
SUOMEN PANKIN
KANSANTALouden OSASTON
TYÖPAPEREITA

23.2.1998

2/98

Chris-Marie Rasi – Jan-Markus Viikari

Ajassa muuttuva NAIRU ja potentiaalinen
tuotanto Suomessa

Ajassa muuttuva NAIRU ja potentiaalinen tuotanto Suomessa^{*}

Suomen Pankin kansantalouden osaston työpapereita 2/98

Chris-Marie Rasi – Jan-Markus Viikari

Tiivistelmä

Tässä tutkimuksessa estimoidaan NAIRU ja potentiaalinen tuotanto Suomen neljännesvuosiaineistolla periodille 1982:1–1996:4. Menetelmä on rakenteellisten aikasarjamallien/ havaitsemattomien komponenttien (STM/UC)-menetelmä, jossa molemmat havaitsemattomat muuttujat estimoidaan yhtäaikaan mallin muiden parametrien kanssa. Identifioinnissa käytetään Okunin lain ja Philips-käyrän vakiintuneita spesifikaatioita. Havaitsemattomat muuttujat mallitetaan stokastisina trendeinä ja ne kytketään havaittuihin muuttujiin tuotantoon, työttömyysasteeseen ja inflaatiovauhtiin.

Avainsanat: NAIRU, potentiaalinen tuotanto, Phillips-relaatio, rakenteelliset aikasarjamallit, havaitsemattomien komponenttien menetelmä

^{*} Haluamme kiittää Per Janssonia Ruotsin keskuspankista, joka lähetti käytettäväksemme estimointiohjelman, joka mahdollisti tämän työn toteuttamisen hänen laatimallaan menetelmällä. Haluamme myös kiittää Anne Brunilaa, Mikael Apelia, Pasi Holmia, Jouko Vilmusta, Kari Takalaa, Antti Suvantoa ja monia Suomen Pankin ekonomisteja saamastamme avusta ja hyödyllisistä kommentteista.

Sisältö

Tiivistelmä	3
1. Johdanto	7
2. NAIRUn ja potentiaalisen tuotannon estimointimenetelmistä	8
3. Havaitsemattomien komponenttien menetelmä ja estimoitava malli	10
4. Empiiriset tulokset	13
5. Yhteenveto	22
Lähteet	23
Liite 1. Esimerkki mallin tila-avaruus-esitysmuodosta	24
Liite 2. Käytetyt ja kokeillut aikasarjat ja niille tehdyt muunnokset	25

1. Johdanto

Taloudellisessa tutkimuksessa on viime aikoina virinnyt uutta mielenkiintoa määrittää potentiaalinen tuotanto ja vakaan inflaation kanssa sopusoinnussa oleva työttömyysaste eli NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment). Erityisen keskustelun kohteena NAIRU on ollut USA:ssa, jossa on odotettu inflaation kiihtymistä kun työttömyysaste on painunut ennätyskellisen alas, alle 5 prosentin, vuonna 1997. Kiihtymisen sijaan inflaatio on vaimentunut. Tämä on johtanut NAIRUn tason uudelleenarviointiin. Julkisuudessa on esitetty käsityksiä, että vallitseva tasapainotyöttömyys on alentunut runsaasta 6 prosentista 5 prosentin tuntumaan.

Myös Suomessa inflaatioprosessi on vuosina 1979–96 läpikäynyt voimakkaita muutoksia. Tämän vuosikymmenen alun poikkeuksellinen lama, markan kellutus ja rahapolitiikan regimin muutos inflaatiotavoitteineen ja EMU-odotuksineen ovat mitä ilmeisimmin vaikuttaneet inflaatioprosessin luonteeseen ja inflaatio-odotuksiin. Regimin muutos asettaa erityisiä haasteita inflaation ja samalla NAIRUn mallittamiselle.

Monet ekonomistit lähtevät siitä olettamuksesta, että taloudessa on olemassa jokin tasapainotyöttömyyden taso, jonka ympärillä toteutunut työttömyysaste vaihtelee. Alunperin oli vallalla käsitys, että tämä ns. luonnollinen työttömyysaste olisi ajassa vakioinen. Nykykäsityksen mukaan se vaihtelee ajassa. Tätä tulkintaa on myös jokin aika sitten painottanut luonnollisen työttömyysasteen hypoteesin isä Milton Friedman. Erityisen selvästi tasapainotyöttömyyden – tai rakennetyöttömyyden – taso näyttää muuttuneen Euroopassa, joka on kokenut trendinomaisen työttömyyden kasvun 1970-luvun loppupuolelta lähtien.

Inflaation ja työttömyysasteen välisen Phillips-relaation heikkeneminen oli alunperin kimmoke luonnollisen työttömyysasteen idealle. Friedmanin argumentointi ei johtanut kuitenkaan Phillips-relaation täydelliseen hylkäämiseen, vaan se säilytti elinvoimansa muuttuneessa muodossa. Työttömyysasteen poikkeama tasapainotyöttömyydestä – työttömyyskuilu – tuli uudeksi suhdanneindikaattoriksi, josta inflaatiovauhti riippui käänteisesti: poikkeama ylöspäin NAIRUsta hidastaa inflaatiota, poikkeama alaspäin kiihdyttää sitä. 1980–90-lukujen kehitys OECD-maissa on osoittanut, että tämäkään riippuvuus ei ole erityisen vakaa eikä voimakas. Syynä voi olla se, että ajassa kasvavan tai yleensä muuttuvan NAIRUn estimoiminen on vaikeaa tai että inflaatiomittarit ovat harhaisia. Syynä voi olla myös se, että työttömyyskuilu ei ole enää kovin hyvä suhdannetilän indikaattori tai että avoimessa taloudessa, jossa ulkomaankaupan osuus on suuri, liikakysyntä lisää tuontia eikä välttämättä kiihdytä inflaatiota.

Yllä mainitut ongelmat lienevät syynä siihen, että NAIRUn ja rakenteellisen työttömyyden käsitteet on haluttu erottaa toisistaan. OECD erottelee terminologiassaan pitkän aikavälin rakenteellisen työttömyyden (SRU) ja lyhyellä aikavälillä vaikuttavan NAIRUn. Rakenteellinen työttömyysaste vastaa Friedmanin alkuperäistä luonnollisen työttömyysasteen käsitettä. Sen määräävät lähinnä talouden perustekijät, instituutiot, markkinoiden säätely jne. Näin ollen työ- ja hyödyke-markkinoiden toiminta, verotus ja työttömyyskorvausten taso vaikuttavat rakenteelliseen työttömyyteen. NAIRUlla puolestaan on oma dynamiikkansa ja se voi lyhyellä aikavälillä poiketa rakenteellisesta työttömyydestä, kun työmarkkinat kohtaavat rakenne- tai kysyntäshokkeja. Voidaan esimerkiksi joutua tilanteeseen, jossa todellinen työttömyys laskee NAIRUn alapuolelle kiihdyttäen inflaatiota vaikka ollaan edelleen rakennetyöttömyyden yläpuolella. Muutokset rakenteelli-

nessa työttömyydessä vaikuttavat ennen pitkää NAIRUn tasoon ja pitkällä aikavälillä NAIRU sopeutuu kohti rakenteellista työttömyyttä.

Toisen vallitsevan hypoteesin, ns. speed-limit-hypoteesin, mukaan työttömyyttä lisäävät shokit nostavat myös NAIRUa, jolloin sopeutuminen kohti rakenteellista työttömyyttä on hyvin hidasta. Ääritapauksessa kyseessä on hysteresis-ilmiö: työttömyysasteen tasolla, so. työttömyyskuilun tasolla, ei ole sinänsä merkitystä inflaation kannalta, vaan inflaatioon vaikuttaa työttömyysasteen *muutos*. Tällöin NAIRUn katsotaan olevan riippuvainen vain suhdannetilanteesta, ei rakenteellisesta työttömyydestä. Tässä kehikossa rakenteellisen työttömyyden käsite ei ole enää hyvin määritelty (ks. Giorno ym. 1997; Blanchard ja Summers 1986).

NAIRUn hidas sopeutuminen heikentää talouspolitiikan mahdollisuuksia painaa työttömyys rakenteellisen työttömyyden tasolle. Sekä teoreettiset että empiiriset tutkimukset eri maiden aineistolla – myös käsillä oleva tutkimus – viittaavat siihen, että inflaatioon ei vaikuta ainoastaan työttömyyden poikkeaminen tasapainotyöttömyydestä vaan siihen vaikuttavat myös muutokset työttömyydessä (tai työttömyyskuilussa). Talouspolitiikan kannalta näiden tekijöiden erottaminen toisistaan on välttämätöntä. Koska NAIRUn määrittäminen on epävarmaa, eikä työttömyyskuilun ja inflaation välillä ole kovin vakaata relaatiota juuri missään OECD-maassa, on rahapolitiikassa seurattava lyhyen aikavälin indikaattoreita, joista tärkeimpiä ovat tuotannon, työttömyyden ja inflaatiiovauhdin kehitystä kuvaavat muuttujat.

Luvussa 2 luodaan lyhyt katsaus NAIRUn ja potentiaalisen tuotannon estimointimenetelmiin. Luvussa 3 esitellään tutkimuksessa käytettävä sovellus rakenteellisesta aikasarja-/ havaitsemattomien komponenttien menetelmästä (STM/UC), sekä estimoitava malli. Empiiriset tulokset raportoidaan luvussa 4. Luvussa 5 esitetään johtopäätökset.

2. NAIRUn ja potentiaalisen tuotannon estimointimenetelmistä

NAIRUn ja potentiaalisen tuotannon arvioimiseksi on kehitetty lukuisia menetelmiä viime vuosikymmenten aikana¹. Ns. **rakennemenetelmässä** NAIRU tai potentiaalinen tuotanto estimoidaan erillisistä hinta- ja palkkakäyttäytymistä kuvaavista yhtälöistä ratkaisemalla niistä tasapainotyöttömyys. Hinta-palkkayhtälö-lähestymistapaa ovat Suomen aineistoon soveltaneet Holm ja Somervuori (1997). Jos yhtälöt sisältyvät laajempaan makromalliin, haetaan ratkaisu simuloimalla.

Ns. **suorissa menetelmissä** NAIRU estimoidaan yleensä havaitusta työttömyydestä ja inflaatiosta tai pelkästään käyttämällä aikasarjojen (työttömyysasteen tai tuotannon) omaa historiaa, jolle estimoidaan erilaisia trendisovitteita. OECD:n käyttämä NAWRU (Non-Accelerating Wage Rate of Unemployment) on myös luettavissa suoriin metodeihin. NAWRU, joka on verrannollinen NAIRUun, saadaan palkkainflaation ja työttömyysasteen funktiona tasoittamalla sarja Hodrick-Prescott-filtterillä (Elmeskow 1993). Saadut tulokset ovat varsin kiistanalaisia, koska H-P-filtterin tasoitusparametrin valinta on aina jossain määrin mielivaltaista.

Potentiaalisen tuotannon estimoinnissa on paljon käytetty tuotantofunktio-menetelmää, joka on myös luettavissa eräänlaiseksi suoraksi menetelmäksi (Giorno

¹ Laajan katsauksen NAIRU-selvityksiin tarjoaa OECD:n WP1:n kokousaineisto lokakuulta 1996.

ym.1995). Potentiaalinen tuotanto arvioidaan työvoiman ja pääomapanosten trendikomponenttien funktiona olettamalla esim. Cobb-Douglas-tuotantofunktio. Tällöin ongelmaksi nousee, kuinka työn ja pääoman trendit pitäisi laskea. Tuloksen kannalta ei ole lainkaan yhdentekevää miten esimerkiksi vakaan inflaation kanssa sopuinnussa oleva työpanoksen määrä estimoidaan. Trendimenettelyn tietty mielivaltaisuus siirtyy tässä menetelmässä panosten arviointiin.

Rakenteelliset vektoriautoregressiiviset mallit (SVAR) voidaan periaatteessa lukea suoriin estimointikeinoihin, vaikka ne edustavat askelta kohti rakenteellisia menetelmiä. SVAR-malleissa estimoidaan kunkin periodin tuotannon muutoksesta rakenteellinen osa, ts. potentiaalisen tuotannon muutos erottelemalla pitkän aikavälin parametrirajoitusten avulla toisistaan pysyvät ja tilapäiset shokit (Apel ja Jansson 1997). Menetelmän vahvuus on siinä, että tulokset eivät ole alttiita ns. loppupään (end-point) harhalle, mikä on mekaanisten filttareiden, kuten Hodrick-Prescott-filterin heikkoutena. Toisaalta SVAR-mallit – sen enempää kuin mekaaniset menetelmäkään – eivät eksplisiittisesti käytä hyväkseen määritelmää potentiaalisesta tuotannosta sellaisena tuotannon tasona, joka pitää inflaation vakaana. STM/UC-menetelmä sen sijaan sallii mainitun rajoituksen käyttämisen, jolloin potentiaalinen tuotanto ja NAIRU saavat taloudellisesti mielekkään tulkinnan.

Kaikkiin nykyisin käytössä olevien estimointikeinojen tuloksiin – myös tässä tutkimuksessa käytettyyn STM/UC-menetelmään – liittyy epävarmuutta. Tuloksena saatavilla sarjoilla on suuret luottamusvälit tai sitten menetelmät eivät salli luottamusvälien laskemista lainkaan². Viimeksi mainittu pätee ainakin trenditasoitusmenettelyihin. Jopa USA:ssa, jonka inflaatioprosessi on ollut suhteellisen vakaa ja NAIRU-estimaatteihin on liittynyt vähiten epävarmuutta, ovat suorien estimointimenetelmien luottamusvälit mallista riippuen olleet ± 1.3 % tai ± 2.5 % (Staiger ym. 1996).

Yleisesti voidaan todeta, että ns. suorat estimointimenetelmät antavat täsmällisempiä tuloksia kuin rakenteelliset menetelmät. Viime mainituissa NAIRU tai potentiaalinen tuotanto estimoidaan useiden aikasarjojen funktiona, jolloin epävarmuutta tulee lisää ja itse selittäjien valinta on aina hieman mielivaltaista. Holmin ja Somervuoren (1996) tutkimuksessa hintayhtälön ainoa merkitsevä selittäjä on vakio ja 1990-luvun NAIRU-estimaattien luottamusvälit ovat ± 2 % tuntumassa. Mallin kertoimiin liittyy suurta epävarmuutta ja pienikin estimointiperiodin tai spesifikaation muutos voi tuottaa selvästi erilaisen estimaatin tietylle ajankohdalle. Ongelmallista on myös, että estimaattien epävarmuus kasvaa periodin loppua kohden, joka on kaikkein mielenkiintoisin ajankohta nykytilanteen arvioimisen kannalta.

Yksi syy NAIRU-kiinnostuksen uudelleen viriämiseen on ollut edellä mainittujen STM/UC -menetelmien kehittäminen (mm. Engle 1978; Harvey ja Todd 1983; Harvey 1985). STM/UC-malleissa havaitsemattomat muuttujat, joita on lähes kaikissa tähänastisissa tutkimuksissa ollut yksi – potentiaalinen tuotanto tai NAIRU – estimoidaan inflaatiokäyttäytymistä kuvaavassa yhtälössä tai yhtälöryhmässä samanaikaisesti muiden parametrien kanssa. Tyypillisesti tällaisessa mallissa on hintayhtälö Phillips-relaatioineen ja stokastinen NAIRU, jolle oletetaan jokin yksinkertainen funktiomuoto, kuten random walk. NAIRU estimoidaan muiden parametrien kanssa *yhtäaikaan*. Ajan lisäksi NAIRU tulee riippuvaiseksi

² Tässä tutkimuksessa käytetty Apelin ja Janssonin (1997) sovellus STM/UC-menetelmästä mahdollistaa luottamusvälien laskemisen. Prosessi on kuitenkin siinä määrin aikaa vievä, että he eivät voineet estimoida luottamusvälejä mainitussa tutkimuksessa. Samasta syystä mekin luovuimme luottamusvälien laskemisesta.

inflaatiodynamiikasta ja muista inflaatioon vaikuttavista tekijöistä. Yhden havaitsemattoman muuttujan mallia käyttää mm. Gordon (1997).

3. Havaitsemattomien komponenttien menetelmä ja estimoitava malli

Apel ja Jansson (1997) ovat kehittäneet STM/UC-menetelmästä version, jossa potentiaalinen tuotanto ja NAIRU ovat molemmat havaitsemattomia muuttujia, jotka estimoidaan simultaanisesti. Heidän tutkimuksensa on tietävästi tähän asti ainoa, jossa estimoidaan kumpikin havaitsematon muuttuja samassa mallisysteemissä muiden parametrien ohella ja jossa käytetään hyväksi määritelmää, että NAIRU ja potentiaalinen tuotanto ovat sellaisia tasoja, joilla työttömyysaste ja tuotanto ovat vakaan inflaation kanssa sopusoinnussa.

Apelin ja Janssonin menetelmä koostuu viiden yhtälön mallisysteemistä, jossa havaitsemattomat muuttujat yhdistetään havaittuihin muuttujiin, so. tässä inflaatiovauhtiin (tai sen muutokseen), tuotantoon ja toteutuneeseen työttömyysasteeseen. Työttömyyskuilu (ja siten NAIRU) määrittää inflaatiota Phillipsin relaation kautta ja tuotantokuilua Okunin relaation kautta. Hintayhtälö ja Okunin yhtälö ovat systeemin ns. **identifioivat** yhtälöt (1) ja (2).

Estimoitava malli, yhtälöt (1)–(5) sekä yhtälöiden (1) ja (3) vaihtoehtoiset versiot ovat seuraavat:

Hintayhtälö

$$(1) \quad p_t = r(L)p_{t-1} + h(L)(u_t - u_t^n) + w(L)z_t + e_t^{\text{hinta}} \quad (\text{perusmuoto})$$

$$(1a) \quad \Delta p_t = r(L)\Delta p_{t-1} + h(L)(u_t - u_t^n) + w(L)z_t + e_t^{\text{hinta}}$$

$$(1b) \quad \Delta p_t = r(L)\Delta p_{t-1} + h(L)\Delta(u_t - u_t^n) + w(L)\Delta z_t + e_t^{\text{hinta}}$$

Okunin laki

$$(2) \quad y_t - y_t^p = f(L)(u_t - u_t^n) + e_t^{\text{okun}}$$

NAIRU-yhtälö

$$(3) \quad u_t^n = u_{t-1}^n + e_t^{\text{nairu}} \quad (\text{perusmuoto})$$

$$(3a) \quad u_t^n = b + u_{t-1}^n + e_t^{\text{nairu}}$$

Potentiaalinen tuotanto

$$(4) \quad y_t^p = a + y_{t-1}^p + e_t^{\text{pot.tuot.}}$$

Syklinen työttömyys

$$(5) \quad u_t - u_t^n = d(L)(u_{t-1} - u_{t-1}^n) + e_t^{\text{sykl.tyött.}}$$

jossa

π_t = inflaatiovauhti,

u_t = työttömyysaste,

u_t^n = NAIRU, ($E(u_t - u_t^n) = 0$),

z_t = tarjontashokkimuuttujien vektori,

y_t = reaalisien tuotannon logaritmi *100,

y_t^p = potentiaalisen tuotannon logaritmi * 100, ($E(y_t - y_t^p) = 0$),

$\rho(L)$, $\eta(L)$, $\omega(L)$, $\phi(L)$, $\delta(L)$ ovat viivepolynomeja.

e_t^{hinta} , e_t^{okun} , e_t^{nairu} , $e_t^{\text{pot.tuot.}}$, $e_t^{\text{sykl.tyött.}}$ ovat IID virhetermejä.

$E(e_t^{\text{hinta}}) = E(e_t^{\text{okun}}) = E(e_t^{\text{nairu}}) = E(e_t^{\text{pot.tuot.}}) = E(e_t^{\text{sykl.tyött.}}) = 0$.

Virhetermit oletetaan toisistaan riippumattomiksi ja virhetermien varianssit oletetaan vakioiksi.

Yhtälöt (3)–(5), ns. **kehitysyhtälöt** ovat mallin trendisyklinen osa. Ne perustuvat ad hoc -tyyppisille oletuksille havaitsemattomien muuttujien käyttäytymisestä.

Hintayhtälö (1) on suoraan Gordonin (1997) ns. **triangelimalliksi** kutsuttu versio Phillips-yhtälöstä. Triangeli-nimitys korostaa, että inflaatio määritellään kolmen tekijäryhmän kokonaisuutena. Kolmion osat ovat: 1) hintajäykkyys (inertia) tai odotustekijät, 2) kysyntätekijät (so. suhdannetilanne, jota tässä tutkimuksessa mitataan työttömyysasteen poikkeamana NAIRUsta) ja 3) tarjontatekijät. Gordonin tyyppisellä inflaatiomallilla on pitkä historia USA:ssa ja se on toiminut siellä varsin hyvin. Gordonin työ on amerikkalaisessa keskustelussa ollut merkittävä argumentti lyhyen aikavälin Phillips-relaation säilymisen puolesta.

Hintayhtälön autoregressiivisten komponenttien voidaan tulkita kuvaavan hintaodotuksia, mutta tässä yhteydessä niiden katsotaan kuvaavan laajemmin ymmärrettyinä hintojen hidasta sopeutumista, inertiaa. Gordon tekee selvän eron näiden kahden tekijän välillä. Hintojen sopeutuminen voi olla hidasta johtuen erilaisesta markkinoiden mikrorakenteesta, toimitusviipeistä, eri alojen eriaikaisista palkkasopimuksista, epätäydellisestä informaatiosta jne. Itse inflaatio-odotukset voivat muuttua paljon herkemmin.

Varhaisemmissa estimoinneissaan Gordon käytti yhtälössä (1) erikseen estimoimaansa lähes vakioista oppikirja-NAIRUa. Viimeaikaisissa töissään (Gordon 1997) hän estimoi stokastisen NAIRUn yhtälöistä (1) ja (3). Gordon rajaa NAIRUn varianssin ekplisiittisesti tietyn kokoiseksi (esim. 0.2), jotta NAIRU ei "imisi" itseensä koko hintayhtälön residuaalia. Yllä esitetystä mallista, jonka perusmuoto vastaa Apelin ja Janssonin (1997) estimoimaa mallia, tätä residuaalirajoitusta ei tarvitse tehdä, vaan systeemin muut rajoitukset huolehtivat residuaalien varianssista.

Apel ja Jansson (1997) johtavat estimoitavan hintayhtälönsä perusmuodosta, jossa yhtälössä (1):ssa on mukana pitkän aikavälin inflaatio-odotuksia kuvaavan termi $(1-\rho(1))\pi^*$. Tämä redusoituu pois, mikäli inflaatiolla on yksikköjuuri eli $\rho(1) \neq 1$. Tämä merkitsee, että $\rho_0 + \rho_1 + \dots + \rho_q = 1$ eli yhtälön (1) viivästettyjen endogeenisten inflaatiotermien summa on 1. Tämä on edellytys sille, että hintayhtälö määrittää mielekkään NAIRUn. Tasapainossa, kun inflaatio ei muutu, $\pi_t = \pi_{t-1}$ ja $z_t = \varepsilon_t^{\text{hinta}} = 0$ kaikille t . Tällöin myös $u_t - u_t^n = 0$ eli työttömyysaste on NAIRUn tasolla, muutoin inflaatiovauhti ei ole vakaa. Yksikköjuuren tapauksessa inflaatio voidaan ilmaista differenssimuodossa (1a) eli selitettävänä on inflaation muutos.

Gordon (1997) ei estimoi inflaatioyhtälöitään differenssimuodossa mutta viivästetty inflaatiotermin on mallissa spesifioitu siten, että kertoimien summa saa hyvin lähellä ykköstä olevan arvon, jolloin rajoitus toteutuu käytännössä. Apel ja Jansson estimoivat sekä tyyppin (1)- että (1a)-malleja testaamatta erikseen yksikköjuurirajoitusta. Heidän estimoinneissaan (1)-tyypin mallissa ρ (eli AR)-kertoimien summa on itseisarvoltaan 0 ja 0.5:n välillä oleva negatiivinen luku, mikä ei juuri viittaa yksikköjuuren olemassaoloon. Käytännössä he preferoivat (1a)-tyypin mallia, eli yksikköjuuren olemassaoloon perustuvaa spesifikaatiota, jota kutsumme tässä yhteydessä differenssimalliksi.

Soveltaessamme Apelin ja Janssonin mallia Suomen aineistolle olemme myös päätyneet pitämään parhaana inflaatioyhtälön **differenssimuotoa** (erityisesti versiota (1b)) siksi, että (1)-tyypin alustavissa pns-estimoinneissa Suomen aineistolla ilmeni, että viivästetyillä endogeenisilla kertoimilla oli taipumus summautua lähelle ykköstä. Yllä selostettu NAIRUn mielekästä spesifiointia koskeva rajoite on vaikuttanut ratkaisuun, samoin kuin se, että eräät muut Suomen inflaatiota koskevat tutkimukset, mm. Kinnunen (1996, liite1), viittavat yksikköjuuren olemassaoloon. Estimointitulokset tarjontamuuttujien osalta olivat mielekkäämpiä differenssimuodon spesifikaatioissa.

Inflaatioyhtälössä olevat ns. **tarjontamuuttujat** pyrkivät ottamaan haltuun sellaisten tekijöiden vaikutuksen, jotka kiihdyttävät tai hidastavat inflaatiota, mutta jotka eivät selity työmarkkinoiden kireystekijöistä käsin. Tällaisia tekijöitä ovat mm. energian hinnan nousu, suhteelliset tuontihinnat (vaihtosuhte), reaalin valuuttakurssi ja tuottavuus. Näiden tekijöiden vaikutuksesta inflaatio ja työttömyysaste voivat muuttua samaan suuntaan ilman, että syynä ovat kysyntäpuolelta tulevat inflaatio- tai deflaatiopaineet. Jos tarjontamuuttujat korreloivat positiivisesti inflaatiouvauhdin kanssa, niiden poisjättäminen aiheuttaa nollian päin harhaisen estimaatin kysyntämuuttujan kertoimessa. Mikäli tarjontamuuttujat saadaan riittävän hyvin spesifioituiksi, saadaan tulokseksi NAIRU, joka on sopusoinnussa vakaan inflaation kanssa *silloin kun tarjontashokkeja ei ole*.

Tässä selvityksessä raportoidaan estimointitulokset inflaatiouvauhdin muutoksia kuvaaville malleille (1a) tai (1b). Tyyppiä (1) olevat eli inflaatiouvauhtia selittävät mallit on jätetty mahdollista myöhempää tarkastelua varten. Estimoinnissa ja testauksessa on käytetty Janssonin tekemiä RATS-kielisiä ohjelmia, joita on edelleen editoitu käyttämiimme malleihin ja muihin vaatimuksiin soveltuviksi. Ohjelma estimoi mallit maximum likelihood-menetelmällä käyttäen Kalmanin suotimia ja SIMPLEX-algoritmia.

Estimointia varten yhtälöstö on esitettävä matriiseina ns. **tila-avaruusmuodossa**. Identifioivat yhtälöt (1) tai (1a) tai (1b) ja (2) muodostavat yhdessä työttömyysastetta koskevan identiteetin ($u_t = u_t^n + (u_t - u_t^n)$) kanssa ns. mittausyhtälöt. Yhtälöt (3)–(5) muodostavat mallin trendisyklisen osan, ns. kehitysyhtälöt, joiden spesifikaatio on ad hoc-tyyppistä. Liitteessä 1 on esimerkin vuoksi esitetty tila-avaruus-esitysmuoto mallista, jossa ovat yhtälöt (1b), (2), (3a), (4) ja (5). Menetelmän idea on, että havaituille muuttujille muodostetaan estimoitavien parametrien ja havaitsemattomien muuttujien avulla ennuste hetkelle t hetkellä $t-1$ saatavan informaation perusteella. Ennustevirhe minimoidaan numeerisella maksimum likelihood -menetelmän avulla (Apel ja Jansson 1997).

4. Empiiriset tulokset

Seuraavassa raportoidaan tuloksia malleille, joissa selitettävänä on inflaatiovauhdin muutos. Varhaisempaa kokeilua edustaa malli 1a3, joka muistuttaa eniten Apelin ja Janssonin (1997) käyttämää spesifikaatiota. Tässä mallissa työttömyyskuilu on tasomuodossa ja tarjontamuuttujat on spesifioitu suhteellisen hinnan muutoksina. Malleissa 1b3 ja 1b3a työttömyyskuilu on differenssimuodossa ja tarjontamuuttujista käytetään toista differenssiä. Mallien 1b3 ja 1b3a ainoa ero on, että mallissa 1b3a on mukana β -parametri NAIRU-yhtälössä.

Systeemiestimointitulokset malleille on esitetty taulukossa 1. Malleissa on aina viisi yhtälöä, nimet viittaavat valittuun hinta- ja NAIRU-yhtälön spesifikaatioon. Vastaavat mallien antamat estimaatit NAIRUlle ja potentiaaliselle tuotannolle esitetään kuvioissa 1–3. Estimoinneissa käytettiin neljännesvuosiaineistoa periodilta 1979Q4–1996Q4 (mallit tyyppiä (1b3) ja (1b3a)) ja periodille 1977Q4–1996Q4 (tyyppi (1a3)). Tulokset kuvioissa 1–3 alkavat 10 neljännestä estimointiperiodin alkua myöhemmin. Tämä siksi, että menetelmän luonteesta johtuen alkupään estimaatit ovat hyvin epäluotettavia.

Taulukko 1.

**Systemimallin estimointituloksia erilaisilla
spesifikaatioilla¹⁾**

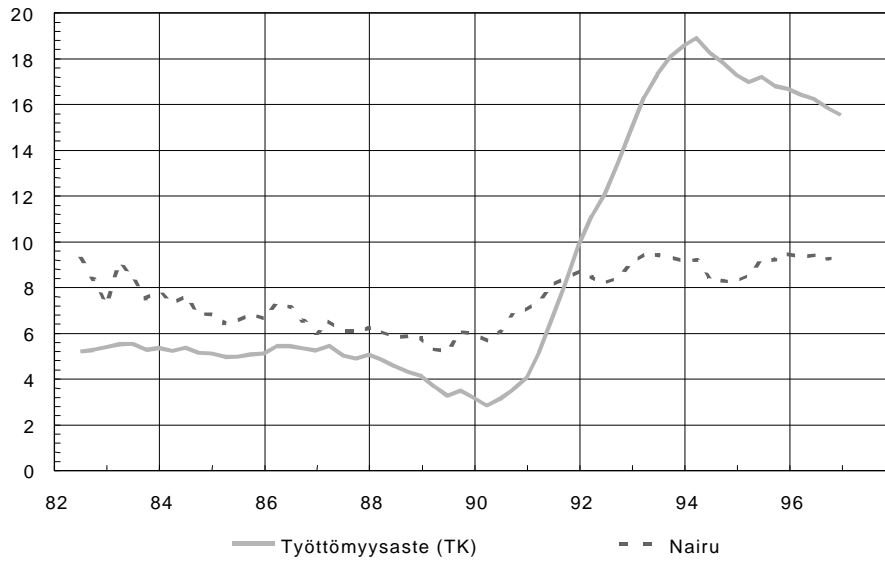
malli <u>selitettävä hintamuutt.</u> tyött. kuilun tyyppi tarjontam.differenssit β mukana	malli 1b3a <u>$\Delta\pi = \text{CPImlddn}$</u> $\Delta(U - U^N)$ $\Delta\Delta$ kyllä	malli 1b3 <u>$\Delta\pi = \text{CPImlddn}$</u> $\Delta(U - U^N)$ $\Delta\Delta$ ei	malli 1a3 <u>$\Delta\pi = \text{CPImlddn}$</u> $(U - U^N)$ Δ ei
yhtälöt	parametri (p-arvo)	parametri (p-arvo)	parametri (p-arvo)
hinta (1), (1a) tai (1b)			
ρ_{t-1} (AR(1))	0.27 (0.00)	0.24 (0.00)	+0.47 (0.00)
η_{t-1}	-	-	0.03 (0.00)
η_{t-4}	-	-	0.03 (0.00)
$\Delta\eta_{t-3}$	-0.05 (0.04)	-0.06 (0.02)	-
PCIENERmlddn _t	0.53 (0.00)	0.54 (0.00)	-
PCIENERmldn _t	-	-	0.33 (0.00)
PCIENERmldn _{t-1}	-	-	-0.56 (0.00)
REXRATEmldn _{t-1}	-	-	-0.05 (0.01)
REXRATEmldn _{t-2}	-	-	0.06 (0.03)
REXRATEmldn _{t-3}	-	-	-0.05 (0.02)
REXRATEmldn _{t-5}	-	-	0.06 (0.01)
REXRATEmldn _{t-6}	-	-	-0.05 (0.01)
IMPRISmlddn _{t-4}	0.05 (0.00)	0.05 (0.00)	-
IMPRISmlddn _{t-5}	-0.05 (0.00)	-0.05 (0.00)	-
IMPRISmlddn _{t-8}	0.04 (0.01)	0.04 (0.01)	-
IMPRISmldn _t	-	-	-0.03 (0.12)
IMPRISmldn _{t-1}	-	-	0.04 (0.03)
ASCPImlddn _{t-2}	0.04 (0.00)	0.04 (0.00)	-
σ^{hinta} (keskivirhe)	0.09 (0.00)	0.09 (0.00)	0.09 (0.00)
Okun (2)			
ϕ_t	-2.81 (0.00)	-3.94 (0.00)	-5.10 (0.00)
ϕ_{t-1}	0.87 (0.18)	2.32 (0.06)	3.65 (0.00)
ϕ_{t-2}	-	-	-
ϕ_{t-3}	-	-	-
ϕ_{t-4}	0.79 (1.00)	0.34 (0.66)	-
$\Sigma \phi$	-1.14	-1.28	-1.45
σ^{okun} (keskivirhe)	0.56 (1.0)	0.57 (0.04)	0.67 (0.00)
NAIRU (3) tai (3a)			
β	0.16 (0.01)	-	-
σ^{nairu} (keskivirhe)	0.15 (0.13)	0.19 (0.03)	0.21 (0.00)
potent. tuotanto (4)			
α	0.50 (0.00)	0.70 (0.17)	0.76 (0.00)
$\sigma^{\text{pot.tuotanto}}$ (keskivirhe)	-0.42 (1.00)	0.31 (0.58)	1.9e-6 (1.00)
sykl. työttömyys (5)			
δ_1	1.27 (0.00)	1.42 (0.00)	1.94 (0.00)
δ_2	-	-	-0.94 (0.00)
δ_3	-	-	-
δ_4	-0.32 (0.00)	-0.83 (0.00)	-
δ_5	0.0007 (0.93)	0.40 (0.06)	-
$\Sigma \delta$	0.95	0.99	1.0
$\sigma^{\text{sykl.tyött.}}$ (keskivirhe)	0.29 (0.00)	0.23 (0.00)	0.18 (0.00)
estimointiperiodi havaintojen lkm.	1979Q4 -1996Q4 69	1979Q4 -1996Q4 69	1977Q4 -1996Q4 77
Log likelihood -f. arvo	-40.92	-42.14	-50.53
Q_y (10)	14.5 (0.15)	14.3 (0.16)	13.02 (0.22)
Q_U (10)	7.6 (0.67)	10.3 (0.41)	9.05 (0.52)
Q_π (10)	3.9 (0.95)	3.72 (0.96)	8.1 (0.62)

¹⁾ ρ_{t-1} (AR(1)) tarkoittaa autoregressiivistä parametriä viipeellä 1. η_t on työttömyyskuilun kerroin, $\Delta\eta_{t-3}$ on työttömyyskuilun muutoksen kolmannen viipeen kerroin. PCIENERmldn ja PCIENERmlddn ovat energian suhteellisen hinnan muutoksia ja muutoksen muutoksia vastaavassa järjestyksessä. REXRATEmldn on reaalisen valuuttakurssin muutos eli kuluttajahinnoista laskettu kotimaan hintataso suhteessa kilpailijamaiden hintoihin markkamääräisenä. Muuttuja on määritelty niin, että reaalisen valuuttakurssin lasku merkitsee kilpailukyvyn paranemista. IMPRISmldn ja IMPRISmlddn ovat kuluttajahintoihin suhteutetun tuontihintaindeksin muutos tai muutoksen muutos, vastaavasti. ASCPImlddn asuntojen suhteellisen hinnan muutoksen muutos eli koko maan asuntohintaindeksi 1983 = 100 suhteutettuna kuluttajahintaindeksiin. (Tarkempi selostus muuttujista on liitteessä 2). Muuttujan nimen perässä oleva kirjainsarja esim. mldn kuvaa tehtyjä muunnoksia, jotka on selostettu liitteen 2 taulukossa.

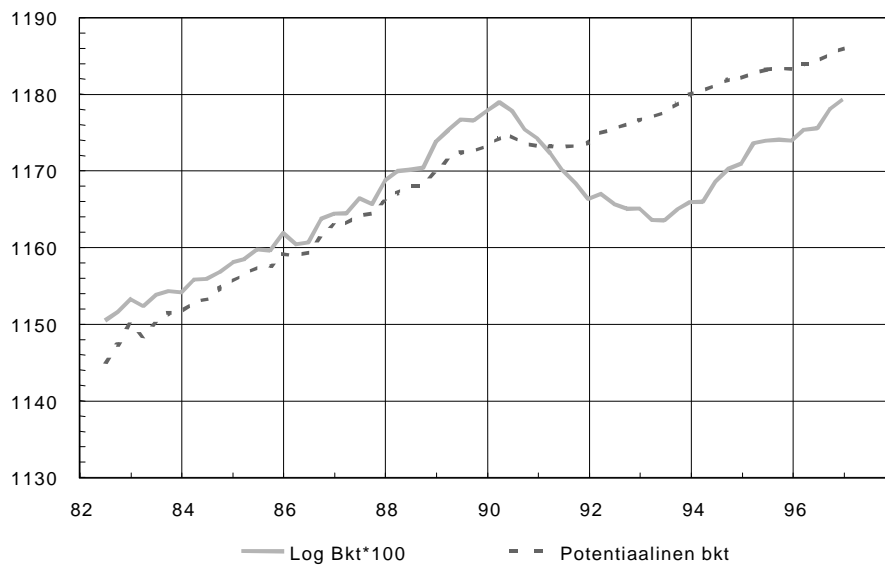
Taulukon suluissa olevat luvut ovat P-arvoja. $Q_i(10)$ ($i = y, u, \pi$) ovat Ljung-Box- Q-testisuureita koskien yleistä AR(10)-asteista autokorrelaatiota. Testisuureiden mukaan hypoteesia autokorrelaation puuttumisesta ei voida hylätä.

Kuvio 1. NAIRU ja potentiaalinen tuotanto mallista 1b3

Malli 1b3

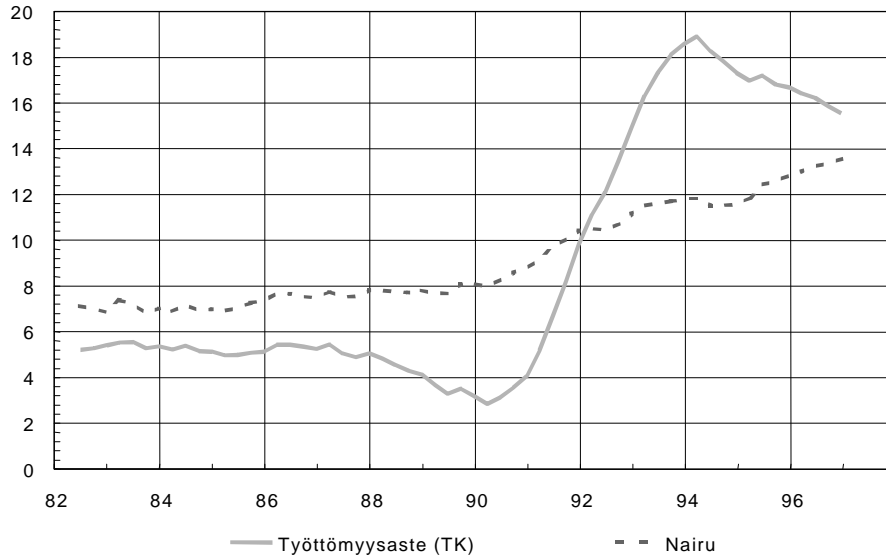


Malli 1b3

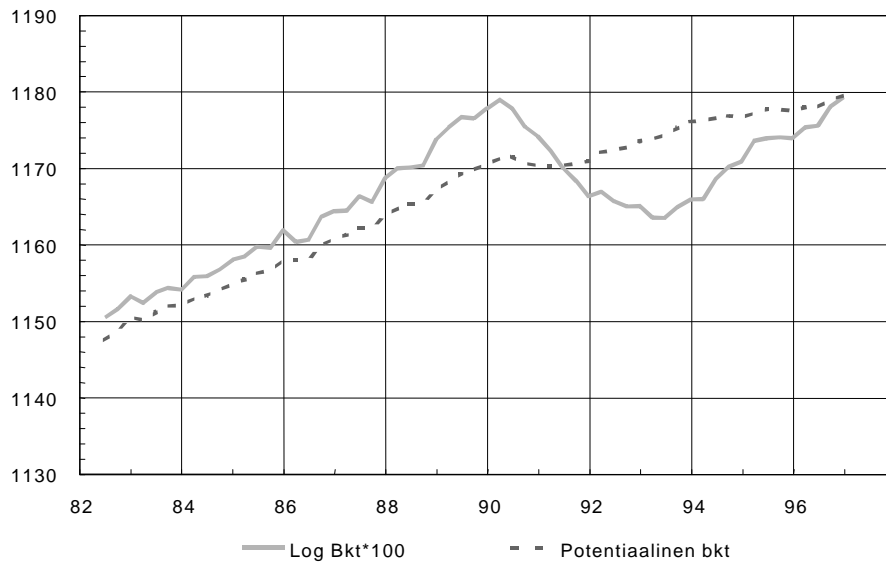


Kuvio 2. NAIRU ja potentiaalinen tuotanto mallista 1b3a

Malli 1b3a

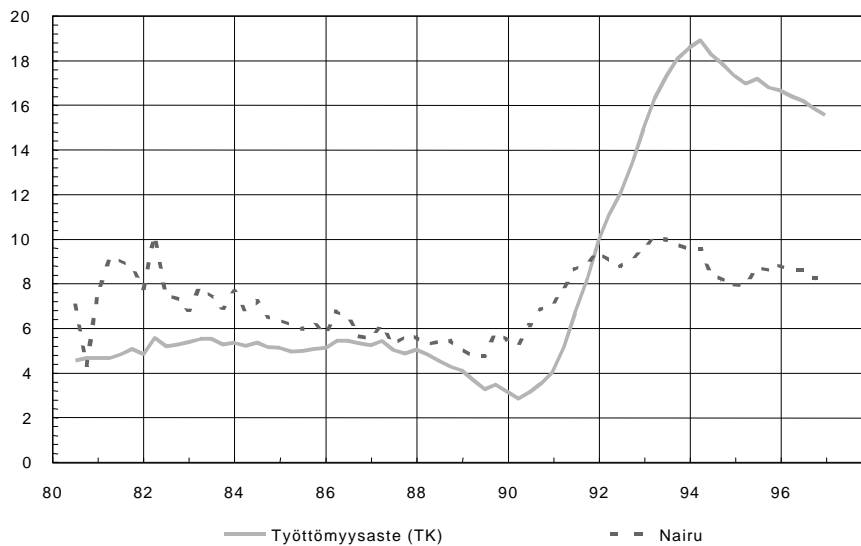


Malli 1b3a

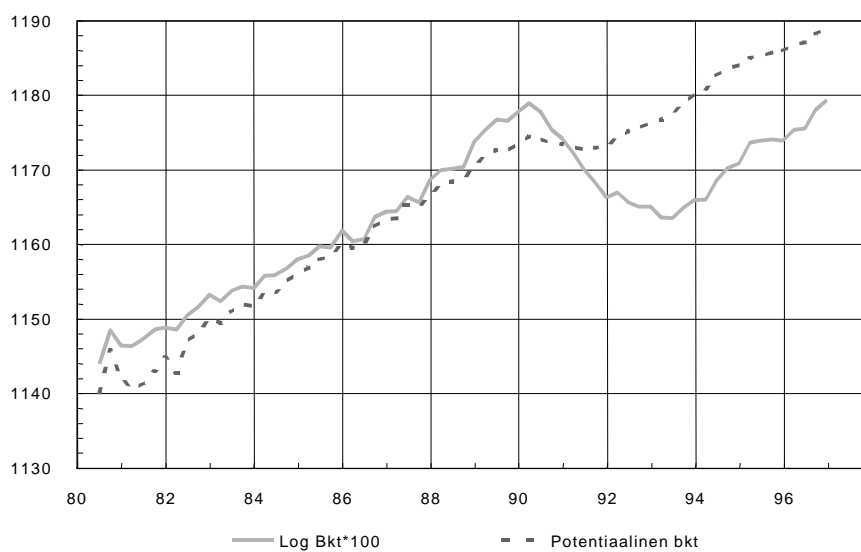


Kuvio 3. NAIRU ja potentiaalinen tuotanto mallista 1a3

Malli 1a3



Malli 1a3



Inflaatioyhtälön estimointi ja spesifointi tehtiin kahdessa vaiheessa. Ennen varsinaista systeemiestimointia yhtälön (1) spesifikaation ja tarjontamuuttujien etsintä suoritettiin pns-menetelmällä, koska koko edellä kuvatun systeemimallin estimointi on varsin aikaa vievää.

Estimointiperiodin pituutta rajoitti **aineiston** saatavuus. Hintasarjana käytettiin kuluttajahintaindeksiä. Myös muita hintaindeksejä kokeiltiin mutta kuluttajahintaindeksi osoittautui alkuvaiheessa parhaimmaksi, joten estimoitavien mallien lukumäärän rajoittamiseksi jatkotyö tehtiin vain kuluttajahinnoille. Työttömyysasteena käytettiin Tilastokeskuksessa Stamp-kausipuhdistettua työttömyysastetta. Myös työministeriön työttömyysastetta kokeiltiin ja se oli kutakuinkin samanveroinen selityskyvyltään kuin Tilastokeskuksen vastaava. Vertailu tehtiin vain alustavissa estimoinneissa, systeemiestimoinneissa työministeriön sarjaa ei enää kokeiltu. Tilastokeskuksen työttömyysaste valittiin koska se on virallinen ja kansainvälisesti vertailukelpoisempi. Tuotantosarjana käytettiin kausipuhdistettua 1990-hintaista bruttokansantuotetta. Tarkempi aineiston ja tehtyjen muunnosten kuvaus sekä muiden kokeiltujen muuttujien luettelo on esitetty liitessä 2.

Pienimmän neliösumman menetelmällä ei voi estimoida havaitsemattomia muuttujia, joten NAIRUn korvikemuuttujana kokeiltiin Holm–Somervuoren (1996) estimoimaa NAIRU-sarjaa sekä Hodrick–Prescott-filtterillä laskettuja työttömyysasteen trendejä, joissa kokeiltiin erilaisia tasoitusparametreja. H-P-filttereistä parhaimmaksi osoittautui tasoitustekijällä $\lambda = 200$ laskettu trendi. Tämä tuotti varsin tasaisen trendin, so. NAIRU-estimaatti poikkesi varsin paljon toteutuneesta työttömyydestä ja työttömyyskuilun taso varioidi paljon.

Alustavissa estimoinneissa Holmin ja Somervuoren NAIRU-sarjalla laskettu **työttömyyskuilu** toimi parhaiten. Tulos ei kuitenkaan oleellisesti poikennut H-P-filtterillä lasketusta NAIRUsta. Kummassakin tapauksessa sekä viivästämätön että neljällä periodilla viivästetty työttömyyskuilu jäivät merkitseviksi selittäjiksi, mutta niiden kertoimet olivat hyvin pieniä (luokkaa 0.05) ja ne olivat vastakaismerkkisiä. Tämä ilmiö toistui lähes säännönmukaisesti eri mallispesifikaatioissa ja kokeilluilla NAIRUn korvikemuuttujilla, jotka sinänsä kyllä tuottivat hyvin erilaisen työttömyyskuilun. Ilmiö toistui myös laajemmassa systeemiestimoinnissa, jossa u_t^n määräytyi mallissa. Esim. mallissa (1a3) työttömyyskuilun taso sai kertoimet $\eta_{\tau\epsilon} = -0.03$ ja $\eta_{\tau-4} = 0.03$ (taulukko 1). Loogisesti tämä on sama kuin jos mallissa olisi käytetty työttömyyskuilun viivästämätöntä 4. periodin differenssiä ja saatu kertoimen arvoksi -0.03. Tulema vahvistaa NAIRUn hysteresis-tulkintaa. Työttömyysasteen muutoksella on merkitystä, vaikkakin pientä, ja se dominoi erilaisten työttömyyskuilujen kokeiluissa.

Näiden ongelmien vuoksi päätettiin myös kokeilla systeemiestimoinnissa **työttömyyskuilun yhden periodin differenssin** eripituisia viivästyksiä. Merkitseväksi osoittautui kolmella viivästetty, jota on käytetty malleissa (1b3) ja (1b3a). Kertoimet ovat pieniä, mutta merkki on teorian edellyttämä eli negatiivinen. Työttömyyskuilun (työttömyyden) kasvu pienentää inflaatiovauhdin muutosta. Kummassakin spesifikaatioissa näyttää käyvän niin, että kuilun tasolla itsellään ei ole selityskykyä.

Mallista (1b3) tehtiin kokeilu (ei taulukoitu), jossa $\Delta(u-u^n)_{t-3:n}$ lisäksi selittäjänä oli muuttuja $(u-u^n)_{t-8}$ eli työttömyyskuilun taso 8 periodilla viivästettynä. Alustavissa estimoinneissa tämä viive oli lähimpänä merkitsevyyttä. Se ei kuitenkaan tullut systeemiestimoinnissakaan merkitseväksi ja sai positiivisen kertoimen. Sen sijaan $\Delta(u-u^n)_{t-3:n}$ merkitsevyyys säilyi. Edelliseen liittyen kokeilimme myös versiota, jossa muuttujien $(u-u^n)_t$ ja $(u-u^n)_{t-4}$ lisäksi mukana oli Δu_t :n eli työttömyysasteen ensimmäisen differenssin viipeet t , $t-1$, $t-2$, $t-3$ ja $t-4$. Tämä on

Giornon ym. (1997)-tyyppinen mallitus hysteresis-hypoteesin testaamiseksi. Tässä mallissa u_t^n tulkitaan rakenteelliseksi työttömyydeksi. Osoittautui, että työttömyyskuilu-muuttujat olivat ei-merkitseviä ja ne saivat hyvin pieniä kertoimia. Viivästämätön työttömyysasteen muutos sen sijaan tuli merkitseväksi ja kertoimien summa oli -0.05. Hysteresis-hypoteesin testaus vaatii kuitenkin huolellisempaa tarkastelua kuin mihin tässä on ollut mahdollisuuksia.

Tarjontatekijöiden eli mallin eksogeenisten muuttujien etsintä suoritettiin myös alustavissa pns-estimoinneissa. Kaikenkaikkiaan osoittautui, ettei ole kovin helppo löytää Suomen inflaatiota selittäviä tekijöitä, jotka olisivat merkitseviä koko estimointiperiodilla. Merkitsevimmiksi osoittautuivat energian suhteellisen hinnan muutos (PCIENER), suhteellisten tuontihintojen muutos (IMPRIS), reaalisen valuuttakurssin muutos (REXRATE) ja asuntojen suhteellisen hinnan muutos (ASCPI).

Tarjontamuuttujista kokeiltiin eripituisia viivästyksiä ja jäljelle jätettiin merkitsevät tai melkein merkitsevät viipeet. Mallityyppien (1) ja (1a) alustavissa PNS-estimoinneissa esiintyi PCIENER, IMPRIS ja REXRATE -muuttujien kohdalla sama ilmiö kuin työttömyyskuilun kanssa: merkitsevien viipeiden kertoimet olivat lähes yhtäsuuria mutta vastakkaismerkkisiä ja niiden summa oli lähellä nollaa. Usein etumerkki oli myös teorian vastainen. Mallissa 1a3 (taulukko 1) näkyy tämä ilmiö REXRATEmldn:n ja IMPRISmldn:n kohdalla. Näiden ongelmien vuoksi päätimme kokeilla yhtälöissä tarjontamuuttujien (suhteellisen hintatason) toista differenssiä eli suhteellisen hinnan muutoksen muutosta. Tämän kautta päädyttiin tarjontamuuttujien osalta malleihin 1b3 ja 1b3a, joissa kertoimet (tai niiden summat) ovat oikean merkkisiä ja merkitseviä. Tarjontamuuttujien vaikutusta saatuihin tuloksiin testattiin jättämällä nämä muuttujat kokonaan pois mallista 1b3. Tarjontashokkien vaikutuksesta NAIRU on 2–3 prosenttiyksikköä alempi estimointiperiodin alkupäässä. Loppupäässä, noin vuodesta 1989 lähtien, tarjontashokkien vaikutus nosti NAIRUa 1–3 prosenttiyksikköä.

Systeemiestimoinnissa kokeiltiin aluksi **Okunin yhtälöstä** (2) viivästämätöntä työttömyyskuilua ja viipeitä t-1, t-2, t-3 ja t-4. Osoittautui, että 2 tai 3 viivettä olivat yhtä aikaa merkitseviä ja niiden summa oli -1.1:n ja -1.5:n välillä riippumatta kertoimien lukumäärästä. Mallissa (1b3) työttömyysasteen yhden prosentin nousuun liittyy 1.28 prosentin tuotannon lasku vuoden kuluessa. Vastaava kertoimien summa Apelin ja Janssonin (1997) tutkimuksessa on noin -1.8 riippumatta malliversiosta. Molemmissa tutkimuksissa yhtälön keskivirhe σ^{okun} tuli varsin isoksi (noin 0.8 Ruotsille, 0.56-0.67 Suomelle). Residuaali pienenee ja sen ominaisuudet (Q-testisuure) paranevat kun viipeiden lukumäärää kasvatetaan. Valitsimme Okunin yhtälössä 2 tai 3-parametrinen version, koska ne näyttivät riittävilta.

Tuotannon trendikasvun yhtälön (4) vakio $\alpha = 0.70$ mallissa 1b3 merkitsee noin 2.8 prosentin potentiaalisen tuotannon kasvua vuositasolla. Tämä on lähellä yleisiä käsityksiä 3 prosentin potentiaalisen tuotannon trendikasvusta Suomessa. Melko iso $\sigma^{\text{pot.tuotanto}}$ merkitsee, että jokin muu kuin log-lineaarinen spesifikaatio yhtälössä (4) voisi tulla kysymykseen. Apel ja Jansson kokeilevat omassa työssään stokastista α :aa, eli vakiosen α :n sijalla yhtälöä $\alpha_t = \alpha_{t-1} + \varepsilon_t^\alpha$. Tämä saattaa olla käypä spesifikaatio maille, joissa trendikasvu on vaihdellut paljon, myös Suomelle. Apel ja Jansson eivät kuitenkaan voi hylätä hypoteesia, että $\varepsilon_t^\alpha = 0$, joten vakioinen α näyttää sopivan Ruotsille. Käsillä olevassa työssä on käytetty vain vakioista α :aa.

Syklisen työttömyyden yhtälön AR-parametrien summa tuli eri spesifikaatioissa varsin lähelle ykköstä eli syklinen työttömyys näyttää käyttäytyvän I(1)-

prosessin tavoin. Syklisen työttömyyden ja NAIURUn spesifiointi ovat luonnollisesti sidoksissa toisiinsa. Koska työttömyys on Suomessa noussut voimakkaasti tarkasteluajana, päätettiin kokeilla **NAIRU-yhtälössä** samanlaista vakiota kuin potentiaalisen tuotannon yhtälössä eli siihen lisättiin **vakio β** (random walk with a drift). β sai eri kokeiluissa 0.1–0.2 välillä olevan arvon ja sen merkitsevyys vaihteli. β :n vaikutus näkyy verrattaessa malleja 1b3 ja 1b3a toisiinsa. β :n mukana olo pienentää NAIURU-yhtälön residuaalia mutta kasvattaa syklisen työttömyyden yhtälön residuaalia. NAIURU sai selvästi nousevan uran, kuten odottaa sopii. 1990-luvulle saadut estimaatit ovat lähempänä eräiden muiden tutkimusten tuloksia.⁵

β :n vakiosuus tuo kuitenkin ongelman. Tässä täsmennyksessä NAIURU nousee aina β :n verran kun ajassa mennään eteenpäin ja voi olla, että muut tekijät painavat sitä kovin vähän alaspäin vaikka estimointiperiodi pitenisi loppupäästä. β :n mukana olo ei ole *a priori* parempi oletamus kuin puhdas random walk-olettamuskaan. Saadessaan merkitsevän kertoimen, kuten mallissa 1b3a, β kuvaa tasapainotyöttömyyden nousua ja sellaisten tekijöiden vaikutusta, jota ei ole mallissa kyetty huomioimaan. Stokastinen vakio, kuten potentiaalisen tuotannon yhtälössä, saattaisi olla NAIURU-yhtälössäkin kokeilemisen arvoinen. Toisaalta stokastinen vakio potentiaalisen tuotannon yhtälössä saattaa muuttaa myös estimoitavaa NAIURUa, vaikka sen yhtälö säilyisi ennallaan.

Mallin (1b3) tuloksissa inflaatiota kiihdyttämätön työttömyysaste **NAIRU vaihtelee 8 ja 9½ prosentin välillä 1990-luvulla.**⁵ On muistettava, että tässä mallissa työttömyyskuilun pieneneminen (suureneminen) kasvattaa (pienentää) inflaatiiovauhdin muutosta, itse NAIURUn tai työttömyyskuilun tasolla ei ole merkitystä. Kuvion 1 mallin (1b3) käyristä voidaan havaita, että vuosina 1982–86 työttömyyskuilu kasvaa (toteutunut työttömyys lähenee NAIURUa alapuolelta eli $(u_t - u_t^n)$ kasvaa), mikä on sopusoinnussa tuona aikana hidastuneen inflaation kanssa. Samoin työttömyyskuilun pieneneminen 1987–1989 on sopusoinnussa tuona aikana kiihtyneen inflaation kanssa. Inflaatiota vaimentavan paineen toi työttömyyden ja työttömyyskuilun voimakas kasvu vuosina 1991–93. Sen jälkeen ovat paineet olleet lievästi inflaatiota kiihdyttävät. Koska estimoitu kerroin on pieni, eivät vaikutukset ole kovin selvästi näkyviä.

Tuloksista voidaan **yleisesti** todeta, että malli (1a3), joka vastaa Apelin ja Janssonin (1997) mallispesifikaatiota, osoittautui tilastollisilta ominaisuuksiltaan heikommaksi kuin muut raportoidut mallit ja sen tuottamat NAIURUn ja potentiaalisen tuotannon estimaatit näyttävät varsin epäuskottavilta (kuvio 3). Kovin suurella luottamuksella ei voida myöskään suhtautua mallien (1b3) ja (1b3a) tuloksiin, jotka on estimoitu $\Delta(u - u^n)_{t-3}$ – täsmennyksellä koska työttömyysasteen muutos näyttää relaatiossa dominoivan, eikä saatava NAIURU ja potentiaalinen tuotanto ole siten kovin hyvin määriteltyjä. Lisäksi on muistettava, että tulosten mukaan työttömyyskuilun koolla ei ole merkitystä inflaation kannalta. Saatu NAIURU ja työttömyyskuilun taso – vaikka ne olisivat “oikeitakin” – eivät ole inflaatiodynamiikan kannalta erityisen ratkaisevia.

Mallin (1b3) tulosten mukaan vuoden 1996 lopussa työttömyysaste oli noin 6 prosenttia NAIURUn yläpuolella. Tuotannon taso oli kuitenkin vain noin prosentin verran potentiaalisen tuotannon alapuolella. Tämä ristiriitaiselta vaikuttava tulos saattaa selittyä sillä, että työttömyys reagoi suhdannevaihteluihin hitaammin kuin tuotanto. Työttömyyskuilun hidas reaktio näkyy myös verrattaessa mallin (1b3a) kuiluja toisiinsa.

⁵ Vuodelle 1994 on kaksi arviota: OECD arvioi NAWRUn olevan 15 %, Holm ja Somervuori saavat NAIURUksi 12 %.

5. Yhteenveto

Potentiaalista tuotantoa ja NAIRUa on käsitelty tutkimuksessa useimmiten toisistaan riippumatta määräytyvinä suureina, vaikka lienee selvää, että näiden käsitteiden välillä on läheinen yhteys. Tässä tutkimuksessa tätä yhteyttä hyödynnetään eksplisiittisesti Okunin lain avulla. Havaitsemattomat muuttujat potentiaalinen tuotanto ja NAIRU estimoidaan viiden yhtälön systeemissä STM/UC-menetelmällä. Mallin määritteleviä elementtejä ovat Phillips-yhtälö, joka on spesifioitu niin, että tulokseksi saadaan NAIRU, joka tarjontashokkien puuttuessa on sopusoinnussa vakaan inflaation kanssa ja Okunin laki, jossa työttömyyden poikkeama tasapainotasoltaan implikoi tuotannon poikkeamisen potentiaalisen tuotannon tasolta. Tämän määrittelyn hyväksikäyttö parantaa mallin tilastollisia ominaisuuksia verrattuna Gordonin (1997) tyyppiseen spesifikaatioon, jossa NAIRUn varianssia joudutaan a priori rajoittamaan. Potentiaalisen tuotannon, NAIRUn ja työttömyyskuilun aikasarjaominaisuuksien määrittelyssä on kokeiltu STM/UC-kirjallisuudessa yleisiä oletuksia aikasarjojen luonteesta. Yksi keino parantaa mallia saattaisi olla viime mainittujen trendi-syklisten komponenttien osuvampi spesifikaatio.

Saamiemme tulosten mukaan NAIRU näyttäisi olleen toteutunutta työttömyyttä korkeammalla vuoteen 1991 saakka alentuen ensin trendimäisesti vuoteen 1989 saakka. 1990-luvulla NAIRU on noussut mutta paljon vähemmän kuin todellinen työttömyys. NAIRUn trendin alaspäin kääntymistä ei ole havaittavissa estimointiperiodin (vuoden 1996) loppuun mennessä. NAIRU-estimaatit osoittautuivat olevan suhteellisen herkkiä mallin spesifioinnille, jonka takia saatuihin piste-estimaatteihin on syytä suhtautua varauksella.

Saatuihin NAIRUn ja potentiaalisen tuotannon estimaatteihin on suhtauduttava varovaisuudella jo siistäkin syystä, että tutkimustulosten mukaan työttömyyskuilun/työttömyyden muutos näyttää olevan tärkeämpi inflaation selittäjä kuin työttömyyskuilun taso. Työttömyyskuilun tason vaikutuksen puuttuminen viittaa hysteresis- ilmiön olemassaoloon, jossa NAIRU (ja mahdollisesti myös rakenteellinen työttömyys) nousevat/laskevat todellisen työttömyyden noustessa/laskeessa. Saamiemme tulosten perusteella hysteresis-ilmiön olemassaolon ja sen symmetrisyyden selvittäminen näyttäisi olevan jatkotutkimuksen arvoinen kysymys. Symmetrisyydessä on kysymys Phillips-käyrän muodosta: kiihdyttääkö NAIRUn alapuolelle laskeva työttömyys inflaatiota enemmän kuin työttömyyden nouseminen NAIRUn yläpuolelle hidastaa sitä.

Estimoidun NAIRUn tasoon vaikuttavat tarjontatekijät (kuten energian suhteellisen hinnan nousu tai lasku), jotka aiheuttavat inflaatiota hidastavia tai kiihdyttäviä suhteellisten hintojen muutoksia. Koko estimointiperiodilla vaikuttavien tarjontatekijöiden identifioiminen osoittautui vaikeaksi, eivätkä löydetyt riippuvuudet olleet kovin voimakkaita.

Inflaatio-työttömyys-linkkiä koskevat tutkimukset (mm. Giorno ym. 1997) viittaavat siihen, että Euroopassa ja Japanissa **tuotantokuilu** on parempi suhdanneindikaattori kuin työttömyyskuilu ja että tuotantokuilun ja inflaatiiovauhdin välillä on vahvempi linkki kuin työttömyyskuilun ja inflaatiiovauhdin välillä. Työmarkkinoiden säätely ja joustamattomuus merkitsevät, että työttömyyteen liittyy suurempia sopeutumiskustannuksia kuin tuotannon sopeuttamiseen. Jatkossa voisi olla hyödyllistä estimoida tutkimuksessa esitetty malli muodossa, jossa työttömyyskuilun sijasta inflaatioyhtälössä käytettäisiin tuotantokuilua ja muut yhtälöt muokattaisiin vastaavasti. Vaikka tulokset viittaavat hysteresis-ilmiöön, ei tässä estimoidun tyyppistä mallihypoteesia ole syytä kokonaan hylätä jatkotutkimuksessa.

Lähteet

- Apel, Mikael ja Per Jansson (1997), **System Estimates of Potential Output and the NAIRU**, Sveriges Riksbank, Working Paper no 41, 1997.
- Blanchard, O. ja H. Summers (1986), **Hysteresis in Unemployment**, European Economic Review, No 31, p. 288–295
- Elmeskov, J. (1993), **High and persistent unemployment: assessment of the problem and its causes**, OECD Economics Department Working Paper No. 132.
- Engle, R.F (1978), **Estimating structural models of seasonality**, teoksessa A. Zellner (toim), Seasonal Analysis of Economic Time Series, Washington D.C., Department of Commerce, Bureau of the Census, 281–308.
- Forsman, P., **Tuotantokuilun mittaamisesta**, KT muistio 63/97
- Giorno, C., Deserres, A. ja Sturm, P. (1997), **Macroeconomic Policy and the NAIRU in European Economies**, EUI Working Papers, 97/50.
- Gordon, Robert J. (1997), **The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy**, NBER Working Paper no. 5735, 1997.
- Hamilton, James D. (1994), **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- Harvey, A.C. (1985): **Trends and cycles in macroeconomic time series**, Journal of Business and Economic Studies 3, 216–27.
- Harvey, A.C. and P.H.J. Todd (1983): **Forecasting economic time series with structural and Box-Jenkins models: A case study** (with discussion), Journal of Business and Economics Statistics 1, 299–315.
- Holm, P. ja Somervuori, E. (1996), **Structural Unemployment in Finland**, VATT keskustelu-aloitteita no 136, 1996.
- Kinnunen, Helvi, (1996), **Inflaatioindikaattorit ja niiden ennustekyky**, Suomen Pankin kansantalouden osaston työpapereita, 7/1996.
- OECD, WP1, lokakuussa 1996 pidetyn NAIRU- kokouksen aineisto, syyskuu 1996.
- Staiger, Douglas, Stock, James H., ja Watson, Mark W. (1996), **How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?** NBER Working Paper 5477, March 1996.

Liite 1. Esimerkki mallin tila-avaruus-esitysmuodosta
 Mittausyhtälöt mallisysteemille (1b),(2),(3a),(4) ja (5)

$$\begin{matrix} X(t) \\ \hline y_t \\ \text{(tuotanto)} \\ \hline u_t \\ \text{(työt,aste)} \\ \hline \Delta\pi_t \\ \text{(inflaation muutos)} \\ \hline \text{havaitut selitettävät muuttuivat} \end{matrix} = \begin{matrix} M \\ \hline 1 & 0 & \phi_t & \phi_{t-1} & \phi_{t-2} & \phi_{t-3} & \phi_{t-4} \\ \hline 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \eta_{t-3} & -\eta_{t-3} \\ \hline \end{matrix} * \begin{matrix} \text{havaitsemattomat muuttujat} \\ U(t) \\ \hline Y_t^P \\ \hline U_t^N \\ \hline U-U_t^N \\ \hline U-U_{t-1}^N \\ \hline U-U_{t-2}^N \\ \hline U-U_{t-3}^N \\ \hline U-U_{t-4}^N \end{matrix} + \begin{matrix} \text{eksogeenisten muuttujien kerroinmatriisi} \\ \Omega \\ \hline 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \hline \rho_{t-1} & \omega_1 & \omega_2 & \omega_3 & \omega_4 & \omega_5 \\ \hline \end{matrix} * \begin{matrix} \text{viiv. hinta ja tarjontamuuttujat} \\ Z(t) \\ \hline \Delta\pi_{t-1} \\ \hline \text{PCIENERmlddn}_t \\ \hline \text{IMPRISmlddn}_{t-4} \\ \hline \text{IMPRISmlddn}_{t-5} \\ \hline \text{IMPRISmlddn}_{t-8} \\ \hline \text{ASCPImlddn}_{t-2} \end{matrix} + \begin{matrix} E(X) \\ \hline \epsilon_{\text{nk:n}} \\ \hline 0 \\ \hline \epsilon_{\text{hinta}} \end{matrix}$$

Kehitysyhtälöt mallisysteemille (1b),(2),(3a),(4) ja (5)

$$\begin{matrix} U(t) \\ \hline Y_t^P \\ \text{(pot.tuotanto)} \\ \hline U_t^N \\ \text{(nairu)} \\ \hline U-U_t^N \\ \text{(tyött. kuilu)} \\ \hline U-U_{t-1}^N \\ \hline U-U_{t-2}^N \\ \hline U-U_{t-3}^N \\ \hline U-U_{t-4}^N \end{matrix} = \begin{matrix} g \\ \hline \alpha \\ \hline \beta \\ \hline 0 \\ \hline 0 \\ \hline 0 \\ \hline 0 \\ \hline 0 \end{matrix} + \begin{matrix} T \\ \hline 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & \delta_1 & \delta_2 & \delta_3 & \delta_4 & \delta_5 \\ \hline 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{matrix} * \begin{matrix} U(t-1) \\ \hline Y_{t-1}^P \\ \hline U_{t-1}^N \\ \hline U-U_{t-1}^N \\ \hline U-U_{t-2}^N \\ \hline U-U_{t-3}^N \\ \hline U-U_{t-4}^N \\ \hline U-U_{t-5}^N \end{matrix} + \begin{matrix} E(U) \\ \hline \epsilon_{\text{pot.tuot}} \\ \hline \epsilon_{\text{nairu}} \\ \hline \epsilon_{\text{sykl.työt}} \\ \hline 0 \\ \hline 0 \\ \hline 0 \\ \hline 0 \end{matrix}$$

Liite 2. Käytetyt ja kokeillut aikasarjat ja niille tehdyt muunnokset

Estimoinneissa käytettiin lähtökohtaisesti neljännesvuosidataa ajalta 1976:1–1996:4. **Estimointiperiodin** pituutta rajoitti aineiston saatavuus joidenkin muuttujien kohdalla. Tarkka estimointiperiodi vaihtelee riippuen differenssien ja maksimiviipeiden lukumäärästä mallissa. Mallit estimoitiin neljännesvuosiaineistolla periodille 1979Q4–1996Q4 (mallit tyyppiä 1b3 ja 1b3a) ja periodille 1977Q4–1996Q4 (tyyppi 1a3).

Inflaationsarjana (CPI) kokeiltiin eri hintaindekseistä muodostettuja inflaatio-sarjoja, mm. BKT-deflaattoria, yksityisen kulutuksen deflaattoria ja pohjahintainflaatiota, mutta alustavissa PNS-estimoinneissa parhaiten käyttäytyi kuluttajahintaindeksi. Pohjahintainflaation käyttöä rajoitti aikasarjan lyhyys.

Työttömyysasteena (U_t) käytettiin Tilastokeskuksen Stamp-kausipuhdistettua työttömyysastetta. Työministeriön työttömyysastetta kokeiltiin, eikä siinä ollut mainittavaa eroa verrattuna tilastokeskuksen sarjaan. Jälkimmäinen valittiin koska se on “virallinen” ja kansainvälisesti vertailukelpoisempi. Tuotantosarjana käytettiin Tilastokeskuksen kausipuhdistamaa 1990-hintaista bruttokansantuotetta.

Niiden **tarjontamuuttujien** (Z_t), jotka ovat raportoiduissa malleissa mukana lisäksi kokeiltiin eräitä muita muuttujia. Näihin kuuluivat mm. eri tavoin lasketut energian suhteelliset hinnat, kuten maaöljyn hinta kuluttajahintaindeksiin suhteutettuna tai energian tuonnin yksikköarvoindeksi suhteutettuna bkt:hen. Vaihtosuhdetta kuvaavina muuttujina kokeiltiin myös vienti- ja tuontihintojen suhdetta, ns. eksogeenista vaihtosuhdetta (kilpailijamaiden vientihinta suhteessa tuontihintoihin) ja tuotujen kulutustavaroiden suhteellista hintaa. Työn tuottavuuden trendipoikkeama, työn verotuksen verokiila ja verotariffi-indeksi olivat kokeiltujen, mutta lopulta hylättyjen muuttujien joukossa. Liikevaihtovero/ arvonlisä-veroprosentin 1. tai 2. differenssit olivat spesifikaatiosta riippuen merkitseviä tai melkein merkitseviä alustavissa estimoinneissa mutta systeemi-estimoinneissa ne putosivat pois.

Systeemiestimoinneissa käytettäväksi **tarjontamuuttujiksi valittiin** lopulta energian suhteellinen hinta PCIENER, joka laskettiin suhteuttamalla kansantalouden tilinpidon yksityisten kulutusmenojen hintaindeksi samasta lähteestä laskettuun indeksiin, josta oli poistettu liikenteen ja asuntoenergian hinta. Koska yksityisten kulutusmenojen alaerät esiintyvät kansantalouden tilinpidossa vain vuositasolla, on sarja dissagregoitu. IMPRIS on tuontihintaindeksi/kuluttajahintaindeksi; REXRATE on reaalin valuuttakurssi eli kuluttajahinnoista laskettu kotimaan hintataso suhteessa kilpailijamaiden hintoihin markkamääräisenä. Muuttuja on määritelty niin, että reaalin valuuttakurssin lasku merkitsee kilpailukyvyen paranemista. (Alkuperäinen on sarja SP:n tietokannasta.) ASCPI on koko maan asuntohintaindeksi $83 = 100$ suhteutettuna kuluttajahintaindeksiin.

Estimoinneissa käytetyt muuttujat ja niille tehdyt **muunnokset** on listattu ao. taulukossa. Muut kuin bruttokansantuote ja työttömyysaste, jotka olivat valmiiksi kausipuhdistettuja, tasoitettiin ensin 4 periodin liukuvan keskiarvon menettelyllä. Sen jälkeen muuttujat logaritmoitiin ja niistä otettiin differenssi edelliseen havaintoon nähden yksi tai kaksi kertaa paitsi bruttokansantuotteesta ja työttömyysasteesta. Lopuksi saadut sarjat normeerattiin keskiarvolla ja kerrottiin sadalla, jotta muuttujat olisivat samassa dimensiossa kuin työttömyysaste.

Tunnus raportissa	Otsikko ilman muunnoksia	Sarjatunnus SP:n tietokannassa	Muunnokset						huom.
			liukuva tasoitus m	log l	1. tai 2. differenssi d tai dd	*100	normee raus n		
π tai CPImln	Kuluttajahintaindeksi 90=100	P090.Q	m	l	d	x	n		
$\Delta\pi$ tai CPImlddn	Kuluttajahintaindeksi 90=100	P090.Q	m	l	dd	x	n		
y	BKT, kiintein hinnoin 90-Mmk, kausitasoitettu	GDPQ.K		l		x			
u	Työttömyysaste TK, kausitasoitettu	L040.K 88q1 asti L040.KS 88q1 -->							
PCIENERmln	Energian suhteellinen hinta		m	l	d	x	n		
PCIENERmlddn	Energian suhteellinen hinta		m	l	dd	x	n		
REXRATEmln	Reaalinen valuuttakurssi	1/E153RE.CP	m	l	d	x	n		
REXRATEmlddn	Reaalinen valuuttakurssi	1/E153RE.CP	m	l	dd	x	n		
IMPRIsmIn	Suhteelliset tuontihinnat	MP90.M/P090.Q	m	l	d	x	n		
IMPRIsmIddn	Suhteelliset tuontihinnat	MP90.M/P090.Q	m	l	dd	x	n		
ASCPImIn	Asuntojen hintaindeksi, koko maa, 83=100 suhteutettuna kuluttajahintoihin	PA2.Q/PO90.Q	m	l	d	x	n	muunnettu samalle perusvuodelle	
ASCPImIddn	Asuntojen hintaindeksi, koko maa, 83=100 suhteutettuna kuluttajahintoihin	PA2.Q/PO90.Q	m	l	dd	x	n		

- 1/98 Helvi Kinnunen
Tuotannon kasvuhäiriöiden lähteet Suomessa ja EU-maissa, 21 s., 29.1.1998
- 2/98 Chris-Marie Rasi – Jan-Markus Viikari
Ajassa muuttuva NAIRU ja potentiaalinen tuotanto Suomessa, 27 s. 23.2.1998
