

## Keskusteluaiheita Discussion papers

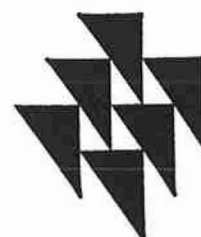
Juha Ahtola - Rolf Maury

Työttömyysasteystälöstä ETLAn  
kokonaistaloudellisessa mallissa

No 152

24.5.1984

This series consists of papers with limited circulation, intended to stimulate discussion. The papers must not be referred or quoted without the authors' permission.



## 1. Johdanto

ETLAn vuosimallissa, ks. Vartia (1974), Vajanne-Pylkkänen-Salmi (1980) ja Pylkkänen-Kinnunen (1981), työvoimalohko koostuu kahdesta rakenneyhtälöstä, toinen työpanoksen kysynnälle ja toinen työttömyysasteelle. Työpanosta mitataan ns. ansiotyöpanos II-sarjalla, joka on palkkasumma jaettuna ansiotasoindeksillä. Mallin tämänhetkiset PNS-menetelmällä vuosille 1951-1970 estimoidut yhtälöt ovat

$$(1) \quad \hat{a}_t = .549 y_t + .060 y_{t-1} + .049 K_t - .881$$

$$(2) \quad \Delta U_t = -.287 a_t + .679$$

missä  $a_t$  = ansiotyöpanoksen %-muutos,  
 $y_t$  = bruttokansantuotteen volyymin %-muutos,  
 $y_{t-1}$  =  $y_t$  yhdellä vuodella viivästettynä,  
 $K_t$  = yritysten voittomarginaali ja  
 $\Delta U_t = U_t - U_{t-1}$ , jossa  $U_t$  on työttömyysaste

Yhtälön (2) äärimmäisen yksinkertaisen rakenteen takana on ns. "discouraged worker"-hypoteesi, jonka mukaan muutokset työvoiman tarjonnassa seuraavat sen kysynnän muutoksia.<sup>1)</sup> Tämä spesifikaatio toimii kutakuinkin tyydyttävästi 1950- ja 1960-luvulla, jolloin esimerkiksi työvoiman ikäjakaumassa ja naisten työhönosallistuvuudessa ei tapahtunut merkittäviä rakenteellisia muutoksia. Työikäisen väestön työhönosallistumisasteen muutokset seurasivat

---

1) Ks. esim. Kähkönen 1979, s. 252.

suhdannevaihteluita. Samalla kuitenkin itse osallistumisaste oli selvässä laskusuunnassa yleisen hyvinvoinnin lisääntyessä.

Erityisesti suurten ikäluokkien siirtyminen työmarkkinoilla niihin ikäluokkiin, joissa työhönosallistuvuus on yleensä suurin, on aiheuttanut 1970-luvulla selvän rakennemuutoksen työvoiman tarjontaan, ja samalla heikentänyt "discouraged worker"-hypoteesin mahdollisuuksia yksin selittää muutoksia työttömyysasteessa. Tämän raportin pääasiallisena tarkoituksena onkin keskittyä työvoiman tarjonnan tarkasteluun ja siinä erityisesti kysyntäjohteisen komponentin erottamiseen eksogeenisistä tarjontatekijöistä. Ehdotettava ratkaisu on varsin mekanistinen, sillä eksogeeninen tarjontatekijä arvioidaan tässä yksinkertaisesti osallistumisasteen trendinä estimointiajanjaksona (ks. kuvio 1).

Trendin taustamuuttujiin ei tässä kirjoituksessa yksityiskohtaisesti puututa, vaikka erityisesti pitemmän aikavälin ennusteita varten tämä olisi lähes välttämätöntä. Työvoimaministeriössä on äskettäin julkaistu tutkimus, jossa työvoiman tarjontaa ja siihen vaikuttavia tekijöitä on tarkasteltu yksityiskohtaisesti sekä lisäksi projisoitu potentiaalisia työhönosallistumisasteita aina vuoteen 1990 asti (Työvoimaministeriö 1983).

Käsillä olevan työn tavoitteeksi voi pelkistää kysyntäjohteisen komponentin ja eksogeenisen, suhdanteista riippumattoman, tarjontakomponentin erottamisen sekä näiden tekijöiden vaikutusten arvioimisen työttömyysasteen vaihteluille.

## 2. Työttömyysaste yhtälön spesifiointi

Merkitään

$n_t^s$  = työvoiman tarjonnan  $N_t^s$  %-vuosimuutos

$n_t^d$  = työvoiman kysynnän  $N_t^d$  %-vuosimuutos.

Tällöin saadaan approksimatiivisesti

$$(3) \quad \Delta U_t \approx n_t^s - n_t^d,$$

Edelleen

$$(4) \quad n_t^s \approx \ell pr_t + popw_t,$$

missä

$\ell pr_t$  = työhönohallistumisasteen  $\frac{N_t^s}{Popw_t}$  %-vuosimuutos,

$Popw_t$  = työikäinen väestö (15 - 74 vuotiaat) ja

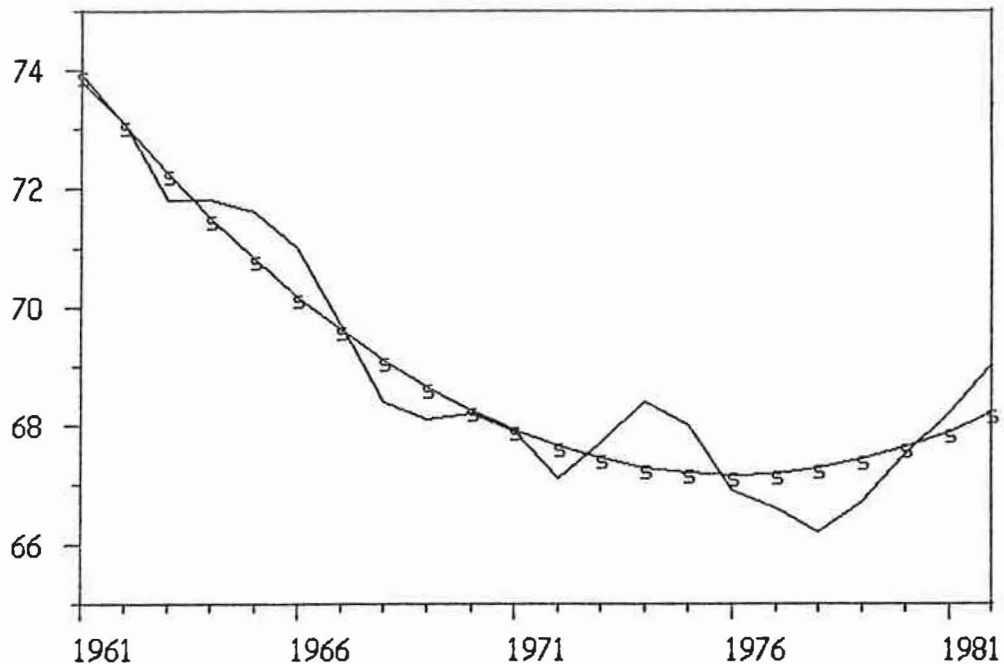
$popw_t$  =  $Popw_t$ :n %-vuosimuutos.

Koska  $popw_t$  on eksogeenisesti saatavissa, niin selitys työvoiman tarjonnan vaihteluille yhtälössä (4) voidaan etsiä osallistumisasteen vaihteluista.

Kuviossa 1 on esitetty työhönosallistumisasteen tasot  $Lpr_t$  vuosina 1961-82 (yhtenäinen viiva) sekä näihin sovitettu toisen asteen trendi (s)

$$F_t^{tr} = 74.851 - .959 t + .030 t^2$$

Kuvio 1. Työhönosallistumisaste ja sen trendi (s)



Estimoidun trendin  $F^{tr}$  ajatellaan sisältävän osallistumisasteeseen vaikuttavien tekijöiden rakenteelliset muutokset. Työhönosallistumisasteessa tapahtui 1950-luvun puolivälin ja 1970-luvun välisenä aikana voimakasta rakenteellista alenemista, mitä tapahtui etenkin nuorimpien ja vanhimpien ikäluokkien osalta. Työhönosallistuvuuden aleneminen johtui mm. koulutusajan pidentymisestä sekä eläkeikärajan alentumisesta. Myös eräät sosiaalipoliittiset toimenpiteet (esim. työkyvyttömyyseläkejärjestelmä) vaikuttivat tähän. Yleisesti ottaen elintason nousu mahdollisti tämänsuuntaisen kehityksen. Useat työvoiman tarjontaan vaikuttavat

rakenteelliset tekijät ovat aiheuttaneet kansantalouden keskimääräisen työhönosallistumisasteen kääntymisen selvään nousuun 1970-luvun loppupuoliskolla. Merkittävänä tekijänä oli mm. suurten ikäluokkien siirtyminen niihin ikäluokkiin, joissa työhönosallistuvuus on yleensä suurin. Eräänä syynä on myös ollut naisten lisääntyvä työhöntulo. Työvoiman kysynnän painopiste on viimeisen kymmenen vuoden aikana ollut naisvaltaisissa palveluelinkeinoissa. Syntyneisyyden lasku, asenteiden muuttuminen ja työmarkkinoiden luonteen muuttuminen ovat osaltaan lisänneet naistyövoiman tarjontaa. Aktiivista hakeutumista työmarkkinoille on myös lisännyt 1970-luvun puolivälin jälkeinen aikaisempiin vuosikymmeniin verrattuna hitaampi kotitalouksien reaalityövoiman kasvu. Samaan suuntaan on vaikuttanut uusien työpaikkojen syntyminen tasaisemmin koko maahan kuin edellisinä vuosikymmeniä.

Trendipoikkeamat  $Lpr_t - F_t^{tr}$  on helppo yhdistää suhdannevaihteluihin. Esimerkiksi vuoden 1974 ympärillä vallinnut korkeasuhdanne imi väkeä työmarkkinoille kun taas vuosina 1977 ja 1978 laskusuhdanteen aikana työvoimaa siirtyi työvoiman ulkopuolelle.

"Discouraged worker"-hypoteesin ja eksogeenisen trendin vaikutus osallistumisasteeseen esitetään tässä käyttäytymisyhtälönä

$$(5) \quad lpr_t = \beta_0 + \beta_1 f_t^{tr} + \beta_2 n_t^d + \varepsilon_t,$$

missä  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  ja  $\beta_2$  ovat tuntemattomia parametreja ja  $f_t^{tr} = F_t^{tr} : n$  %-vuosimuutos.

Työttömyysaste-yhtälön spesifioimiseksi sijoitetaan yhtälö (5) yhtälöön (4) ja tämä edelleen yhtälöön (3), jolloin saadaan

$$(6) \quad \Delta U_t = \beta_0 + \beta_1 f_t^{tr} - (1 - \beta_2) n_t^d + \text{popw}_t + \varepsilon_t .$$

Yhtälössä (6)  $f_t^{tr}$  on likimain lineaarinen nouseva trendi, koska taso  $F_t^{tr}$  on kvadraattinen. Lisäksi huomionarvoista on, että työikäisen väestön prosenttimuutos saa kertoimen 1, koska tämä termi tulee mukaan puhtaasti laskennallisesta syystä yhtälöstä (4).

### 3. Empiiriset tulokset

Yhtälö (6) on estimoitu rajoitetulla PNS-menetelmällä vuosien 1961-1982 havainnoista. Työvoimatietojen osalta on käytetty arvioita, jotka perustuvat Tilastokeskuksen vuonna 1983 tekemiin korjauksiin työvoimatiedustelun lukuihin.

Estimoitu yhtälö on muotoa (suluissa standardipoikkeamat)

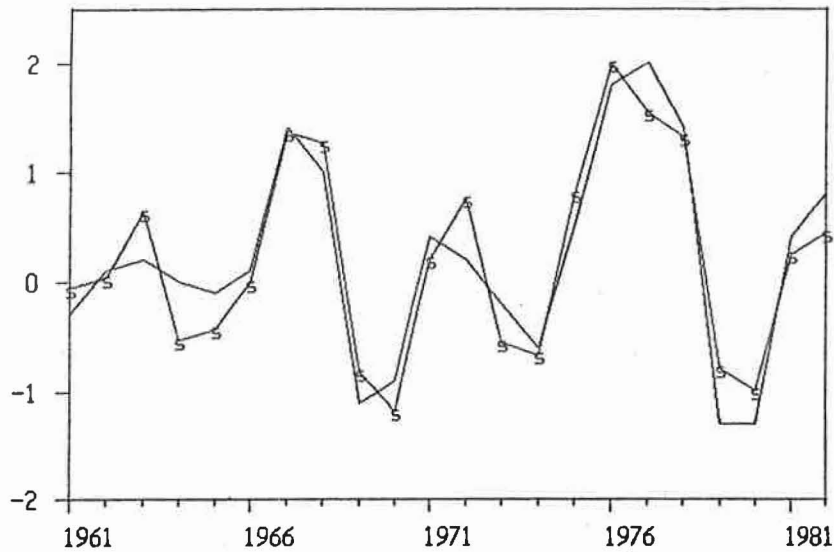
$$(7) \quad \hat{\Delta U}_t = .970 f_t^{tr} - .534 n_t^d + \text{popw}_t - .112$$

$$(.139) \quad (.046) \quad (.096)$$

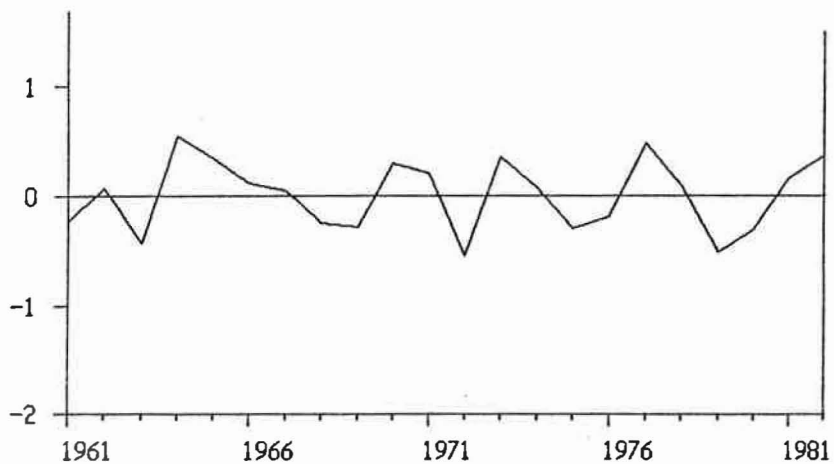
$$R^2 = .88 , \quad s^2 = .116 , \quad DW = 2.08 .$$

Sovite  $\hat{\Delta U}_t$  on piirretty yhdessä toteutuneen  $\Delta U_t$ :n kanssa kuviossa 2 ja kuviossa 3 on esitetty jäännökset  $\Delta U_t - \hat{\Delta U}_t$ .

Kuvio 2. Toteutunut  $\Delta U_t$  ja sovite (s)  $\hat{\Delta U}_t$



Kuvio 3. Jäännökset  $\Delta U_t - \hat{\Delta U}_t$



Sekä  $f_t^{tr}$ :n että  $n_t^d$ :n kertoimet ovat oikeamerkkisiä ja selvästi tilastollisesti merkitseviä. Lisäksi yhtälön selitysaste on varsin kohtuullinen ottaen huomioon, että malli on spesifioitu työttömyysasteen muutoksille eikä sen tasoille. Jäännökset eivät näytä osoittavan diagnostisesti mitään epäilyttävää mallispesifikaatiossa.

ETLAn mallin koko työvoimalohkon kannalta on huomioitava se seikka, että työn kysyntää työllisten lukumäärässä  $n_t^d$  mitattuna ei esiinny lohkon

tähänastisessa spesifikaatiossa. Ansiotyöpanoksen kysyntä on ainoa työn kysyntää kuvaava endogeeninen muuttuja.

Nopea tapa saattaa yhtälö (7) sopimaan ETLAn nykyiseen malliin olisi korvata  $n_t^d$  (7):ssä jollakin  $a_t$ :n funktiolla ja mahdollisesti estimoida malli uudestaan. Tällaisia mahdollisuuksia kokeiltiin, mutta saadut tulokset olivat selvästi huonompia kuin yhtälön (7) antamat.  $n_t^d$ :n paremmuus  $a_t$ :hen nähden työttömyysaste yhtälössä on tietysti täysin luonnollista työttömyysasteen laskentatavasta (3) johtuen.

Toinen mahdollisuus ja mielestämme suositeltavampi on konstruoida yhtälö endogeeniselle muuttujalle  $n_t^d$ . Tekemämme kokeilut osoittivat, että malli

$$(8) \quad n_t^d = .43 n_{t-1}^d + .42 y_t + .23 K_t - 2.12$$

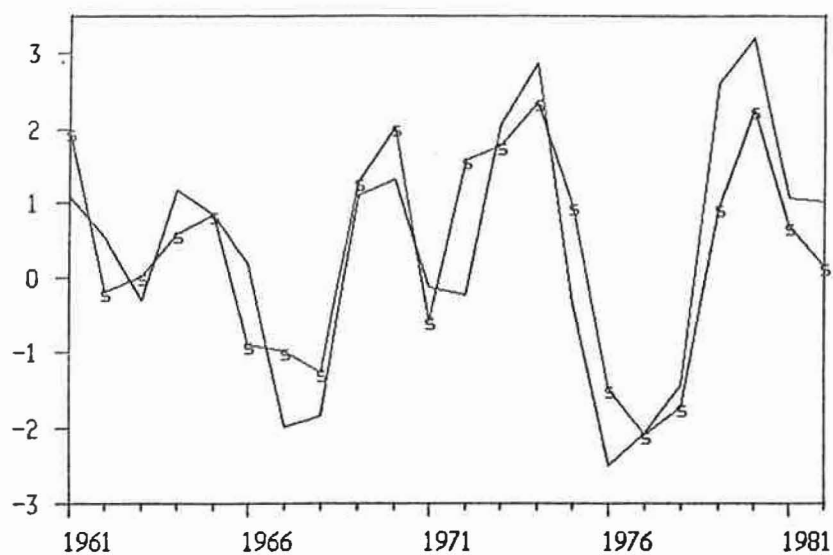
(.13)            (.07)            (.09)            (.48)

$$R^2 = .71, \quad s^2 = .873, \quad \text{Durbinin } h = .458$$

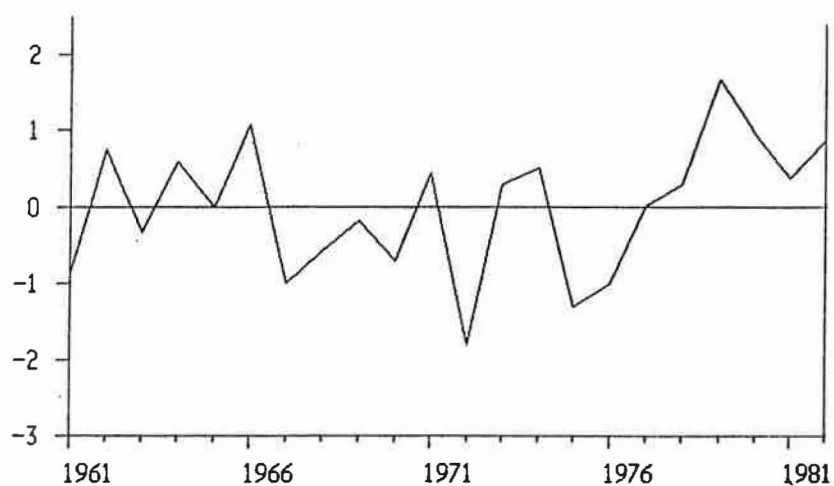
toimii parhaiten malleista, joissa selittäjinä oli  $n_{t-1}^d$ ,  $y_t$ ,  $a_t$ ,  $K_t$  tai näiden viivästettyjä arvoja.

Kuviossa 4 on esitetty sovitteen  $\hat{n}_t^d$  arvot yhdessä toteutuneen  $n_t^d$ :n kanssa ja kuviossa 5 on esitetty jäännökset  $n_t^d - \hat{n}_t^d$ .

Kuvio 4. Toteutunut  $n_t^d$  ja sovite (s)  $\hat{n}_t^d$



Kuvio 5. Jäännökset  $n_t^d - \hat{n}_t^d$



Mallin (8) selityskyky ei ole täysin tyydyttävä, mikä näkyy muutamasta suuresta residuaalista, sekä siitä, että joinakin vuosina malli ennustaa selvästi vääränsuuntaista muutosta työvoiman kysynnässä. Mallin parantamiseksi tulisi mahdollisesti tutkia elinkeinoittaista informaatiota sekä kustannustekijöitä. Tässä raportissa näihin ei kuitenkaan vielä puututa.

#### 4. Lopuksi

Olemme edellä ehdottaneet erittäin yksinkertaista lähestymistapaa kysyntäjohtaisen komponentin ja eksogeenisen, suhdanteista riippumattoman tarjontakomponentin erottamiseksi toisistaan työvoiman kokonaistarjontaan vaikuttavina tekijöinä. Tarkoituksena on ollut saada työttömyysasteen muutoksille parempi selitysmalli kuin minkä vain kysyntätekijöihin perustuva ns. "discouraged worker"-hypoteesi yksin pystyy antamaan. Luonnollinen jatko tässä paperissa esitetyille ajatuksille olisi täsmentää yksityiskohtaisemmin tarjontakomponentin sisältöä, erityisesti pitkän aikavälin ennusteita silmällä pitäen.

#### Lähteet

- Kähkönen, J. (1979). Suomen työmarkkinoiden ekonometrinen malli, Taloustieteellisen Seuran vuosikirja 1978, Helsinki
- Pylkkänen, E., Kinnunen, J. (1981). ETLAn ekonometrinen malli syyskuussa 1981. Keskusteluaiheita no. 93, ETLA, Helsinki
- Työvoimaministeriö (1983). Työvoiman tarjonnan ja kysynnän kehitys vuoteen 1990. Työvoimaministeriön Työvoimapolitiittisia tutkimuksia no. 41, Helsinki
- Vajanne, H., Pylkkänen, E., Salmi, K. (1980). ETLAn kokonaistaloudellisen mallin ohjelmistokuvaus. ETLA C:19, Helsinki
- Vartia, P. (1974). An econometric model for analyzing and forecasting short-term fluctuations in the Finnish economy, ETLA A:2, Helsinki

Liite: Vanhan ja uuden työttömyysaste-yhtälön vertailua

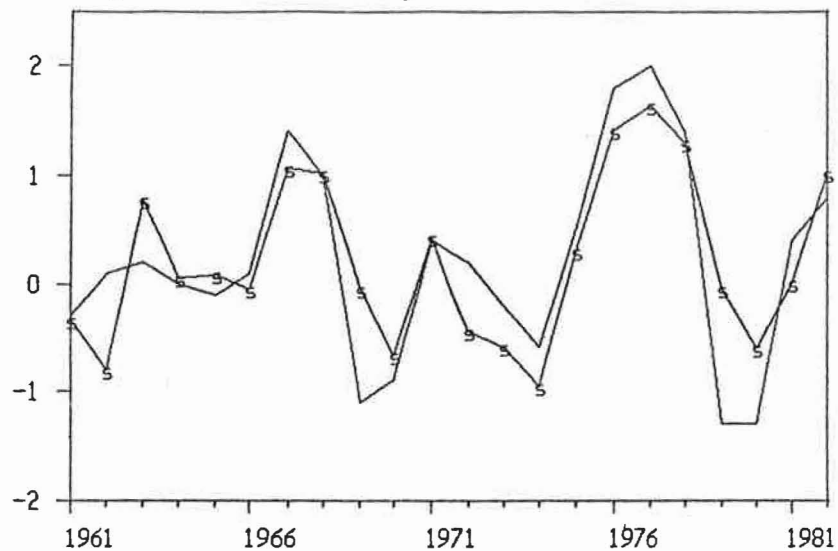
Yhtälö (2) estimoituna vuosille 1961-1982:

$$(L1) \quad \hat{\Delta U}_t = -.372 a_t + 1.031$$

$$(.056) \quad (.170)$$

$$R^2 = .69, \quad s^2 = .290, \quad DW = 1.66$$

Kuvio L1.  $\Delta U_t$  ja sovite (s)  $\hat{\Delta U}_t$  yhtälöstä (L1)



Yhtälö (6) estimoituna vuosille 1961-1982:

$$(L2) \quad \hat{\Delta U}_t = .970 f_t^{tr} - .534 n_t^d + \text{popw}_t - .112$$

$$(.139) \quad (.046) \quad (.096)$$

$$R^2 = .88, \quad s^2 = .116, \quad DW = 2.08.$$

Kuvio L2.  $\Delta U_t$  ja sovite (s)  $\hat{\Delta U}_t$  yhtälöstä (L2)

