OV _{<i>t</i>-1}	Vertaistamaton	12,72	8,53	18,80	2,63	0,01
	Vertaistettu	13,78	14,77	-4,50	-0,31	0,76
ΔLV _{<i>t</i>-1}	Vertaistamaton	28,03	43,82	-66,90	-8,33	0,00
	Vertaistettu	29,10	31,64	-10,70	-0,89	0,38
ln(LV) _{<i>t</i>-1} ²	Vertaistamaton	46,00	66,92	-123,00	-16,47	0,00
	Vertaistettu	49,46	51,78	-13,60	-1,03	0,31
ln(H) _{<i>t</i>-1} ²	Vertaistamaton	5,51	9,30	-66,10	-7,96	0,00
	Vertaistettu	6,18	6,78	-10,50	-0,81	0,42
Vertaistetulle otokselle lasketun probit mallin tunnusluvut ^{††}						
		Asiakkaaksi 2005			Asiakkaaksi 2008	
pseudo <i>R</i> ²		0,09			0,15	
LR		$\chi^2_{44} = 33,74$ ja <i>p</i> -arvo=0,67			$\chi^2_{44} = 40,23$ ja <i>p</i> -arvo=0,33	

Huom. Taulukon tulokset perustuvat taulukon 4.4 estimoituihin PS-arvoihin, jotka on vertaistettu lähimmän naapurin menetelmällä. Sarakkeessa “% harha” on Rosenbaumin ja Rubinin (1985) määritelmän mukaan laskettu “normalisoitu erotus” $100(\bar{x}_f - \bar{x}_v)/[(s_f^2 + s_v^2)]^{1/2}$ jatkuvalle muuttujalle, missä \bar{x}_f on koeryhmän ja \bar{x}_v kontrolliryhmän keskiarvot ja s_f^2 sekä s_v^2 ovat koe- ja kontrolliryhmien otosvarianssit. Kohdassa † on kaksisuuntainen *t*-testi ja ja testin *p*-arvo keskiarvojen erotukselle. Kohdassa †† on tulokset vertaistetusta otoksesta lasketulle probit-mallille samoilla selittäjillä kuin alkuperäisessä mallissa, jonka estimointitulokset ovat taulukossa 4.4. Katso lisäksi taulukon 4.4 huomautus.

Taulukko B.5: Erotukset-erotuksissa -vertaistamisessa käytettyjen Finnveran yritysten vertailu muihin Finnveran asiakkaisiin

Muuttuja	Yhteisessä kannassa	Yhteisen kannan ulkopuolella [†]		Muut yritykset ^{††}	
	Keskiarvo	Keskiarvo	<i>t</i> -testi	Keskiarvo	<i>t</i> -testi
Asiakkaaksi 2005					
Ikä	18,81	9,05	2,68	10,00	9,60
ln(LV)	7,00	4,94	8,23	5,91	8,04
ln(H)	2,32	0,94	6,04	1,48	8,36
RKUL	6,14	5,86	0,36	6,17	-0,08
QR	0,93	1,64	-4,08	1,03	-1,37
ΔLV	15,37	16,34	-0,16	12,67	1,14
OV	24,22	13,34	2,29	19,27	1,90
SIPO	18,26	4,87	2,27	15,60	1,07
EBIT	4,55	-0,07	2,82	3,82	1,01
HKUL	28,65	36,37	-2,22	25,25	2,45
<i>N</i>	139	21		286	
Asiakkaaksi 2008					
Ikä	12,82	7,98	3,90	8,65	5,20
ln(LV)	7,44	5,19	11,61	5,97	8,95
ln(H)	2,39	0,83	9,98	1,55	7,10
RKUL	6,68	6,04	0,92	4,83	4,50
QR	1,17	1,08	0,73	1,11	0,74
ΔLV	16,30	21,93	-1,28	14,06	0,79
OV	28,06	14,33	3,57	24,55	1,15
SIPO	19,22	11,86	1,64	16,70	0,85
EBIT	4,75	3,35	1,12	3,92	0,95
HKUL	26,94	25,89	0,40	27,49	-0,32
<i>N</i>	103	55		238	

Huom: Yhteisen kannan ulkopuolelle (†) kuuluvat ne Finnveran yritykset, joille PS-arvo on taulukon 4.5 estimoinneissa laskettu mutta joiden PS-arvo on suurempi kuin yhdenkään kontrolliryhmän yrityksen. Nämä ovat tiputettu pois yhteisestä kannasta. Muut yritykset (††) tarkoittavat niitä Finnveran yrityksiä, jotka ovat tulleet asiakkaiksi samana vuonna kuin yhteisessä kannassa olevat yritykset. Muilta yrityksiltä puuttuu jokin muuttuja, joka tarvitaan PS-arvon laskemiseen, jolloin ne eivät kuulu estimointiotokseen.

Taulukko B.6: Erotukset-ertotuksissa -vertaistamisen estimaatteja henkilöstömäärään ja liikevaihtoon.

Muuttuja	Naapuri		Kannassa		5 Naapuria		Ydinestimaattori		Kannassa	Ei kannassa
	ATT	t-testi	ATT	Kannassa	ATT	Kannassa	ATT	t-testi		
$\ln(H_{2005})-\ln(H_{2004})$	0,04	(0,88)	226/147		0,05	(1,34)	226/522	(0,82)/[0,81]	226/4980	28
$\ln(H_{2006})-\ln(H_{2004})$	0,07	(1,39)	195/129		0,10	(2,12)	195/468	(1,03)/[0,95]	195/4956	25
$\ln(H_{2007})-\ln(H_{2004})$	-0,02	(-0,34)	187/123		0,03	(0,52)	187/448	(0,05)/[0,05]	187/4956	25
$\ln(H_{2008})-\ln(H_{2004})$	-0,04	(-0,52)	158/105		0,00	(0,02)	158/380	(-0,44)/[-0,38]	157/4678	23
$\ln(H_{2009})-\ln(H_{2004})$	-0,02	(-0,23)	158/99		-0,03	(-0,48)	158/390	(-1,10)/[-0,97]	157/4612	22
$\ln(H_{2010})-\ln(H_{2004})$	0,02	(0,21)	133/92		0,06	(0,82)	133/338	(0,83)/[0,73]	130/4280	23
$\ln(H_{2006})-\ln(H_{2005})$	0,03	(1,28)	151/107		0,03	(1,15)	151/404	(1,67)/[1,55]	151/5055	42
$\ln(H_{2007})-\ln(H_{2005})$	-0,02	(-0,44)	139/98		-0,02	(-0,64)	139/388	(-0,76)/[-0,61]	139/5002	34
$\ln(H_{2008})-\ln(H_{2005})$	0,07	(1,00)	127/91		0,05	(1,20)	127/356	(1,95)/[1,52]	127/4977	33
$\ln(H_{2009})-\ln(H_{2005})$	0,08	(0,99)	112/78		0,05	(0,68)	112/311	(0,53)/[0,39]	112/4852	28
$\ln(H_{2010})-\ln(H_{2005})$	0,13	(1,49)	101/71		0,06	(0,87)	101/285	(1,82)/[1,33]	101/4476	27
$\ln(H_{2007})-\ln(H_{2006})$	0,07	(2,26)	118/91		0,08	(2,71)	118/325	(2,90)/[2,08]	118/5233	32
$\ln(H_{2008})-\ln(H_{2006})$	0,14	(2,46)	114/78		0,15	(2,99)	114/282	(2,83)/[2,04]	114/5200	24
$\ln(H_{2009})-\ln(H_{2006})$	0,14	(1,90)	102/71		0,17	(2,56)	102/262	(2,54)/[1,63]	102/5013	23
$\ln(H_{2010})-\ln(H_{2006})$	0,19	(2,31)	84/62		0,14	(1,88)	84/195	(2,39)/[1,84]	84/4579	18
$\ln(H_{2008})-\ln(H_{2007})$	0,08	(2,28)	109/83		0,10	(3,29)	109/314	(3,36)/[3,76]	109/5075	51
$\ln(H_{2009})-\ln(H_{2007})$	0,16	(2,88)	100/74		0,16	(3,32)	100/296	(3,75)/[3,57]	100/4961	39
$\ln(H_{2010})-\ln(H_{2007})$	0,16	(2,18)	92/69		0,22	(3,53)	92/263	(4,02)/[3,10]	92/4535	34
$\ln(LV_{2005})-\ln(LV_{2004})$	-0,25	(-4,44)	242/149		-0,13	(-3,05)	242/533	(-4,27)/[-2,60]	242/5103	45
$\ln(LV_{2006})-\ln(LV_{2004})$	-0,20	(-2,72)	212/139		-0,14	(-2,04)	212/520	(-2,99)/[-2,22]	212/5103	42
$\ln(LV_{2007})-\ln(LV_{2004})$	-0,17	(-2,24)	202/132		-0,13	(-1,81)	202/473	(-2,41)/[-1,95]	202/5103	42
$\ln(LV_{2008})-\ln(LV_{2004})$	-0,36	(-3,46)	178/114		-0,25	(-3,08)	178/425	(-3,67)/[-2,67]	178/5022	38
$\ln(LV_{2009})-\ln(LV_{2004})$	-0,22	(-1,74)	168/108		-0,19	(-1,90)	168/418	(-2,48)/[-1,84]	166/5022	42
$\ln(LV_{2010})-\ln(LV_{2004})$	-0,07	(-0,54)	147/100		-0,06	(-0,63)	147/397	(-1,63)/[-1,37]	147/5022	28
$\ln(LV_{2006})-\ln(LV_{2005})$	-0,01	(-0,30)	160/114		0,00	(-0,04)	160/417	(0,05)/[0,05]	160/5311	71
$\ln(LV_{2007})-\ln(LV_{2005})$	0,00	(0,01)	149/107		-0,05	(-0,77)	149/402	(-0,68)/[-0,63]	149/5311	60
$\ln(LV_{2008})-\ln(LV_{2005})$	0,07	(0,94)	138/100		-0,05	(-0,74)	138/380	(-0,52)/[-0,46]	138/5311	55
$\ln(LV_{2009})-\ln(LV_{2005})$	-0,22	(-1,72)	124/90		-0,20	(-1,65)	124/342	(-1,85)/[-2,15]	124/5311	46
$\ln(LV_{2010})-\ln(LV_{2005})$	-0,07	(-0,56)	111/82		-0,07	(-0,68)	111/307	(-0,38)/[-0,34]	111/5244	40
$\ln(LV_{2007})-\ln(LV_{2006})$	-0,12	(-1,74)	141/92		-0,06	(-1,51)	141/312	(-3,80)/[-2,65]	141/5379	43
$\ln(LV_{2008})-\ln(LV_{2006})$	-0,08	(-0,95)	132/92		0,04	(0,55)	132/308	(-0,55)/[-0,49]	132/5379	37
$\ln(LV_{2009})-\ln(LV_{2006})$	0,06	(0,65)	119/83		0,15	(2,00)	119/285	(0,32)/[0,29]	119/5268	31
$\ln(LV_{2010})-\ln(LV_{2006})$	0,15	(1,39)	97/68		0,09	(1,09)	97/224	(1,12)/[1,00]	97/5313	32
$\ln(LV_{2008})-\ln(LV_{2007})$	0,03	(0,49)	119/88		0,05	(1,34)	119/327	(1,99)/[1,60]	119/5231	82
$\ln(LV_{2009})-\ln(LV_{2007})$	0,18	(2,56)	106/84		0,14	(2,54)	106/293	(3,45)/[2,94]	106/5231	69
$\ln(LV_{2010})-\ln(LV_{2007})$	0,12	(1,40)	103/82		0,12	(1,83)	103/298	(2,09)/[2,04]	103/5231	57

Huom: Katso taulukon 4.5 huomautus. Tässä taulukossa havaintomäärät vaihtelevat jokaisen estimaatin kohdalla. Sarakkeet "Kannassa" ilmoittavat yhteisessä kannassa olevien koe- ja kontrolliryhmän havaintojen määrän. Edellinen on ilmoitettu ensimmäisenä.

Taulukko B.7: Erotukset-ertotuksissa -vertaistamisen estimaatteja liiketuloeseen.

Muuttuja	Naapuri		5 Naapurua		Ydinestimaattori		Ei kannassa
	ATT	t-testi	ATT	t-testi	ATT	t-testi	
$\ln(\text{EBIT}_{2005}) - \ln(\text{EBIT}_{2004})$	-2,01	(-2,43)	201/134				
$\ln(\text{EBIT}_{2006}) - \ln(\text{EBIT}_{2004})$	-2,27	(-2,18)	199/126				
$\ln(\text{EBIT}_{2007}) - \ln(\text{EBIT}_{2004})$	-1,87	(-1,57)	184/115				
$\ln(\text{EBIT}_{2008}) - \ln(\text{EBIT}_{2004})$	1,10	(0,81)	160/100				
$\ln(\text{EBIT}_{2009}) - \ln(\text{EBIT}_{2004})$	3,26	(2,54)	157/103				
$\ln(\text{EBIT}_{2010}) - \ln(\text{EBIT}_{2004})$	1,80	(1,32)	132/89				
$\ln(\text{EBIT}_{2006}) - \ln(\text{EBIT}_{2005})$	-1,96	(-2,24)	151/105				
$\ln(\text{EBIT}_{2007}) - \ln(\text{EBIT}_{2005})$	-2,91	(-2,55)	135/102				
$\ln(\text{EBIT}_{2008}) - \ln(\text{EBIT}_{2005})$	-1,24	(-1,03)	132/94				
$\ln(\text{EBIT}_{2009}) - \ln(\text{EBIT}_{2005})$	-0,53	(-0,35)	108/76				
$\ln(\text{EBIT}_{2010}) - \ln(\text{EBIT}_{2005})$	-2,38	(-1,65)	88/65				
$\ln(\text{EBIT}_{2007}) - \ln(\text{EBIT}_{2006})$	-1,08	(-0,94)	135/92				
$\ln(\text{EBIT}_{2008}) - \ln(\text{EBIT}_{2006})$	-0,35	(-0,28)	119/85				
$\ln(\text{EBIT}_{2009}) - \ln(\text{EBIT}_{2006})$	-1,86	(-1,41)	101/77				
$\ln(\text{EBIT}_{2010}) - \ln(\text{EBIT}_{2006})$	-1,75	(-1,05)	86/64				
$\ln(\text{EBIT}_{2008}) - \ln(\text{EBIT}_{2007})$	-0,03	(-0,03)	115/85				
$\ln(\text{EBIT}_{2009}) - \ln(\text{EBIT}_{2007})$	0,47	(0,27)	98/71				
$\ln(\text{EBIT}_{2010}) - \ln(\text{EBIT}_{2007})$	1,16	(0,70)	89/71				
Liiketulos: asiakkaaksi 2005							
	-2,10	(-3,25)	201/505				
	-2,05	(-2,64)	199/464				
	-1,66	(-2,01)	184/454				
	-0,62	(-0,66)	160/380				
	0,04	(0,05)	157/395				
	0,25	(0,25)	132/352				
Liiketulos: asiakkaaksi 2006							
	-1,20	(-1,77)	151/393				
	-2,05	(-2,53)	135/370				
	-2,05	(-2,27)	132/365				
	-0,80	(-0,68)	108/293				
	-0,79	(-0,73)	88/273				
Liiketulos: asiakkaaksi 2007							
	-2,64	(-2,81)	135/320				
	-1,25	(-1,23)	119/288				
	-2,43	(-2,19)	101/261				
	-1,57	(-1,19)	86/224				
Liiketulos: asiakkaaksi 2008							
	0,41	(0,43)	115/328				
	0,22	(0,17)	98/288				
	-0,47	(-0,40)	89/283				

Huom: Katso taulukkojen 4.5 ja B.6 huomautukset.

Taulukko B.8: Siirtymätodennäköisyyksiä

		Aineistot					
		Lainaa saaneet teollisuusyritykset			Ylhäinen (2010) lainat		
		Asiakkaaksi >2004 lainat	Asiakkaaksi ≤2004 lainat	Asiakkaaksi >2004 lainat	Asiakkaaksi ≤2004 lainat	Ylhäinen (2010) lainat	Ylhäinen (2010) lainat
$M_{i,t} = 0$	$M_{i,t} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$
86,68 % (15844)	16,32 % (3089)	91,94 % (11455)	8,06 % (1004)	86,50 % (13365)	13,50 % (2085)	96,66 % (58773)	3,34 % (2032)
63,89 % (2537)	36,11 % (1434)	82,18 % (816)	17,82 % (177)	57,79 % (1721)	42,21 % (1257)	70,22 % (2238)	29,78 % (949)
<i>Takauksia saaneet teollisuusyritykset</i>							
		Asiakkaaksi >2004 takaukset		Asiakkaaksi ≤2004 takaukset		Ylhäinen (2010) takaukset	
$M_{i,t} = 0$	$M_{i,t} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$
85,92 % (12201)	14,08 % (2000)	95,21 % (9717)	4,79 % (489)	88,35 % (11460)	11,65 % (1511)	97,91 % (59777)	2,09 % (1279)
49,73 % (1498)	50,27 % (1514)	64,72 % (354)	35,28 % (193)	46,41 % (1144)	53,59 % (1321)	47,48 % (1394)	52,52 % (1542)
<i>Muut kuin teollisuusyritykset</i>							
		Asiakkaaksi >2004		Asiakkaaksi ≤2004			
$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$
85,99 % (57790)	14,01 % (9417)	90,18 % (46939)	9,82 % (5110)	91,55 % (46669)	8,45 % (4307)	97,91 % (59777)	2,09 % (1279)
78,99 % (7826)	21,01 % (2082)	83,86 % (4023)	16,14 % (744)	74,41 % (3803)	25,59 % (1308)	47,48 % (1394)	52,52 % (1542)
<i>Lainaa saaneet yritykset (pl. teollisuus)</i>							
		Asiakkaaksi >2004 lainat		Asiakkaaksi ≤2004 lainat			
$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$
88,50 % (50869)	11,50 % (6609)	92,39 % (4323)	7,61 % (3559)	93,44 % (43457)	6,56 % (3050)	96,66 % (58773)	3,34 % (2032)
81,95 % (5479)	18,05 % (1207)	86,44 % (2798)	13,56 % (439)	77,73 % (2681)	22,27 % (768)	70,22 % (2238)	29,78 % (949)
<i>Takauksia saaneet yritykset (pl. teollisuus)</i>							
		Asiakkaaksi >2004 takaukset		Asiakkaaksi ≤2004 takaukset			
$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$	$M_{i,t+1} = 0$	$M_{i,t+1} = 1$
91,68 % (42045)	8,32 % (3815)	95,30 % (38765)	4,70 % (1911)	95,36 % (39100)	4,64 % (1904)	97,91 % (59777)	2,09 % (1279)
65,52 % (3035)	34,48 % (1597)	71,54 % (1433)	28,46 % (570)	60,94 % (1602)	39,06 % (1027)	47,48 % (1394)	52,52 % (1542)

Huom: Katso taulukon 4.9 huomautus.