

# KESKUSTELUALOITTEITA DISCUSSION PAPERS

Paavo Peisa      Heikki Solttila

TYÖVOIMAN KYSYNTÄ: TULOKSIA YHDISTETYSTÄ  
AIKASARJA- JA POIKKILEIKKAUSAINESTOSTA

26.8.1987

VP 6/87

**Suomen Pankin  
Valuuttapolitiikan osasto**

**Bank of Finland  
Exchange Policy Department**

Paavo Peisa ja Heikki Solttila

TYÖVOIMAN KYSYNTÄ: TULOKSIA YHDISTETYSTÄ  
AIKASARJA- JA POIKKILEIKKAUSAINEISTOSTA

#### TIIVISTELMÄ

Selvityksessä estimoidaan yksinkertainen työvoiman kysynnälle yksinkertainen osittaisen sopeutuksen malli. Aineistona käytetään yrityskohtaisia tietoja vuosilta 1976-82. Erityistä huomiota pyritään kiinnittämään kertoimien estimointiin. Kun käytetään yhdistettyä poikkileikkaus- ja aikasarja-aineistoa, viivästetyn endogeenisen muuttujan mukanaolo yhtenä selittäjänä vaikeuttaa tulosten arvioimista, ja tavanomaiset estimaattorit johtavat helposti harhaisiin tuloksiin. Tulostemme mukaan tuotannon jousto työvoiman kysynnän suhteen on lyhyellä aikavälillä noin 0.2 ja pitkällä aikavälillä neljä viidennestä. Palkkojen nousu vähentää tulosten mukaan työvoiman kysyntää, mutta sen vaikutus on verrattain vähäinen myös pitkällä aikavälillä.

## SISÄLTÖ

	sivu
1. Johdanto ja tulosten esittely	1
2. Työvoiman kysyntäyhtälö	3
3. Mallin estimoinnista: piilevät tekijät	3
4. Tulokset	6

## Lähteet

## 1. Johdanto ja tulosten esittely

Useimmissa työvoiman kysyntää koskevilla tutkimuksilla on käytetty aineistona kokonaistaloudellisia aikasarjoja. Saatuja tuloksia voidaan pitää varsin moniselitteisinä. Tuotanto- ja palkkajousten arvioimista vaikeuttaa vapausasteiden vähäisyys, joka estää myös mallitasmennyksen valinnan pelkästään havaintoaineistoon nojautuen.<sup>1</sup>

Aggregoitujen aikasarjojen sijasta aineistona voidaan käyttää yrityskohtaisia tietoja. Aikaisemmassa selvityksessämme (ks. Peisa ja Solttila, 1986) tarkasteltiin yrityskohtaisia tietoja käyttäen tuotannon, palkkojen ja työllisyyden välisiä riippuvuussuhteita. Tulokset olivat sopusoinnussa tavanomaisen työvoiman kysyntäteorian kanssa, mutta joustoarvioiden luotettavuutta heikensi käytetyn mallin estimoitavien kertoimien runsas lukumäärä.

Tämän selvityksessä estimoidaan työvoiman kysynnälle yksinkertainen osittaisen sopeutuksen malli. Aineistona käytetään samaa yhdistettyä aikasarja- ja poikkileikkausaineistoa kuin edellisessä selvityksessämme. Osittaisen sopeutuksen mallien estimoiminen yhdistettyä aikasarja- ja poikkileikkausaineistoa käyttäessä on hankalaa, koska yrityskohtaiset piilevät muuttujat vaikeuttavat viivästetyn selitettävän muuttujan kertoimen arvioimista. Sekä aikasarjavaihtelua että poikkileikkausvaihtelua painotta-

---

<sup>1</sup> Suomen kansantaloutta kuvaavissa kokonaistaloudellisissa malleissa palkkojen yhden prosentin alennuksen aikaansaama työvoiman kysynnän lisäys vaihtelee nolasta kolmeen prosenttiin, kun muiden työllisyyteen vaikuttavien kuin palkkojen tekijöiden oletetaan pysyvän muuttumattomina. Kun muuttujien määritelmät ovat ainakin karkeasti ottaen eri malleissa keskenään vertailukelpoisia, vaikutuslaskelmien poikkeavuuden syynä täytyy olla ensi sijassa sellaisinaan vähäisiltä vaikuttavat erot työllisyysyhtälöiden täsmennyksissä tai estimointiperiodeissa. Suomalaisista empiirisistä työvoiman kysyntäyhtälöistä, ks. Santamäki, 1986. Toisen esimerkin estimoitujen kertoimien epävakaudesta tarjoaa Newellin ja Symonsin, 1985 tutkimus, jossa sama työllisyysyhtälö on estimoitu useiden maiden aineistoilla.

vat tavanomaiset estimaattorit johtavat helposti harhaisiin tuloksiin. Selvityksessä pyritäänkin kiinnittämään erityistä huomiota kertoimien estimointiin. Käytetyt estimointimenetelmät on esitelty lähemmin luvussa 3.

Tulostemme mukaan työntekijöiden määrän lisäys on keskimäärin vajaan viidenneksen tuotannon kasvusta saman vuoden aikana. Tuotannon vaikutus työvoiman kysyntään keskimääräistä heikompi noususuhdanteen alussa ja taantumavaiheessa. Yhdistetystä poikkileikkaus- ja aikasarjavaihtelusta laskettu työvoiman keskimääräinen sopeuttamisaika on noin kolme vuotta. Tällöin tuotannon lisäyksen vaikutus työvoiman kysyntään on pitkällä aikavälillä neljä viidennestä. Aikasarjavaihtelusta lasketut sopeuttamisajat ja pitkän aikavälin tuotantojoustot olivat edellä mainittuja pienemmät. Palkkojen lisäys vähentää tulosten mukaan työvoiman kysyntää, mutta vaikutus ei ole kovin voimakas ja myös pitkän aikavälin joustoarviot jäävät lähelle nollaa.

Lähin vertailukohde selvitykselle kirjallisuudessa on Dormont ja Sevestre, 1984, jossa aineistona on käytetty tietoja ranskalaisista yrityksistä (ks. myös esim. Medoff ja Fay, 1983 sekä Griliches ja Hausman, 1984). Pitkää aikaväliä koskevat tulokset ovat Dormontin ja Sevestren tutkimuksessa karkeasti ottaen samoja kuin omamme, mutta vertailukelpoisilla menetelmillä saadut arviot keskimääräisestä sopeuttamisajan pituudesta olivat omia arvioitamme pienempiä.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Vertailun vuoksi voidaan mainita, että myös Newellin ja Symonsin tulosten mukaan työvoimaa sopeutetaan Suomessa hitaammin kuin Ranskassa, joskin ero heidän tulostensa mukaan on pieni.

## 2. Työvoiman kysyntäyhtälö

Lähtökohtana on tavanomainen osittaisen sopeutuksen malli

$$(1) \quad l_{it} = a_0 + a_1 q_{it} + a_2 w_{it} + h l_{i,t-1} + e_{it}.$$

$l_{it}$ ,  $q_{it}$  ja  $w_{it}$  ovat työvoima, tuotanto ja palkka yrityksessä  $i$  vuonna  $t$ .  $a_i$ :t ja  $h$  ovat estimoitavia parametreja ja  $e_{it}$  on virhetermi. Valitun mallin yksinkertaisuus johtuu suurelta osin käytettävissä olleista yrityskohtaisista tiedoista.

Yhtälö (1) voidaan johtaa Cobb-Douglas -tuotantafunktiosta kustannusten minimoinnin kautta, kun muuttujia mitataan logaritmiyksiköissä. Tällöin tuotanto- ja palkkajoustoille  $a_1$  ja  $a_2$  sekä viivästetyn työvoimamuuttujan kertoimelle  $h$  voidaan antaa seuraavat tulkinnat:

$h$  kuvaa tarkasteluvuoden aikana sopeuttamatta jäävää osuutta työvoiman vajauksesta tai ylimäärästä. Työvoiman keskimääräinen sopeutusaika on  $h/(1-h)$  vuotta.

$a_1/(1-h)$  kuvaa tuotannon skaalatuottojen astetta pitkällä aikavälillä. Jos tuotannossa vallitsee vakiotuotot,  $a_1+h=1$ .

$a_2/(1-h)$  kuvaa vakiotuottojen vallitessa tuotannon joustoa työpanoksen suhteen. Kun panosmarkkinat ovat kilpaillevat, jousto ilmaisee palkkojen osuuden tuotannon arvosta.

## 3. Mallin estimoinnista: piilevät tekijät

Seuraavassa virhetermi  $e_{it}$  jaetaan kahteen osaan siten, että

$$e_{it} = u_i + w_{it}.$$

$w_{it}$  on tavanomaiset stokastiset oletukset toteuttava virhetermi ja  $u_i$  yritykselle  $i$  ominainen piilevä termi, jonka oletetaan pysyvän yhtäsuurena eri vuosina. Yhtälön (1) kertoimien asianmukainen estimoiminen riippuu  $u_i$ :stä tehtävistä oletuksista. vaihtoehtoja ovat:

- a)  $u_i$  on vakio, joka on sama kaikille yrityksille
- b) vakio  $u_i$  vaihtelee yrityksittäin
- c)  $u_i$  on muista muuttujista riippumaton satunnaismuuttuja
- d) satunnaismuuttuja  $u_i$  korreloi selittävien muuttujien kanssa.

Tapauksessa a) yhtälön (1) kertoimet voidaan estimoida tavanomaisella pienimmän neliösumman menetelmällä ilman harhaa. Oletus piilevien muuttujien yhtäsuuruudesta on kuitenkin hyvin rajoittava, koska yhtälön (1) selittävistä muuttujista puuttuu runsaasti työvoiman kysyntään vaikuttavia tekijöitä.

Yrityskohtaiset piilevät tekijät voidaan ottaa tapauksessa b) huomioon kertoimia estimoitaessa joko differenssiomalla muuttujat tai lisäämällä malliin yrityskohtaiset vakio- $u_i$  muuttujat (kiinteiden vaikutusten malli). Siten mallia estimoitaessa käytetään hyväksi vain muuttujien aikasarjavaihtelua. Osittaisen sopeutuksen mallin sopeuttamisparametrin ja eksogeenisten muuttujien kertoimien estimaatit ovat tässä tapauksessa harhaisia (harhan suuruudesta ks. Maddala, 1971 ja Nickell, 1981). Yrityskohtaiset vakiot ja viivästetty endogeeninen muuttuja ovat keskenään korreloituneita, eikä niiden vaikutuksia pystytä erottamaan toisistaan.

c) Satunnaisten vaikutusten mallissa virhetermiä  $u_i$  pidetään normaalit oletukset toteuttavana satunnaismuuttujana. Mallia estimoitaessa käytetään aineistosta hyväksi sekä poikkileikkaus- että aikasarjavaihtelu. Poikkileikkauksvaihtelun osuus aineiston vaihtelusta on tavallisesti

merkittävästi suurempi kuin aikasarjavaihtelun osuus. Estimointi etenee kaksivaiheisesti: Ensin on estimoitava arvo tuntemattomalle virhetermin  $e$  variassi-kovarianssimatriisille. Tämä saadaan virhetermien  $u$  ja  $w$  varianssien avulla, jotka puolestaan käytännössä saadaan estimoimalla. Toisessa vaiheessa kiinteiden vaikutusten mallin estimaatteja korjataan virhetermin  $e$  variassi-kovarianssimatriisin avulla. Jos oletus  $u_j$ :tten riippumattomuudesta pitää paikkansa, saadut estimaatit ovat sekä tarkentuvia että tehokkaita.

Kun viivästetty selitettävä muuttuja on yhtenä selittäjänä, variassi-kovarianssimatriisin tarkentuvia estimaatteja ei saada pienimmän neliösumman estimoinnista viivästetyn selitettävän muuttujan ja virhetermin  $u_j$  keskenäisen korrelaation takia. Ensimmäisinä tähän estimointiongelmaan kiinnittivät huomiota Balestra ja Nerlove, 1966, jotka suosittivat ongelman ratkaisuksi instrumenttimuuttujamenetelmän käyttöä. Seuraavassa luvussa esiteltävät RANDINST-estimaatit on saatu käyttämällä viivästetyn selitettävän muuttujan instrumentteina vuodella viivästettyjä eksogeenisiä muuttujia.

d) Balestra-Nerlove mallin oletusta yrityskohtaisten piilevien tekijöiden ja eksogeenisten muuttujien riippumattomuudesta on arvosteltu runsaasti. Tässäkin yhteydessä saattaa olla syytä epäillä, että esimerkiksi palkka korreloi tuotannon pääomavaltaisuuden ja muiden piilevien muuttujien kanssa. Korrelaatio harhauttaa satunnaisten vaikutusten mallin palkkamuuttujan kertoimen silloinkin, kun viivästetty työvoima korvataan instrumenttimuuttujalla.

Yksinkertaisin tapa kiertää tämä ongelma on käyttää tasomuuttujien asemesta differensioituja muuttujia. Piilevät tekijät häviävät differensseja laskettaessa ja tämän jälkeen viivästetty selitettävä muuttuja voidaan



körvata instrumenttimuuttujilla. Andersson ja Hsiao, 1982 ehdottivat vuodella viivästettyjen differenssi- tai tasomuuttujien käyttämistä instrumentteina. Viivästetylle selitettävälle muuttujalle saadaan kuitenkin parempi sovite lisäämällä instrumenttien määrää vuosittain; instrumenteiksi kelpaavat nimittäin edellisvuotisten lisäksi kaikki aikaisempien vuosien muuttajat. Seuraavassa luvussa esitellään DIFFINST-estimaatit on saatu estimoimalla malli (1) differenssimuodossa siten, että kunakin vuonna viivästetyn selitettävän muuttujan instrumentteina käytettiin aikaisempien vuosien tuotanto-, palkka- ja työvoimamuuttujia. Käytetty differenssi-instrumenttimenetelmä on hyvin yksinkertainen erikoistapaus Chamberlainin ehdottamasta pienimmän etäisyyden estimointimenettelystä (ks. Chamberlain, 1984 sekä Holz-Eakin, Newey ja Rosen, 1986).

#### 4. Tulokset

Havaintoaineisto koostui 69 pienestä ja keskisuuresta teollisuusyrityksestä.<sup>3</sup> Työvoiman kysyntää mitattiin yrityksen toimihenkilöiden ja työntekijöiden määrällä. Tuotantomuuttujana käytettiin jalostusarvoa, joka deflatoitiin yrityksen toimialan tuotannon hintaindeksillä. Palkkamuuttuja oli tuotannon hintaindeksillä deflatoitu työntekijöiden keskituntipalkka (työntekijöille maksetut palkat jaettuna tehdyillä työtunneilla).

Yrityksistä oli tiedot vuosilta 1976-82. Viivästetyn selitettävän muuttujan takia menetetään estimoinnissa yhden vuoden havainnot. Tasomalleissa estimointiperiodi

---

<sup>3</sup> Yritysnäytteen koostuminen varsin pienistä ja keskimääräistä selvästi nopeammin kasvaneista yrityksistä saattaa vaikuttaa jonkin verran estimointituloksiin.

oli vuodet 1977-82. Differenssien laskemisessa menetetään toinen vuosi ja siten differenssimallin estimointiperiodi oli 1978-82.<sup>4</sup>

Taulukossa 1 on esitetty yksinkertainen kuvaus selvityksessä käytettyjen muuttujien vuosittaisista vaihteluista ajanjaksona 1978-82. Vuosivakioiden kertoimet ilmaisevat muuttujan vuosittaiset keskimääräiset tai yrityksille yhteiset muutokset. Kertoimien keskihajonnat ja yhtälöiden selitysasteet kuvaavat puolestaan yrityskohtaisen vaihtelun merkitystä.

Taulukko 1. Muuttujien vuosittaiset muutokset.

	Tuotanto	Palkka	Työvoiman kysyntä
V78	.18	.09	.03
V79	.14	.10	.09
V80	.10	.15	.09
V81	.08	.11	.05
V82	-.02	.11	.02
(Keskihajonta)	(.03)	(.02)	(.01)
Selitysaste:	.06	.02	.06

Tuotanto kasvoi tarkasteltavissa yrityksissä keskimäärin ottaen nopeimmin tarkasteluajanjaksolla vuonna 1978. Tämän jälkeen tuotannon kasvu hidastui jatkuvasti ja vuonna 1982 tuotanto väheni keskimääräisesti edelliseen vuoteen verrattuna. Tuotannon kasvun keskimääräiset vuosittaiset muutokset ovat selvästi suurempia kuin palkkojen ja työllisyyden muutokset. Myös yritysten väliset

<sup>4</sup> Vuoden 1977 työpanoksen muutokselle ei pystytä laskemaan differenssimuuttujia käyttäen sovitetta. Tämän sijalla DIFFINST-estimaatteja laskettaessa on käytetty vuoden 1977 osalta työpanoksen todellista muutosta.

erot ovat suurempia tuotannon kuin palkkojen tai työllisyyden muutoksia selitettäessä. Parhaiten vuosimuuttujat selittävät tuotantoa ja työllisyyttä; palkkojen yhtälön selitysaste on vain 2%.

Tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä (tapaus a)) saatujen tulosten mukaan työvoiman sopeuttamisviive on lähes kuusi vuotta ja pitkän aikavälin tuotantojousto on noin neljä viidesosaa. Kiinteiden vaikutusten mallilla (tapaus b)) saatujen tulosten mukaan sopeuttamisviive on vajaat kaksi vuotta ja tuotantojousto noin puoli. Molemmilla menetelmillä saatuihin tuloksiin tulee kuitenkin suhtautua suurin varauksin, sillä ensimmäisessä tapauksessa sopeuttamiskerroin jää liian pieneksi ja jälkimmäisessä liian suureksi (ks. tark. Sevestre ja Trognon, 1983).

Taulukossa 2 on esitetty mallin (1) estimointitulokset, kun oletukset virhetermistä  $u_j$  eivät ole yhtä rajoittavat kuin edellä. RANDINST viittaa Balestra-Nerlove-menetelmällä ja DIFFINST differenssi-instrumenttimenetelmällä saatuihin tuloksiin. Menettelyjen erot on selitetty edellisessä jaksossa.

Taulukko 2. Työvoiman kysyntäyhtälön estimointitulokset. Suluissa kertoimien keskihajonnat.

Malli	Selittäjät			$R^2$
	$q$	$w$	$l_{t-1}$	
RANDINST	.183 (.017)	-.039 (.018)	.779 (.019)	.950
DIFFINST	.162 (.021)	-.027 (.039)	.454 (.073)	.231

Taulukko 3. Pitkän aikavälin joustot ja sopeuttamisviiveet.

Malli	Joustot		Sopeuttamisviive (vuosina)
	q	w	
RANDINST	.83	-.18	3.5
DIFFINST	.30	-.05	0.8

Molemmilla tavoilla saatujen tulosten mukaan tuotannon lisäys lisää työvoiman kysyntää saman vuoden aikana vajaalla viidenneksellä. Myös palkkojen vaikutuksesta arviot ovat samansuuntaiset. Sen sijaan arviot keskimääräisen sopeutusajan pituudesta ja samalla pitkän aikavälin joustoista riippuvat melko paljon estimaattorista. DIFFINST-estimaatit viittaavat nopeaan, keskimäärin ottaen kahden vuoden aikana toteutettavaan sopeutuksen ja vastaavasti alhaisiin pitkän tähtäyksen joustoihin. RANDINST-esimaateista laskettu keskimääräinen sopeutusaika on kolme vuotta ja pitkän aikavälin tuotantojousto on suuruusluokkaa 0.8.

Tuotanto- ja palkkamuuttujien kertoimien erot ovat eri menetelmiä käytettäessä vähäisiä. Tämä viittaa siihen, ettei eksogeenisten selittäjien ja piilevien muuttujien korrelaatio ole merkityksellistä (ks. Hausman, 1978). RANDINST-estimaatteja voidaan tällöin pitää yleisesti ottaen DIFFINST-estimaatteja luotettavampina. Differenssimuuttujia käytettäessä korrelaatio instrumenttien ja viivästetyn selitettävän muuttujan välillä jää varsin alhaiseksi, vaikka instrumenttimuuttujat pyritään valitsemaan huolellisesti. Nopea sopeutus DIFFINST-mallissa saattaa aiheutua yksinkertaisesti viivästetyn selitettävän muuttujan heikosta instrumentoinnista. Koska differenssimuuttujia käytettäessä selittävien muuttujien korrelaatiot ovat alhaisia, heikotkaan instrumenttimuuttujat eivät kuitenkaan aiheuta suurta harhaa muiden selittäjien kuin viivästetyn endogeenisen muuttujan kertoimiin.

Edellisessä selvityksessämme pitkän aikavälin tuotantojoustopot olivat tasomalleissa suuruusluokkaa .8 ja differenssimallissa .5. Palkkajoustoarviot olivat tällöin itseisarvoltaan noin .4 ja .2. Tulokset saatiin käyttämättä instrumenttimuuttujia, joten kokonaan RANDINST- ja DIFFINST-estimaattien eroja ei voida selittää jälkimmäisen instrumenttien heikkoudella.

Aikaisemmin mainitussa tutkimuksessa Dormont ja Sevestre estimoivat työvoiman osittaisen sopeutuksen mallin käyttäen aineistonaan tietoja ranskalaisista yrityksistä vuosilta 1967-75. Estimointimenetelmät olivat muuten samanlaiset kuin tässä tutkimuksessa, mutta differenssimuuttujia käytettäessä instrumenttimuuttujien valinta oli yksinkertaisempi. Pitkää aikaväliä koskevat RANDINST-tulokset olivat hyvin samanlaiset kuin tässä selvityksessä. Kuitenkin työvoiman sopeutuksen arvioitu keskimääräinen kesto oli ranskalaisissa tutkimuksessa vähemmän kuin kaksi vuotta ja välitön tuotantojousto suuruusluokkaa .4.

Aikasarjavaihteluun perustuvat Dormontin ja Sevestren käyttämät menetelmät, mukaanlukien Anderssonin ja Hsiaon estimaattori, antoivat selvästi huonompia tuloksia kuin tässä selvityksessä käytetty differenssi-instrumenttimenetelmä. Tämä viittaa siihen, että differensioituja muuttujia käytettäessä kannattaa kiinnittää erityistä huomiota instrumenttien valintaan.

Empiirisen analyysin lopuksi tarkastelemme kertoimien vuosittaista vaihtelua differenssi-instrumenttimenetelmää käyttäen. Taulukossa 4 on raportoitu vuosittaiset työvoiman kysynnän tuotantojousto- ja sopeutusaika-arviot.

Taulukko 4. Työvoiman kysynnän vuosittaiset tuotantojousto- ja sopeuttamisviivearviot.

Vuosi	Tuotantojousto	Sopeuttamisviive
1978	.09	0.8
1979	.27	1.5
1980	.21	1.1
1981	.22	1.3
1982	.12	0.9

Tuotannon välitön vaikutus työpanokseen oli merkittävästi suurempi vuosina 1979-81 kuin vuosina 1978 ja 1982. Vuonna 1978 tarkasteltavien yritysten työvoiman kysynnän lisäys oli vain noin kymmenesosa tuotannon kasvuvauhdista. Seuraavana vuonna vaikutus oli lähes 30 % ja vuosina 1980-81 yli 20%. Myös edellisessä selvityksessä saamamme tulokset olivat samansuuntaisia. Kertoimen vaihtelu antaa tukea suhdanneluontoisen labour hoarding -ilmiön olemassaololle. Taantumavaiheen aikana yritysten kannattaa pitää palkkalistoillaan reservityövoimaa jopa yli osittaisen sopeutuksen mallin osoittaman määrän. Labour hoarding -hypoteesin mukaisesti työvoiman tuottavuus kasvaa estimointitulosten mukaan suhdannenousun alkuvaiheessa selvästi nopeammin kuin korkeasuhdanteessa.

Tuotantomuuttujan kertoimen ohella myös vakiotermi vaihteli merkittävästi. Työvoiman kysynnän "autonominen kasvu" oli nopeampaa korkeasuhdanteessa vuosina 1979 - 80 kuin muulloin. Viivästetyn työvoiman kertoimen vaihtelut olivat samansuuntaisia kuin tuotantomuuttujan kertoimen vaihtelut, mikä viittaa siihen että yrityksen työvoiman sopeutusnopeus hidastuu suhdanteiden parantuessa. Kertoimen muutokset eivät kuitenkaan olleet tilastollisesti merkittäviä. Palkkajoustopuuteen vuosittainen tarkastelu ei tuonut lisävalaistusta.

## 6. Lähteet

- Andersson, T.W. and Hsiao, C. (1982)  
Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data.  
Journal of Econometrics.
- Balestra, P. and Nerlove, M. (1966)  
Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of  
Dynamic Model. *Econometrica*.
- Chamberlain, G. (1984)  
Panel Data in The Handbook of Econometrics Vol II, Z. Griliches  
and M. Intrilligator (eds.). Amsterdam.
- Dormont, B. and Sevestre, P. (1984)  
Modeles dynamiques de demandes de travail: Specification et  
estimation sur donnees de panel. CEQC.
- Griliches, Z. and Hausman, J.A. (1984)  
Errors in Variables in Panel Data. NBER Technical Working Paper  
No. 37.
- Hausman, J. (1978)  
Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*.
- Holtz-Eakin, D, Newey, W. and Rosen, H. (1985)  
Implementing Causality Tests with Panel Data, with an Example from  
Local Public Finance. NBER Technical Working Paper No. 48.
- Maddala, G.S. (1971)  
The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and  
Time Series Data. *Econometrica*.
- Medoff, J.L. and Fay, J.A. (1983)  
Labor and Output over the Business Cycle: Some Direct Evidence.  
Harvard University, mimeo.
- Newell, A. and Symons, J.S.V. (1985)  
Wages and Employment in the O.E.C.D. Countries. London School of  
Economics. Discussion Paper No 219.
- Nickell, S. (1981)  
Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*.
- Peisa, P. and Solttila, H. (1986)  
Output, Wages and the Demand for Labour: Some Evidence from Panel  
Data. Suomen Pankin kansantalouden osaston keskustelualoitteita  
10/86.
- Santamäki, T. (1986)  
Komiteanmietintö 1986:40. Työvoimaministeriö. Työllisyystutkimus-  
toimikunnan mietinnön liite. Työllisyystoimikunnalle laaditut  
selvitykset. Valtion painatuskeskus, 1987.
- Sevestre, P. and Trognon, A. (1983)  
Proprietes de grands echantillons d'une classe d'estimateurs des  
modeles autoregressifs a erreurs composees. *Annales de l'INSEE*.

## VALUUTTAPOLITIIKAN OSASTON KESKUSTELUALOITTEET

- VP 1/86 Pentti Pikkarainen  
Optimaaliset valuuttakorit ja keskuspankin avoitteet
- VP 2/86 Pentti Pikkarainen  
Optimaaliset valuuttakorit ja keskuspankkipolitiikan tavoitteet: empiirinen sovellutus
- VP 3/86 Peter Johansson ja Heikki Solttila  
Valuuttakurssi- ja korkoepävarmuuden vaikutuksista yritysten ja pankkien käyttäytymiseen
- VP 4/86 Jorma Hietalahti  
Pääomanliikkeiden rakenteellisista muutoksista ja säätelyjärjestelmän yleispiirteistä vuosina 1975-1984
- VP 5/86 Esko Sydänmäki  
Kansainvälinen valuuttayhteistyö ja IMF
- VP 6/86 Johnny Åkerholm ja Juha Tarkka  
Kan de nordiska länderna föra en självständig penningpolitik?
- VP 7/86 Pentti Pikkarainen ja Matti Viren  
New Evidence on Long Swings
- VP 8/86 Ahti Huomo  
Valuutansäännöstelyn talouspoliittinen käyttö eräissä OECD-maissa
- VP 9/86 Tapio Korhonen  
Valuuttamarkkinat ja niiden kytkeytyminen rahamarkkinoihin
- VP 10/86 Kerstin Heinonen  
Kansainvälisen valuuttajärjestelmän uudistamishdotukset - tavoitevälien asettaminen valuuttakursseille
- VP 10/86 Kerstin Heinonen  
Förslag till reform av det internationella valutasystemet - målzoner för växelkurserna
- VP 11/86 Pentti Pikkarainen  
Euromarkkinat ja korkojen määräytyminen



- VP 1/87 Jorma Hietalahti ja Heikki Solttila  
Odotusten muodostumisesta valuuttamarkki-  
noilla
- VP 2/87 Eero Vuohula  
ECU välineenä rahoitusmarkkinoilla
- VP 3/87 Heikki Solttila ja Peter Johansson  
Markkinakorko ja rahan kysyntä Suomessa:  
Estimointituloksia 1980-luvun aineistolla
- VP 4/87 Juhani Raatikainen  
Markan tuottokäyrän tulkinta
- VP 5/87 Esko Aurikko  
Rationaaliset valuuttakurssiodotukset ja  
valuuttapolitiikka