

# Suhdannebarometri ja työpaikkavirrat

Pekka Ilmakunnas

*PhD, professori*

Helsingin Kauppakorkeakoulu

## 1. Suhdannekyselyaineistojen hyödyistä

Työpaikkojen syntymistä ja häviämistä käsittelevää tutkimusta on tehty Suomessa runsaasti viime vuosina. Tämän on mahdollistanut aiempaa parempi mikrotason aineistojen saatavuus. Työpaikkavirtoja on laskettu teollisuustilaston, yritysrekisterin ja työssäkäyntitilaston rekisteriaineistoista. On kuitenkin olemassa myös valmiita tietoja työpaikkojen muutoksista esitetynä hieman samaan tapaan kuin työpaikkavirtatutkimuksessa. Nämä perustuvat yrityksille tehtyihin kyselyihin, joissa esitetään kvalitatiivisia kysymyksiä mm. työntekijöiden lukumäärän kehityksestä. Näistä tunnetuin Suomessa on TT:n suhdannebarometri (TT 2001), mutta samantapaisia tietoja on mm. Suomen Yrittäjien ja KTM:n pk-yritysbarometrissa (KTM ja SY 2001). Suhdannekyselyiden yhteys työpaikkavirtoihin näyttää jääneen vähäiselle huomiolle kansainvälisessäkin tutkimuksessa, sillä ainoa löytämäni tutkimus, jossa tätä käsitellään on *Schub* ja *Triest* (1998).

Työpaikkavirrat määritellään seuraavasti (ks. *Davis* ja *Haltiwanger* 1999, *Ilmakunnas* ja

*Maliranta* 2000a,b). Työpaikkojen syntymisaste JC (job creation rate) on työpaikkojen lisäys kasvavissa yrityksissä (tai toimipaikoissa) suhteutettuna näiden yritysten henkilökunnan määrään. Viimeksimainittu on yleensä kahden periodin työvoiman keskiarvo. JC voidaan myös ajatella yritysten työpaikkaosuuksilla painotetuksi summaksi positiivisista yritystason työpaikkojen muutosprosentteista. Vastaavasti työpaikkojen häviämisaste JD (job destruction rate) on itseisarvo työpaikkojen määrän muutoksesta supistuvissa yrityksissä (tai toimipaikoissa) suhteutettuna niiden henkilökunnan määrään. Tämä voidaan käsittää painotetuksi summaksi yritystason negatiivisten muutosprosenttien itseisarvoista. Näiden erotuksena saadaan työpaikkojen suhteellinen nettomuutos,  $NET = JC - JD$  ja niiden summana työpaikkojen vaihtuvuusaste tai uudelleenallokaation aste  $JR = JC + JD$  (job reallocation rate). Se mittaa työpaikkojen samanaikaista syntymistä ja häviämistä. Ylimääräisen uudelleenallokaation aste taas on  $EJR = JR - |NET|$  (excess job

reallocation rate). Se mittaa sitä työpaikkojen uudelleenallokaatiota yritysten välillä, mitä ei tarvittaisi tietyn suuruisen työpaikkojen nettomuutoksen aikaansaamiseksi.

Suhdannebarometrityyppiset kyselyt sisältävät tiedon siitä, kuinka suuri osa vastaajista on lisännyt henkilökuntaansa ja kuinka suuri osa on sitä vähentänyt. Tyypillisesti nämä vastaukset on vielä painotettu henkilöstömäärillä. Siten R (”raise”), niiden yritysten (painotettu) osuus, jotka ovat lisänneet henkilökuntaansa, kertoo itse asiassa sen miten suuri osa teollisuuden työvoimasta on niissä yrityksissä, joissa on tapahtunut työpaikkojen syntymistä, ts. joissa JC on nollasta poikkeava. Vastaavasti F (”fall”), niiden yritysten (painotettu) osuus, jotka ovat vähentäneet henkilökuntaansa, kertoo sen miten suuri osa työvoimasta on niissä yrityksissä, joissa on tapahtunut työpaikkojen häviämistä, ts. joissa JD on nollasta poikkeava.  $1 - R - F$  on taas niiden yritysten (painotettu) osuus, jotka vastaavat, että työvoiman määrässä ei ole tapahtunut muutosta. Edellisen mukaisesti tämä voidaan tulkita ko. yritysten työvoimaosuudeksi. Näiden avulla voidaan laskea ns. saldoluku  $B = R - F$  (”balance”), joka voidaan rinnastaa nettomuutokseen. Periaatteessa voidaan myös laskea eräänlaiset uudelleenallokaation ja ylimääräisen uudelleenallokaation mittarit,  $R + F$  ja  $R + F - |B|$ .

Suhdannebarometrityyppisen tiedon käyttö työpaikkavirtalukujen rinnalla voisi olla hyödyllistä monestakin syystä. Ensinnäkin tietoja voidaan käyttää tarkistettaessa, että mikrotason aineistoa käsiteltäessä tehdyt erilaiset ratkaisut mm. aineiston rajauksista eivät ole vaikuttaneet liikaa aineiston laatuun. Toiseksi, barometritietoja on saatavilla neljännesvuosittain, joten ne mahdollistavat työpaikkavirtojen tarkastelun tiheämmällä aikajänteellä kuin vuositasen re-

kisteriaineistoilla. Kolmanneksi, barometritietoja on saatavilla huomattavasti lyhyemmällä viipeellä kuin rekisteriaineistoja, joista varsinaiset työpaikkavirrat lasketaan. Neljänneksi, barometriaineistot sisältävät myös tietoja työpaikkojen määrän ennakoidusta kehityksestä.

## 2. Työpaikkavirrat TT:n barometriaineiston valossa

TT:n suhdannebarometrissa on seuraavia henkilökuntaa koskevia kysymyksiä<sup>1</sup>: 1. Kuinka suuri on yrityksen henkilökunnan määrä vuotta aikaisempaan verrattuna? 2. Kuinka suuri on yrityksen henkilökunnan määrä verrattuna määrään 3 kk sitten? 3. Kuinka suuren henkilökunnan määrään odotetaan olevan 3 kk:n kulluttua nykyiseen verrattuna? Kaikissa tapauksissa kvalitatiivisina vastausvaihtoehtoina ovat ”suurempi”, ”pienempi” ja ”ei muutosta”. Tässä käsitellään näistä kysymyksistä ensimmäistä, sillä se on parhaiten vertailukelpoinen muihin työpaikkavirtalukuihin, jotka on laskettu vuosiaineistosta. Lisäksi rajoitutaan teollisuuteen. Barometrilukuja vuosilta 1981–2000 verrataan teollisuuden työpaikkavirtoihin, jotka on laskettu teollisuustilaston toimipaikka-aineistosta vuosille 1981–1997, yritysrekisterin toimipaikka-aineistosta vuosille 1989–1998 sekä työssäkäyntitilaston yksilöaineistosta vuosille 1988–1997. TT:n barometriluvut ovat nel-

<sup>1</sup> Barometrissa on kysymyksiä myös tuotannosta, varastoista, viennistä jne., joten periaatteessa niiden avulla voidaan tutkia myös esimerkiksi tuotannon nettomuutoksen komponointia bruttovirtoihin, samanaikaiseen ”tuotannon syntymiseen” joissakin yrityksissä ja ”tuotannon häviämiseen” toisissa yrityksissä. Nämä voidaan tietenkin laskea rekisteriaineistostakin, kuten alan tutkimuksessa on jonkin verran tehtykin.

jännesvuosittaisia<sup>2</sup>, joten niistä on laskettava vuositason luvut. Periaatteessa voidaan ajatella (ainakin) kahta vaihtoehtoa: joko otetaan keskiarvo neljännesvuosiluvuista tai käytetään vuoden viimeisen neljänneksen lukuja. Ensimmäinen vaihtoehto vastaa teollisuustilaston ja yritysrekisterin käytäntöä raportoida työvoiman määrä vuoden keskimääräisenä työntekijämääränä. Jälkimmäinen taas vastaa paremmin työssäkäyntitilastoa, jossa työntekijöiden yhteys toimipaikkoihin on määritelty vuoden lopun tilanteen mukaan. Tässä käytetään ensimmäistä vaihtoehtoa.

Työpaikkavirtalukujen ja barometrulukujen välillä voi olla eroa useista eri syistä. Ensinnäkin, kuten jo edellä on todettu, ne kertovat hieman eri asian, työpaikkojen muutoksen vs. työvoimaosuuden. Toiseksi, barometrin vastaukset antavat kvalitatiivisen vastauksen, joka perustuu tavanomaiseen prosenttimuutokseen eikä lukuun, jossa muutos olisi suhteutettu kahden periodin keskiarvoon kuten työpaikkavirtaluvuissa. Työpaikkojen E prosenttimuutos on  $\Delta E_t/E_{t-1}$ , kun taas työpaikkavirroissa käytetään kaavaa  $\Delta E_t/((E_t + E_{t-1})/2) = \Delta E_t/((\Delta E_t + 2E_{t-1})/2) = (\Delta E_t/E_{t-1})/(1 + (\Delta E_t/E_{t-1})/2)$ , joten viimeksi mainittu on pienempi kuin tavanomainen prosenttimuutos, kun E kasvaa, ja itseisarvoltaan suurempi, kun E alenee. Kolmanneksi, barometrikyselyissä on ns. indifferenssi-intervalli, joka on määritelty tapaukseksi ”ei muutosta”. TT:n kyselyssä tämä on määritelty siten, että ”kasvaa” tarkoittaa yli 2 %:n kasvua ja ”vähenee” yli 2 %:n vähennystä. Indifferenssi-intervalli on siten  $[-c, c] = [-0,02,$

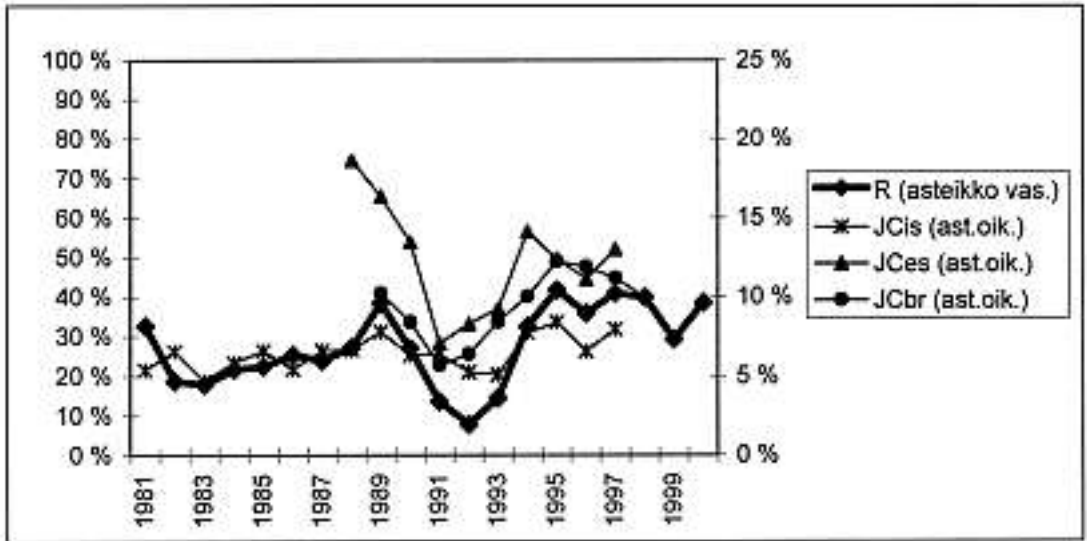
0,02]. Sen sijaan työpaikkavirtalaskelmissa pienetkin positiiviset tai negatiiviset muutokset on otettu huomioon. Neljänneksi barometrikyselyn vastaukset koskevat yrityksiä, joskin suurempien yritysten osalta vastaukset voivat koskea toimipaikkoja tai tuotannonaloja (TT 2001). Sen sijaan tässä käytettävät työpaikkavirtaluvut koskevat toimipaikkoja. Periaatteessa yritystason työpaikkavirrat ovat pienempiä kuin toimipaikkatason, sillä edellisissä ei tule otetuksi huomioon työpaikkojen muutosten heterogeenisuutta saman yrityksen eri toimipaikkojen välillä. Toisaalta yritysaineistossa fuusiot yms. yritysrakenteen muutokset aiheuttavat suuria näennäisiä työpaikkavirtoja. Siten yritys- ja toimipaikkatason työpaikkavirrat eivät välttämättä eroa kovin paljon toisistaan. Lopuksi, työpaikkavirrat on laskettu rekisteriaineistoista, kun taas barometri on kysely, jonka kattavuus on pienempi, esim. vuonna 2001 noin 550 yritystä, joiden henkilökunnan määrä on yhteensä yli 200 000 (TT 2001). Teollisuuden työvoimasta barometrikysely kattaa kuitenkin suurimman osan.

Kuviossa 1 on esitetty työpaikkojen syntymisaste teollisuudessa kolmesta eri rekisteriaineistosta laskettuna (asteikko oikealla) sekä R-luvun vuosikeskiarvo suhdannebarometrissa (asteikko vasemmalla), kuviossa 2 työpaikkojen häviämisaste rekisteriaineistoista sekä F-luvun vuosikeskiarvo barometriaineistosta, kuviossa 3 työpaikkojen nettomuutos ja barometrin saldolukujen vuosikeskiarvo, ja kuviossa 4 vastaavat EJR-luvut<sup>3</sup>. Lyhenne ”is” viittaa teollisuustilastoon (Industrial Statistics), ”br” yritysrekisteriin (Business Register) ja ”es” työssäkäyntitilastoon (Employment Statistics).

<sup>2</sup> Kyselyn ajankohhta oli aiemmin vuosineljänneksen loppu, mutta 1995/4 alkaen vuosineljänneksen alku. Vuositason keskiarvolukuihin tällä ei todennäköisesti ole paljoakaan vaikutusta.

<sup>3</sup> Lähde: työpaikkavirtaluvut: Ilmakunnas ja Maliranta (2001); barometrilluvut: ETLAn tietokanta.

Kuvio 1: Työpaikkojen syntymisaste

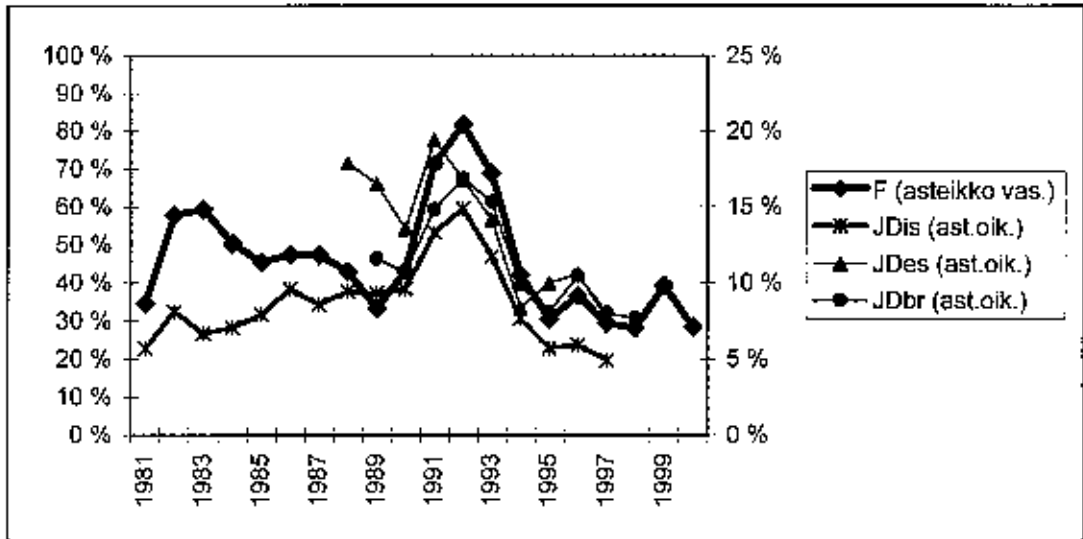


Kuviosta 1 nähdään, että suhdannebarometrin R-luvun suhdannekäänteet vastaavat suhteellisen hyvin työpaikkojen syntymisasteen käännteitä. Yksi poikkeus on se, että työssäkäyntitilaston ja yritysrekisterin aineistoissa JC:n alin piste ajoittuu vuoteen 1991, kun taas teollisuustilaston aineistossa vuoteen 1993 ja barometrin R-luvussa vuoteen 1992. Jos käytettäisiin barometriaineistosta vuoden viimeisen neljänneksen lukuja, käänne olisi niissä vuonna 1991. 1980-luvun alkupuolella barometrin R-luvun ja JCis-lukujen kehitys on saman suuntainen, joskin käänneasteiden ajoituksessa on hieman eroa. Kaiken kaikkiaan teollisuustilastosta laskettujen lukujen suhdannevaihtelu on pienempää kuin muiden sarjojen. Kaikista kuvioista havaitaan selvästi, että työssäkäyntitilaston aineistossa työpaikkojen syntymis- ja häviämisaasteet ovat liian suuria vuosina 1988–90, mi-

hin on aiemminkin kiinnitetty huomiota (Ilmakunnas ja Maliranta 2000b, 2001).

Kuvion 2 mukaan työpaikkojen häviämisaasteen ja barometrin F-luvun vaihtelu on varsin samankaltaista. Jälleen 1990-luvun alun laman ajoitus on eri sarjoissa hieman erilainen. Kun JDes-luvuissa suurin työpaikkojen häviämisaaste ajoittuu vuoteen 1991, muissa aineistoissa se on vuonna 1992. Vuoden viimeisen neljänneksen tiedon käyttö barometrissa siirtäisi käänneasteen vuoteen 1991. 1980-luvun kehitys on barometrin ja teollisuustilaston perusteella hieman erilainen. Tämä voi johtua siitä, että suhdannebarometrin kysymys yrityksen henkilöstöstä koski aiemmin työntekijöiden lukumäärää, mutta vuodesta 1989 alkaen henkilökunnan määrää. Yritysten työvoiman rakenne on voinut muuttua siten, että työntekijöiden määrä on vähentynyt enemmän kuin toimihenkilöiden.

Kuvio 2: Työpaikkojen häviämistasite



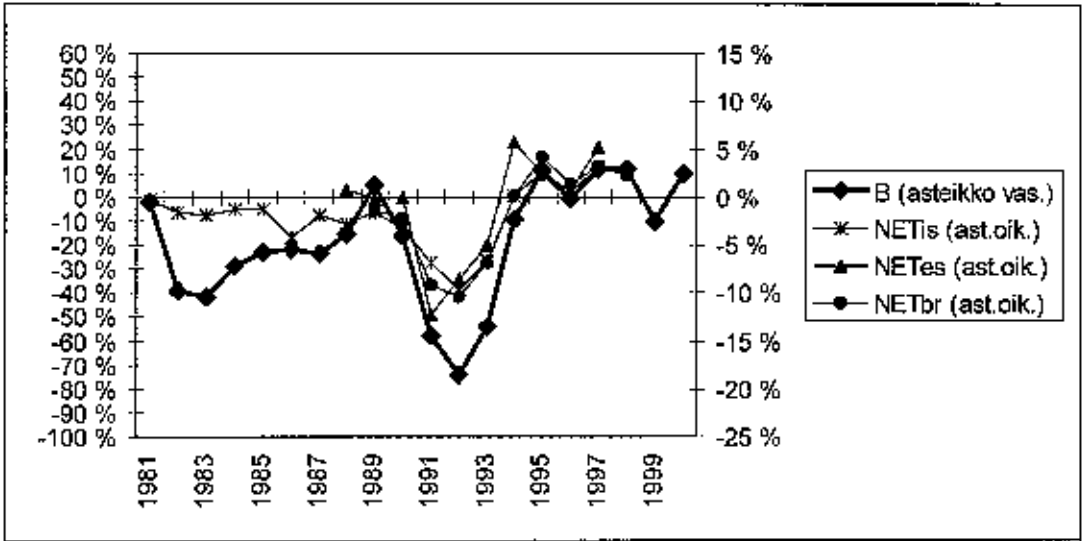
Barometrin saldoluvun ja työpaikkojen muutosten nettolukujen vaihtelu on myös varsin samanlaista (kuvio 3), samoin kuin EJR-lukujen ja barometrista lasketun mittarin  $R + F - |B|$  (kuvio 4). Pienet erot suhdannekäänteissä ovat samankaltaisia kuin edellä. Barometrilukujen mukaan F-luku on voimakkaasti vastasyklinen, kun taas R-luku on heikommin myötäsyklinen. Tämän seurauksena työpaikkojen uudelleenallokoinnin mittari  $R + F$  on selvästi vastasyklinen (ei näytetty kuvioissa), mikä näyttäisi tukevan alan teoreettisessa kirjallisuudessa esitettyjä hypoteeseja. Muut aineistot antavat kuitenkin tässä suhteessa ristiriitaisia tuloksia Suomen osalta (ks. Ilmakunnas ja Maliranta 2000b, 2001). Jos kuitenkin käytetään uudelleenallokaation mittarina ylimääräistä uudelleenallokaatiota, barometriaineistosta laskettu tunnusluku  $R + F - |B|$  on selvästi myö-

täsyklinen (kuvio 4), ts. näin mitattuna uudelleenallokaatio väheni laman aikana. Tämä on sopusoinnussa rekisteriaineistoilla saatujen tulosten kanssa.

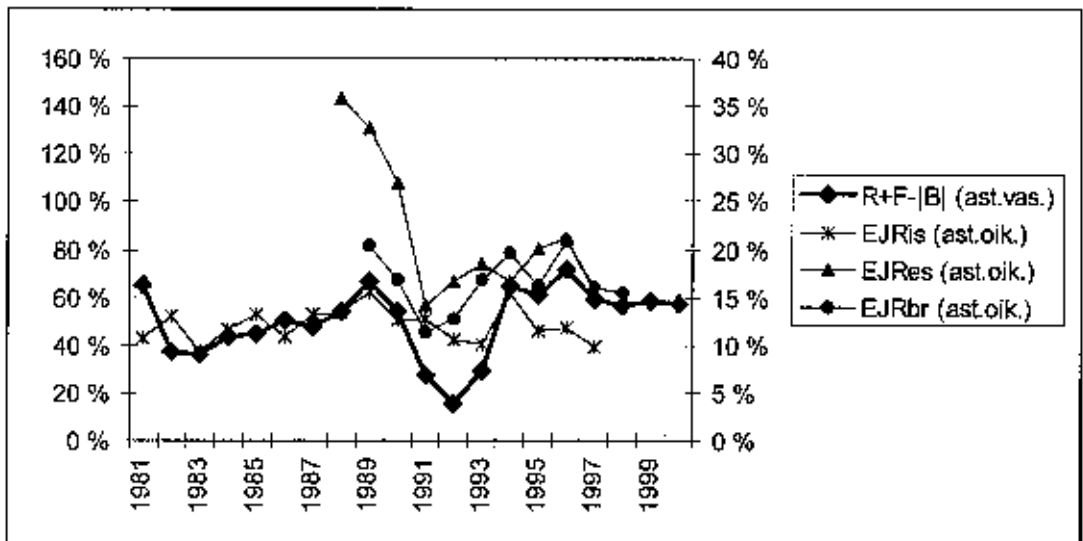
Syvimmän laman aikana barometrilukujen suhdannevaihtelu on ollut voimakkaampaa kuin työpaikkavirtojen. Tämä on sopusoinnussa sen kanssa, että barometriluvut kuvaavat työpaikkaosuuksia. Aiemman tutkimuksen mukaan (Ilmakunnas ja Maliranta 2000a, 2001) sekä työpaikkojen syntymis- että häviämistasiteen suhdannevaihtelussa kasvavien tai supistuvien yksiköiden työvoimaosuudet muuttuvat selvästi enemmän kuin niiden kasvu- tai supistumisprosentit.

Mielenkiintoinen havainto on, että barometrilukujen perusteella työpaikkojen syntymisessä näyttäisi tapahtuneen selvä aleneminen ja häviämisesässä kasvu vuonna 1999, mutta vuon-

Kuvio 3: Työpaikkojen nettomuutos



Kuvio 4: Työpaikkojen ylimääräinen uudelleenallokaatio



na 2000 työpaikkoja on jälleen hävinnyt vähemmän ja syntynyt enemmän. Ylimääräinen uudelleenalokaatio ei ole kuitenkaan juurikaan muuttunut, vaan ilmiö on liittynyt nimenomaan työpaikkojen määrän nettomuutokseen. Nähtäväksi jää, miten tämä vaihtelu jatkossa näkyy rekisteriaineistoissa.

### 3. Barometrilukujen kvantifioinnista

Usein barometriaineistosta saatuja aggregaattilukuja on pyritty kvantifioimaan, jotta saataisiin selville prosenttimuutos tutkituissa muuttujissa. Näin on tehty erityisesti testattaessa odotettuja muutoksia koskevien vastausten rationaalisuutta tai käytettäessä odotuksia kuvaavia muuttujia ekonometrisissa malleissa (esim. Pesaran 1987, Ilmakunnas 1989, Pehkonen 1992). Sen sijaan kun barometriaineistoa käytetään ennustamisessa, ei muuttujia tyypillisesti kvantifioida, vaan niitä käytetään sellaisenaan tai niistä voidaan ottaa erilaisia transformatioita (esim. Öller 1990, Rahiala ja Teräsvirta 1993, Kauppi, Lassila ja Teräsvirta 1996). Työpaikkavirtoja tutkittaessa olisi hyödyllistä saada arvioiduksi barometrivastausten sisältämä tieto työpaikkavirtojen asteista.

Kvantifioinnissa on periaatteessa kaksi vaihtoehtoa. Ns. todennäköisyysmenetelmässä oletetaan, että vastaukset noudattavat jotakin tiettyä jakaumaa, yleisimmin tasajakaumaa, normaalijakaumaa tai logistista jakaumaa. Kunakin vuonna on kaksi havaintoa, R- ja F-luvut, joiden avulla voidaan laskea jakauman odotusarvo ja varianssi, jos indifferenssi-intervalli tunnetaan tai voidaan arvioida. Kun käytetään normaalijakaumaa, odotusarvo on  $\mu = c(f+r)/(f-r)$  ja keskijajonta  $\sigma = 2c/(r-f)$ , missä  $r = \Phi^{-1}(1-R)$ ,  $f = \Phi^{-1}(F)$  ja  $\Phi^{-1}$  on käänteis-

nen kumulatiivinen standardinormaalijakauma (esim. Pesaran, 1987). Toinen mahdollisuus on regressiomenetelmä, jossa todellista sarjaa selitetään barometrin saldoluulla ja vakiolla. Mallin sovite on kvantifioitu sarja. Menetelmää voidaan soveltaa myös siten, että saldoluun sijasta käytetään R- ja F-luvuja erikseen.

Kvantifiointia koskeva tutkimus on keskitynyt arvioimaan jakauman odotusarvoa, mikä tässä sovelluksessa vastaa työpaikkojen nettomuutosten odotusarvoa kunakin vuonna. Työpaikkavirtatutkimuksessa ollaan kuitenkin kiinnostuneita erikseen työpaikkojen bruttolisäyksen ja bruttovähennyksen arvoista. Ei ole aivan ilmeistä, miten kvantifiointi tulisi tässä tapauksessa tehdä. Todennäköisyysmenetelmässä voitaisiin ajatella, että kun on ensin laskettu em. tavalla jakauman odotusarvo ja keskijajonta, niin kvantifioitu arvo työpaikkojen syntymisasteelle olisi sellaisen katkaistun jakauman odotusarvo, joka on  $N(\mu, \sigma^2)$  katkaistuna vasemmalta indifferenssikohdasta  $c$  (tai vaihtoehtoisesti nollan kohdalta). Tämän katkaistun jakauman odotusarvo on  $\mu^+ = \mu + \sigma\phi(\alpha)/(1-\Phi(\alpha))$ , missä  $\phi$  on standardinormaalijakauman tiheysfunktio ja  $\Phi$  kertymäfunktio ja  $\alpha = (c-\mu)/\sigma$  (esim. Greene 2000). Kvantifioitu arvo JC:lle olisi siten  $\mu^+$ . Vastaavasti työpaikkojen häviämisasteen kvantifioitu arvo olisi itseisarvo sellaisen katkaistun jakauman odotusarvosta, joka on  $N(\mu, \sigma^2)$  katkaistuna oikealta kohdasta  $-c$  (tai vaihtoehtoisesti nollan kohdalta). Tämän katkaistun jakauman odotusarvo on  $\mu^- = \mu - \sigma\phi(\beta)/\Phi(\beta)$ , missä  $\beta = (-c-\mu)/\sigma$ , joten kvantifioitu arvo JD:lle olisi  $|\mu^-|$ . Ongelma on kuitenkin, että näin saatujen kvantifioitujen JC- ja JD-lukujen erotuksena saatava arvio nettomuutoksesta ei ole sama kuin suoraan kvantifioitu NET-luku, ts.  $\mu^+ - |\mu^-| \neq \mu$ , joten nettomuutokselle on kaksi vaihtoehtoista arvoa.

Empiiriset kokeilut TT:n aineistolla osoittivat joka tapauksessa, että kaikkien kvantifioitujen lukujen suhdannevaihtelut olivat selvästi lievempiä kuin työpaikkavirtalukujen. Kvantifiointi ei toimi hyvin, kun työpaikkavirtojen asteet ovat suuria.

Toinen ongelma kvantifioinnissa on, että ”kasvaa” ja ”vähenee” vastaukset käyttäytyvät jossakin määrin epäsymmetrisesti verrattuna rekisteriaineistoista laskettuihin työpaikkojen syntymis- ja häviämistäasteisiin. Tätä voidaan havainnollistaa seuraavalla yksinkertaisella laskelmalla. Kuviossa 1 R-lukujen keskiarvo vuosina 1989–98 on 28,0 %, JCbr-lukujen keskiarvo on 9,4 % ja näiden keskiarvojen suhde on 3,0. Kuviossa 2 taas F-lukujen keskiarvo on 48,6 % ja JDbr-lukujen 11,8 %, joten niiden suhde on 4,1. Kyseessä voi olla vastaajien erilainen mielikuva positiivisista ja negatiivisista muutoksista<sup>4</sup>. Toinen mahdollisuus on se, että työpaikkojen lisäykset ja vähennykset ovat aidosti epäsymmetrisiä. Kun työpaikkoja häviää, supistuvissa yrityksissä voi olla paljon työvoimaa, mutta pienet keskimääräiset vähennysprosentit, kun taas työpaikkojen syntymisessä kasvuprosentit voivat olla suuria, mutta työvoimaosuus pieni. Rekisteriaineistot eivät kuitenkaan tue tätä hypoteesia.

Regressiomenetelmä saattaisi soveltua paremmin barometriaineiston kvantifiointiin. Ongelmana on kuitenkin se, että aikasarjat ovat varsin lyhyitä. Näyttääkin siltä, että barometriaineiston tietoja voidaan käyttää lähinnä mitaamaan ja ennakoimaan työpaikkavirtojen suhdannevaihtelua. Sen sijaan niiden avulla on

vaikea arvioida suoraan työpaikkavirtojen asteen suuruutta. Suhdannekkänteiden arvioinnissa olisi mahdollista transformoida R- ja F-lukuja esimerkiksi muotoon  $\ln(R/(1-R))$  ja  $\ln(F/(1-F))$  tai  $\ln(R/(1-R-F))$  ja  $\ln(F/(1-R-F))$  (ks. Öller 1990). Kokeilut TT:n aineistolla osoittivat kuitenkin, että ainakin silmämääräisesti transformoimattomat barometriluvut näyttävät seuraavan paremmin todellisia työpaikkavirtasarjoja.

#### 4. Johtopäätökset

Edellä on esitetty vertailu rekisteriaineistoista lasketuista työpaikkavirroista ja TT:n suhdannebarometrin yritysten henkilökunnan kehitystä koskevista arvioista. Se osoittaa, että eri aineistot antavat suhteellisen samankaltaisen kuvan työvoiman suhdannevaihteluista 1990-luvulla. Tämä lisää luottamusta siihen, että laskettaessa työpaikkavirtoja mikroaineistojen pohjalta ei ole tehty sellaisia ratkaisuja, jotka olisivat oleellisesti huonontaneet lukujen luotettavuutta. Samankaltainen kehitys eri aineistoissa osoittaa myös, että barometrin tuloksia voidaan hyödyntää ajantasalla olevan tiedon saamiseksi työpaikkavirtojen suhdannekkänteistä ennen kuin rekisteriaineistot valmistuvat. Sen sijaan barometri soveltunee huomattavasti tarkkojen arvioiden tekemiseen työpaikkavirtojen asteista. □

#### Kirjallisuus

- Davis, S.J. ja Haltiwanger, J.C., ”Gross job flows”, O. Ashenfelter ja D. Card., toim., *Handbook of Labor Economics*, vol. 3B, 1999, ch. 41  
Greene, W.H., *Econometric Analysis*, 4<sup>th</sup> ed., Prentice Hall, 2000

<sup>4</sup> Barometriaineiston tuotannon kasvua ja supistumista koskevien odotustietojen epäsymmetrisyyteen ovat kiinnittäneet huomiota mm. Rabiala ja Teräsvirta (1993) sekä Kauppi, Lassila ja Teräsvirta (1996).



- Ilmakunnas, P., "Survey expectations vs. rational expectations in the estimation of a dynamic model: demand for labor in the Finnish manufacturing", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 1989, No. 3, 297–314
- Ilmakunnas, P. ja Maliranta, M., *Työpaikkojen syntyminen ja häviäminen ja työvoiman vaihtuvuus*, Työministeriö, Työpoliittinen tutkimus 209, 2000 (a)
- Ilmakunnas, P. ja Maliranta, M., "Työpaikkojen ja työntekijöiden vaihtuvuus laman ja elpymisen aikana", *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 2000, No. 2, 233–248 (b)
- Ilmakunnas, P. ja Maliranta, M., *The Turnover of Jobs and Workers in Finland*, Työministeriö, Työpoliittinen tutkimus, 2001 (tulossa)
- Kauppa- ja teollisuusministeriö ja Suomen Yrittäjät, "Pk-yritysbarometri", Suhdanneosa 1/2001, [http://www.yrittajat.fi/viestinta/17\\_baro5.htm](http://www.yrittajat.fi/viestinta/17_baro5.htm)
- Kauppi, E., Lassila, J. ja Teräsvirta, T., "Short-Term Forecasting of Industrial Production with Business Survey Data: Experience from Finland's Great Depression 1990–1993", *International Journal of Forecasting* 12, 1996, 373–381
- Pehkonen, J., "Survey Expectations and Stochastic Trends in Modelling the Employment-Output Equation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 1992, 579–89
- Pesaran, M.H., *The Limits to Rational Expectations*, Blackwell, 1987
- Rahiala, M. ja Teräsvirta, T., "Business survey data in forecasting the output of Swedish and Finnish metal and engineering industries: a Kalman filter approach", *Journal of Forecasting* 12, 1993, 255–271
- Schuh, S. ja Triest, R.K., "Job reallocation and the business cycle: New facts for an old debate", J.C. Fuhrer ja S. Schuh, toim., *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles?*, Conference Series No. 42, Federal Reserve Bank of Boston, 1998, 271–337
- Teollisuuden ja Työnantajain Keskusliitto, "TT:n Suhdannebarometri", huhtikuu 2001, <http://www.tt.fi/suhdanne/baro/>
- Öller, L.-E., "Forecasting the business cycle using survey data", *International Journal of Forecasting* 6, 1990, 453–461