

KESKUSTELUALOITTEITA DISCUSSION PAPERS

Paavo Peisa ja Heikki Solttila

KORON VAIKUTUS YRITYSTEN INVESTOINTEIHIN:
ARVIOITA AIKASARJA- JA POIKKILEIKKAUS-
AINEISTOISTA

*10 A5, 10 A9, 10 H
muut toimit
korot*

1.10.1985

VP 7/85

Suomen Pankin
Valuuttapolitiikan osasto

Bank of Finland
Exchange Policy Department

KORON VAIKUTUS YRITYSTEN INVESTOINTEIHIN:
ARVIOITA AIKASARJA- JA POIKKILEIKKAUS-
AINEISTOISTA

Sisältö:

1. Johdanto
2. Vaihtelun komponentit yhdistetyssä aikasarja- ja poikkileikkausaineistossa
3. Tulokset
4. Yhteenveto ja johtopäätökset

Lähteet

Taulukot

1 Johdanto

Tässä selvityksessä arvioidaan yritysten investointien korkoherkkyyttä vuosittaisten mikrotason tietojen avulla. Yhdistetty aikasarja- ja poikkileikkeusaineisto tarjoaa koron vaikutuksia arvioitaessa kaksi huomattavaa etua. Aggregoiduista aikasarjoista koostuvaan aineistoon verrattuna etuna on havaintojen lukumäärän ja korkomuuttujan vaihtelun ja siten myös kerroinarvioiden luotettavuuden lisääntyminen. Suomessa korkojen vaikutuksia investointeihin arvioitaessa tämä etu on oleellinen. Keskimääräisten nimelliskorkojen jäykkyys on ainakin toistaiseksi estänyt käytännössä investointien korkoherkkyyden arvioimisen pelkästään kokonaistaloudellisten tietojen avulla. Poikkileikkausaineistoon verrattuna yhdistetty aineisto on ylivoimainen siinä suhteessa, että sen avulla voidaan ainakin osaksi erottaa koron vaikutukset luottoehtojen, luotonsäännöstelyn ja muiden rahoitusmarkkinoilla vaikuttavien, ei-mitattavissa olevien tekijöiden vaikutuksista.

Yhdistetyn aineiston kaksi etua ovat jonkin verran ristiriidassa keskenään. Kaiken aineistoon sisältyvän vaihtelun käyttäminen saattaa johtaa harhaisiin kerroinarvioihin. Tämä on vaarana erityisesti silloin, kun selittävät muuttujat ja piilevät tekijät korreloivat keskenään. Korrelaation olemassaolosta riippuen joudutaan punnitsemaan keskenään estimaattorien lisätehoa ja mahdollista harhaisuutta. Estimaattorin valinta on ongelmallista varsinkin silloin, kun aikasarjat ovat lyhyitä ja valtaosa muuttujien vaihtelusta aiheutuu mikroyksiköiden välisistä eroista.

Selvityksessä estimoidaan yksinkertaisen investointifunktion kertoimet kahdella toisistaan jossain määrin poikkeavalla menetelmällä. Satunnaisten vaikutusten mallia käytettäessä hyödynnetään tehokkaasti aineiston koko vaihtelua. Kuitenkin kerroinarviot ovat harhattomia vain jos selittävät muuttujat ja piilevät tekijät ovat korreloimattomia. Kiinteiden vaikutusten malli estimoidaan käyttäen ainoastaan muuttujien aikasarjavaihtelua. Näin saanut kerroinarviot ovat harhattomia myös silloin kun selittävät muuttujat ja piilevät tekijät korreloivat keskenään. Toisaalta estimoitujen kertoimien satunnainen vaihtelu on suurempi kuin satunnaisten vaikutusten mallissa silloin, kun selittävät muuttujat ja latentit tekijät eivät korreloi. Eri kerroinarvioiden luotettavuutta ja keskenäistä paremmuutta punnitaan tilastollisin menetelmin.

2 Vaihtelun komponentit yhdistetyssä aikasarja- ja poikkileikkausaineistossa

Rahoitusmarkkinoiden ja investointien yhteyttä tarkastellaan seuraavan yksinkertaisen mallin avulla

$$(1) \quad I_{it} = a \cdot C_{it} + b \cdot X_{it} + u_i + w_{it} .$$

Yhtälössä (1) investointien määrää I selitetään pääomapalvelusten hinnalla C ja muilla muuttujilla X sekä ei-mitattavissa olevalla yrityskohtaisella muuttujalla u . Varsinaisten muuttujien ensimmäinen alaindeksi viittaa yritykseen i ($i = 1, \dots, n$) ja toinen alaindeksi vuoteen t ($t = 1, \dots, T$). Kertoimien a ja b oletetaan olevan vakioita. Piilevä muuttuja u_i kuvaa yritykselle i ominaisia investointipäätöksiin vaikuttavia, tarkemmin täsmentämättömiksi jääviä tekijöitä. Niiden oletetaan pysyvän muuttumattomina yli ajan. Virhetermien w_{it} ja $w_{it'}$, $t \neq t'$, oletetaan olevan toisistaan sekä muuttujista C_{it} , X_{it} ja u_i riippumattomia, identtisesti jakautuneita satunnaismuuttujia.

Mielenkiinnon kohteena olevien a ja b -kertoimien asianmukainen estimointi riippuu yrityskohtaisista u_i -muuttujista tehtävistä oletuksista. Jos u_i :t ovat yhtäsuuria vakioita yrityksittäin, ts. $u_i = u_j$ kaikilla i, j , yhtälön (1) kertoimet voidaan estimoida ilman harhaa tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä. Tällöin hyödynnetään yhtäläisin painoin sekä eri yritysten välisiin eroihin perustuvaa poikkileikkausvaihtelua että samalle yritykselle eri ajankohtien välisiin eroihin perustuvaa aikasarjvaihtelua. Tavanomaisten oletusten ollessa voimassa

kerroinarvioiden keskihajonnat pienenevät selittävien muuttujien varianssien kasvaessa. Siten selittävien muuttujien koko vaihtelun hyväksikäyttäminen parantaa kertoimien estimoinnin luotettavuutta. Kuitenkin oletus, että vakiot u_i ovat yhtäsuuria yrityksittäin, on varsin rajoittava etenkin silloin, kun käytettävissä on vain niukasti yrityskohtaisia tietoja.

Kiinteiden vaikutusten mallissa¹⁾ oletetaan, että u_i :t ovat kiinteitä vakioita yli ajan mutta vaihtelevat yrityksittäin. Malli voidaan estimoida vaihtoehtoisesti lisäämällä regressioyhtälön selittäjiksi yrityskohtaiset dummy-muuttujat tai käyttämällä regressioyhtälössä alkuperäisten muuttujien asemesta keskiarvopoikkeamia.

Yrityskohtaiset keskiarvot $I_{i.}$, $C_{i.}$ ja $X_{i.}$ saadaan laskemalla keskiarvot

$$I_{i.} = 1/T \cdot \sum_1^T I_{it}$$

jne. Käyttämällä keskiarvopoikkeamia $\tilde{I}_{it} = I_{it} - I_{i.}$ jne. kiinteiden vaikutusten malli voidaan kirjoittaa muodossa:

$$(2) \quad \tilde{I}_{it} = a \cdot \tilde{C}_{it} + b \cdot \tilde{X}_{it} + \tilde{w}_{it}$$

1) Tunnetaan myös "dummy-muuttuja"- tai "within" -mallina.

Koska C_{it} ja X_{it} eivät korreloi w_{it} :n kanssa, kertoimien a ja b pienimmän neliösumman estimaatit ovat harhattomia. Toisaalta tyypillisessä, aikajänteiltään lyhyessä yhdistetyssä aikasarja- ja poikkileikkausaineistossa suurin osa muuttujien vaihtelusta häviää keskiarvopoikkeamia käytettäessä.

Satunnaisten vaikutusten mallissa (ks. Balestra ja Nerlove (1966)) termiä u_i tarkastellaan satunnaismuuttujana, jonka oletetaan olevan riippumaton selittävistä muuttujista C_{it} ja X_{it} . Tällöin yleistetyin pienemmän neliösumman menetelmällä saadut estimaatit ovat yleensä luotettavampia kuin tavallisen pienemmän neliösumman estimaatit tai kiinteiden vaikutusten mallin estimaatit.

Jos satunnaismuuttujien u_i ja w_{it} varianssit ovat σ_u^2 ja σ_w^2 ja jos merkitään

$$\gamma = 1 - \left(\frac{\sigma_w^2}{\sigma_w^2 + T\sigma_u^2} \right)^{1/2},$$

satunnaisten vaikutusten mallin kertoimien estimointiseksi muuttujat voidaan muuntaa seuraavasti:

$$\hat{I}_{it} = I_{it} - \gamma I_i, \quad \hat{C}_{it} = C_{it} - \gamma C_i,$$

$$\hat{X}_{it} = X_{it} - \gamma X_i.$$

Kun γ tiedetään, kerroinarviot saadaan yhtälön

$$(3) \quad \hat{I}_{it} = a \cdot \hat{C}_{it} + b \cdot \hat{X}_{it} + \hat{w}_{it}$$

pns-estimaatteina. Yhtälön (3) kerroinarviot ovat yhtä suuria kuin yhtälön (1) pns-kerroinarviot kun $\gamma = 0$ ja yhtäsuuria kuin yhtälön (2) pns-kerroinarviot kun $\gamma = 1$. Siten mallin (3) kertoimet ovat

lähellä tavallisia pns-kertoimia, jos muuttujan u varianssi on pieni. Toisaalta kertoimet lähenevät kiinteiden vaikutusten mallin kerroinestimaatteja silloin kun u :n varianssi lähenee ääretöntä. Tavallisessa tapauksessa $0 < \sigma_u^2 < \infty$ ja tällöin satunnaisten vaikutusten mallin kertoimet ovat yhtälöiden (1) ja (2) kertoimien eräänlaisia kompromissiyhdistelmiä.

Käytännössä varianssikomponentteja σ_w^2 ja σ_u^2 ei tunneta, ja ne on korvattava otoksesta estimoiduilla arvioilla $\hat{\sigma}_w^2$ ja $\hat{\sigma}_u^2$ (vaihtoehtoisista estimaateista ks. esim. Maddala ja Mount (1973)).

Satunnaisten vaikutusten mallin estimoimiseksi on kätevintä estimoida investointiyhtälö aluksi keskiarvomuuttujille I_i jne. Koska oletuksen mukaan u ja w ovat korreloitumattomia, keskiarvomuuttujien yhtälön virhetermin varianssi on $\sigma_u^2 + 1/T \sigma_w^2$. Arvio σ_w^2 :lle saadaan kiinteiden vaikutusten mallin jäännöstermin estimoidusta varianssista. Siten $\hat{\sigma}_u^2$ saadaan kaavalla

$$\hat{\sigma}_u^2 = S^2(1) - 1/T \cdot S^2(2)$$

jossa $S^2(1)$ on keskiarvomuuttujien mallin ja $S^2(2)$ kiinteiden vaikutusten mallin jäännösvirhetermin varianssiestimaatti.

Satunnaisten vaikutusten mallitösmennys edellyttää, että satunnaismuuttuja u ja selittävät muuttujat C , X ovat riippumattomia. Jos oletus ei ole voimassa, Balestra-Nerlove estimaattorit ovat harhaisia. Sen sijaan kiinteiden vaikutusten mallin estimaattorit ovat tässäkin tapauksessa harhattomia. Siten erot eri estimaattien välillä saattavat aiheutua äärellisen otoskoon aiheuttaman satunnaisvaihtelun asemesta täsmennysvirheestä (ks. Mundlak (1978)). Hausman

(1978) esittää kerroinestimaattien eroihin perustuvan muodollisen testin satunnaistekijöiden ja selittävien muuttujien riippumattomuudelle.

Testi on lyhyesti ottaen seuraava: estimoidaan malli

$$(4) \quad \hat{I}_{it} = a \cdot \hat{C}_{it} + b \cdot \hat{X}_{it} + \alpha \cdot \tilde{C}_{it} + \beta \cdot \tilde{X}_{it} + v_{it}.$$

Testin mukaan aineisto ei anna tukea täsmennysvirheen olemassaololle, jos lineaarinen hypoteesi

$$\alpha = \beta = 0,$$

pitää paikkansa.

Hypoteesin hylkääminen viittaa puolestaan siihen, että piilevät tekijät korreloivat selittävien muuttujien kanssa. Balestra-Nerlove -estimaatit ovat tällöin harhaisia.

3 Tulokset

Käytettävissä oli kaksi erillistä tiedostoa, joista toiseen oli kerätty tilinpäätöstietoja 27 suuresta teollisuusyrityksestä vv. 1976-82 ja toiseen 69 pienestä ja keskisuuresta teollisuusyrityksestä vv. 1975-82.

Pääomapalvelusten hintaa jouduttiin luotettavien hankintahinta- ja poistotietojen puuttuessa mittaamaan pelkällä korolla. Korkomuuttuja saatiin jakamalla edellisen tilikauden korkomenot kuluvan tilikauden tilinavaushetken veloilla. Vaikka muuttujavalinta on käytettävissä olevien tietojen puitteissa luultavasti paras mahdollinen, ero teorian mukaisen pääomapalvelusten hinnan ja sen operationaalisen vastineen välillä on huomattava. Muuttujan valintaa on tarkasteltu lähemmin selvityksessä Peisa ja Solttila (1985). Estimoitavissa yhtälöissä sekä investointi- että korkomuuttuja ovat logaritmisia.

Mallitäsmennykset ja estimointitulokset on esitetty taulukossa 1 suurille yrityksille ja taulukossa 2 PKT-yrityksille. Keskiarvomuuttujilla lasketut kerroinarviot on esitetty sarakkeessa 1. Sarakkeissa 2 ja 3 on esitetty kiinteiden ja satunnaisten vaikutusten mallin kerroinarviot.

Sekä kiinteiden vaikutusten mallin että satunnaisten vaikutusten mallin mukaan koron korotus supistaa investointeja. Arvio vaikutuksen voimakkuudesta riippuu kuitenkin selvästi estimointimenetelmästä, etenkin suurilla yrityksillä. Kiinteiden vaikutusten mallia käyttäen saatujen estimointitulosten mukaan pääomapalvelusten hinnan 1 prosentin korotus vähentää investointeja suurilla yrityksillä 1.4 % ja

PKT-yrityksillä 0.6 %. Vastaavat Balestra-Nerlove estimaatit ovat suurilla yrityksillä 0.2 % ja PKT-yrityksillä 0.3 %.

Edellisistä satunnaisten vaikutusten mallin estimaatit ovat ehkä lähempänä yleisesti omaksuttuja odotuksia kuin kiinteiden vaikutusten mallin estimaatit. Taulukossa 3 raportoidut estimaatit kertoimille α ja β poikkeavat kuitenkin selvästi nolasta, mikä viittaa täsmennysvirheeseen satunnaisten vaikutusten mallissa. Täsmennysvirheen olemassaoloa voidaan testata perusteellisemmin käyttämällä esimerkiksi testisuuretta m , jonka arvoksi saadaan

$$m = \left(\frac{.444 - .414}{.414} \right) * 151 = 10.9$$

suurille yrityksille ja

$$m = \left(\frac{.838 - .799}{.799} \right) * 467 = 22.8$$

pienille yrityksille. (Suureen laskemisesta, ks. lähemmin Hausman (1978).)

Laskettu suure on PKT-yrityksillä selvästi jopa 1 prosentin merkitsevyydestä kriittistä χ^2 :n arvoa 15.1 suurempi. Oletus yrityskohtaisten piilevien tekijöiden ja selittävien muuttujien riippumattomuudesta voidaan siten PKT-yritysten tapauksessa hylätä. Suurilla yrityksillä testisuure on 5 prosentin merkitsevyydestä kriittistä χ^2 -arvoa suurempi mutta jää 1 prosentin merkitsevyydestä niukasti kriittisen arvon alapuolelle (10.9 vs. 11.3). Myös suurilla yrityksillä voidaan oletus yrityskohtaisten tekijöiden ja selittävien muuttujien riippumattomuudesta hylätä, joskaan ei yhtä suurella varmuudella PKT-yrityksillä.

Edellä esitetyn perusteella voidaan päätellä, että Balestra-Nerlove -estimaatit ovat harhaisia. Tarkasteltavan investointiyhtälön kertoimet saadaan estimoitua yhdistetystä aineistosta parhaiten käyttämällä kiinteiden vaikutusten mallia (2). Estimointitulokset tukevat siten näkemystä, jonka mukaan rahoitustekijöiden vaikutukset investointeihin ovat voimakkaampia kuin yleisesti uskotaan.

PKT-yrityksillä erot eri estimointimenetelmillä saatujen korkojoustoarvioiden välillä ovat melko pieniä. Kun satunnaisten vaikutusten malli pystytään tästä huolimatta hylkäämään, PKT-yrityksille saatua joustoarviota voidaan pitää varsin tarkkana. Tätä johtopäätöstä tukee myös se, että korkomuuttujan kerroin ei riipu kiinteiden vaikutusten mallissa suurestikaan mallitäsmennyksen vähäisistä muutoksista (ks. Peisa ja Solttila (1985)).

Sen sijaan suurten yritysten osalta kerroinarvoihin on syytä suhtautua varauksin. Ensinnäkin otoksen pieni koko heikentää piste-estimaatien luotettavuutta ja vähäiset muutokset mallitäsmennyksessä tai havaintojoukossa saattavat muuttaa tuloksia tuntuvasi. Toiseksi, kiinteiden vaikutusten mallin käyttöä puoltava testi on vain niukasti tilastollisesti merkitsevä siitäkin huolimatta, että hylätyssä mallitäsmennyksessä korkomuuttujan kerroin on itseisarvoltaan vain noin kahdeksasosa valitun täsmennyksen kertoimesta (.17 vs. 1.39). Kolmanneksi, oletus eksogeenisesti annetusta korosta on suurten yritysten tapauksessa epäilyttävä, ja itse asiassa keskiarvomuuuttujille estimoitua positiivista riippuvuutta korkojen ja investointien välillä on vaikea selittää muutoin kuin vetoamalla pääomamarkkinoiden epätäydellisiin kilpailuoloihin. Korkojen kanssa korreloivat piilevät tekijät (muut luottoehdot, luottojen

määräsäännöstely ja muut rahoitusmarkkinoiden toiminnan epätäydellisyyksiä) eivät vaikuta kiinteiden vaikutusten mallissa estimointituloksiin silloin, kun ne pysyvät muuttumattomina yli tarkasteluperiodin. Sen sijaan muuttuessaan samat piilevät tekijät ovat osaltaan voineet harhauttaa kiinteiden vaikutusten mallin korkojoustoarvion liian suureksi.

4 Yhteenveto ja johtopäätökset

Tässä selvityksessä on pyritty arvioimaan rahoitustekijöiden ja erityisesti koron vaikutusta yritysten kiinteisiin investointeihin. Havaintoaineistona käytettiin tietoja suurista teollisuusyrityksistä ja PKT-yrityksistä. Kerroinarviot laskettiin käyttäen sekä kiinteiden että satunnaisten vaikutusten malleja.

Eri malleilla saadut arviot koron vaikutuksista poikkeavat toisistaan melkoisesti, etenkin suurten yritysten osalta. Kun oletus selittävien muuttujien ja piilevien tekijöiden riippumattomuudesta voidaan empiirisen tarkastelun perusteella hylätä, kiinteiden vaikutusten mallia käyttäen saatuja arvioita voidaan pitää esitetyistä luotettavimpina. Näin saatujen tulosten mukaan korko vaikuttaa yritysten investointeihin varsin voimakkaasti, ainakin tilapäisesti. Koron korotus yhdellä prosenttiyksiköllä supistaa PKT-yritysten investointeja noin kuudella prosentilla. Suurilla yrityksillä investointien korkokerkyys on tulostemme mukaan tätäkin suurempi.

PKT-yritysten osalta saatuja kerroinarvioita voidaan pitää melko luotettavina. Sen sijaan suurille yrityksille estimoituihin korkojoustoihin on syytä suhtautua suurin varauksin. Kertoimien satunnaisvaihte-

lu jää melko suureksi ja lisäksi erilaiset pääomamarkkinoiden epätäydellisyyksiä ovat voineet osaltaan harhauttaa korkojoustoarvion liian suureksi.

Käytettävissä olleiden tietojen puutteet ja erityisesti pääomapalvelusten hinnan mittaamiseen liittyvät ongelmat rajaavat saatujen tulosten ja johtopäätösten käyttöä. Yleisen korkotason muutokset eivät heijastu suoraan käytetyssä korkomuuttujassa ja tämä puolestaan voi vaihdella yleisen korkotason liikkeistä riippumatta. Selvityksen tuloksia ei siten välttämättä voida soveltaa sellaisenaan rahapolitiikan vaikutusten tarkasteluun.

LÄHTEET

BALESTRA, P. and NERLOVE, M. (1966) Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas. *Econometrica* s. 585-612.

HAUSMAN, J.A. (1978) Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* s. 1251-1271.

MADDALA, G.S. and MOUNT, T.D. (1973) A Comparative Study of Alternative Estimators for Variance Components Models Used in Econometric Applications. *Journal of the American Statistical Associations* s. 324-328.

MUNDLAK, Y. (1978) On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica* s. 69-86.

PEISA, P. ja SOLTILA, H. (1985) Koron vaikutus yritysten investointikäyttäytymiseen: aikasarjavaihteluusta laskettuja kerroin-arvioita. Suomen Pankki, KT-osaston keskustelualoitteita n:o 8/85.

TAULUKKO 1. Suurten yritysten estimointitulokset. Suluissa t-arvot

Selittäjä	(1)	(2)	(3)
	keskiarvo- muuttujien malli	kiinteiden vaikutusten malli	satunnaisten vaikutusten malli
C	.684 (1.51)	-1.388 (-3.63)	-.173 (-.60)
Q	1.005 (3.86)	.746 (2.37)	1.156 (6.79)
D	-.745 (-1.41)	.154 (.29)	-.067 (-.22)
S^2	.121	.417	.444
γ			.306

TAULUKKO 2. PKT-yritysten estimointitulokset. Suluissa t-arvot.

Selittäjä	(1)	(2)	(3)
	keskiarvo- muuttujien malli	kiinteiden vaikutusten malli	satunnaisten vaikutusten malli
C	-.303 (-1.02)	-.601 (-4.12)	-.336 (-2.48)
Q	.703 (5.47)	1.090 (6.74)	1.068 (10.41)
D	.115 (.92)	-.787 (-5.86)	-.263 (-2.32)
K	-.049 (-.41)	-.081 (-1.08)	-.032 (-.29)
W	.198 (1.09)	.034 (.11)	.250 (1.45)
S^2	.249	.697	.838
γ			.368

TAULUKKO 3

Hausmanin täsmennystesti

Muuttujat	Suuret teollisuus- yritykset	PKT-yritykset
C	-.543 (-3.10)	-.291 (-.80)
Q	-.543 (-1.33)	.355 (1.54)
D	.733 (1.05)	-.934 (-4.90)
K		.067 (.51)
W		-.218 (-.59)
S^2	.414	.799
m	10.9	22.8

Selittävät muuttujat ovat seuraavat:

C = yrityksen maksamat korot suhteessa velkoihin

Q = tuotanto (suurilla yrityksillä vuodella viivästettynä)

D = yrityksen velat (suurilla yrityksillä tilikauden avaushetken kaikki velat, PKT-yrityksillä korolliset velat)

K = yrityksen pääomakanta tilikauden avaushetkellä

W = yrityksen maksama reaali-palkka työtuntia kohti

Muuttujat ovat estimoitavissa yhtälöissä logaritmi-muodossa. Edellisten lisäksi selittävinä muuttujina on käytetty kaikissa yhtälöissä vuosidummyja. Näiden kertoimia ei ole raportoitu.