

KESKUSTELUALOITTEITA

DISCUSSION PAPERS

Suomen Pankin
kansantalouden osasto

Bank of Finland
Economics Department



Arto Elomaa

TYÖLLISYYDEN STOKASTISET OMINAISUUDET JA
HYSTERESIS

4.2.1988

2/88

Arto Elomaa

TYÖLLISYYDEN STOKASTISET OMINAISUUDET JA HYSTERESIS

Tiivistelmä

THE STOCHASTIC PROPERTIES OF EMPLOYMENT AND HYSTERESIS

Abstract

In this paper we investigate the time series properties of aggregate employment in Finland. Chapter One briefly discusses why we might need hysteresis to explain rigidities not in prices but in quantities like employment and unemployment.

In Chapter Two we construct a simple insider-outsider model. Restricted by the membership rule insiders try to obtain the highest wage possible. The driving force is errors in insiders' expectations. Because of errors, insiders price the labour wrongly. As a result the real wage does not equal the marginal product of labour. Firms, who are always on their labour demand curve, find it advantageous to increase or decrease the number of workers so that the marginal product of labour equals the real wage. The final result is that employment follows a random walk.

In Chapter Three we test unit root and random walk hypotheses using the Nelson-Plosser difference stationarity concept and Dickey-Fuller distributions for unit root tests. The data are monthly seasonally adjusted figures for aggregate employment in Finland. The results are quite clear-cut. The tests reject random walk but cannot reject unit root. Employment is some sort of ARMA-process with unit root according to the data. If we want to stick to the insider-outsider model and hysteresis, we can interpret the short term negative residual correlation as an error correction model.

SISÄLTÖ

		sivu
0	TIIVISTELMÄ	1
1	JOHDANTO	2
2	HYSTERESIS a la BLANCHARD-SUMMERS	3
3	ONKO TYÖLLISYYS SATUNNAISKULKUA?	6
3.1	Trendistationaarisuus ja differenssistationaarisuus	6
3.2	Estimoitavat yhtälöt ja testit	7
3.3	Työvoimatiedustelu ja työvoimatutkimus	8
4	JOHTOPÄÄTÖKSET	14
	HUOMAUTUKSET	15
	LÄHTEET	17
LIITE 1	Liitekuviot: työllisyys	18
LIITE 2	Vuosiaineistojen tulokset	19
LIITE 3	Integraation asteen testaus	22

0 TIIVISTELMÄ

Tässä paperissa tutkimme Suomen kokonaistyöllisyyden aikasarjaominaisuuksia kuukausiaineistolla. Luvussa yksi esitetään hysteresis-hypoteesin tausta ja perustelut aikasarjaominaisuuksien tutkimiseksi. Luvussa kaksi rakennetaan yksinkertainen insider-outsider-malli. Jäsenyysäännön rajoittamana insider-joukko pyrkii maksimoimaan palkkansa odotetulla hintatasolla. Odotusvirheiden vuoksi reaali-palkka ei vastaa rajatuottavuutta ja yritykset sopeuttavat työllisten määrää. Satunnaisuus odotusvirheissä aiheuttaa myös työllisyyden satunaiskulun. Luvussa kolme testataan ykkösjuuri- ja satunaiskulkuhypoteeseja Dickey-Fuller-testien avulla. Satunaiskulkuväite hylätään, sen sijaan ykkösjuuriväitettä ei voida hylätä. Jos pidättäydytään insider-mallissa, voivat ensimmäiset negatiiviset jäännöskorrelaatiot olla vihje virheenkorjausmekanismista.

1 JOHDANTO

Kukaan ei ennusta työttömyyden putoamista 50- ja 60-lukujen tasoihin. Ilkeä kysymys mille tahansa pitkittyneen ja tahattoman työttömyyden valintateoreettiselle analyysille vapaissa markkinatalouksissa: Miksi työttömyys ei eliminoidu tarjouskilpailun (underbidding) kautta? Lindbeck ja Snower (1986) kysyvät: "(A) Why are involuntarily unemployed workers unwilling or unable to gain jobs by underbidding their employed comrades? (B) Why are laid-off workers unwilling or unable to retain their jobs by underbidding?" Sopimusjäykkyydet, sopeutumiskustannukset tai tehokkaan kysynnän puute ovat tuskin riittävän suuria yli vuosikymmenen jatkuneen kehityksen syiksi. Luonnollisen työttömyyden hypoteesi tai tarjonnan intertemporaalinen substituutio a la Lucas-Rapping ei myöskään selitä pitkittyntä ilmiötä.

Työvoimamarkkinoiden tutkimuksen uusin, tosin uudelleenlämmitetty, hypoteesi on ns. hysteresis-hypoteesi. Sen avulla on pyritty selittämään työttömyyden pysyvyyttä Länsi-Euroopassa. Lindbeck ja Snower (1984) ovat esittäneet ns. insider-outsider -mallin. Insidereilla on markkinavoimaa esim. palkkaus- ja irtisanomiskustannuksista johtuen. Markkinavoiman ansiosta insiderpalkka voi olla palkkaus- ja irtisanomiskustannusten verran korkeampi kuin työttömien reservaatiopalkka. Tällöin yrityksillä ei ole mitään kiihoketta irtisanoa insider-työllistä ja palkata outsider-työtöntä. Blanchard ja Summers (1987) ovat soveltaneet insider-mallia makrotasolle ja saaneet hysteresis-hypoteesin mukaisen väitteen: työllisyys seuraa satunnaiskulkua. Hysteresishän tarkoittaa polkuriippuvaista tasapainoa.

Tässä tarkoituksena on tutkia Suomen aggregaattityöllisyyden [1] aikasarjaominaisuuksia Dickeyn ja Fullerin (1979 ja 1981) konstruoiden testijakaumien ja Nelsonin ja Plosserin (1982) trendistationaarisuus- ja differenssistationaarisuuskäsitteiden avulla. Satunnaiskulun implikaatio on, ettei sarjan menneillä muutoksilla voi ennustaa nykyisiä ja tulevia muutoksia. Tämä ei kuitenkaan tarkoita, etteikö muiden taloudellista merkitystä omaavien sarjojen avulla voitaisi ennustaa satunnaiskulkusarjaa.

2 HYSTERESIS a la BLANCHARD-SUMMERS

Tässä johdetaan yksinkertainen hysteresis-malli työllisyydelle. Malli ei välttämättä edellytä ammattiliittojen olemassaoloa, insider-toiminta voi syntyä muutenkin. Sen sijaan insider-toiminta edellyttää työvoiman vaihtuvuuskustannuksia (labour turnover costs). Mallin johto poikkeaa Blanchardin ja Summersin (1987) työstä, mutta tuottaa myös työllisyyden satunnaiskulun. Oletetaan seuraava työn kysyntäfunktio [2]

$$(2.1) \quad L_d = d_0 + d_1 * Q - d_2 * W + d_2 * P, \quad d_1, d_2 > 0,$$

jossa L_d on työn kysyntä, Q hyödykemarkkinoiden eksogeeninen tasapainoratkaisu [3] W nimellispalkka, P hintataso.

Kaikki työlliset työntekijät kuuluvat insider-joukkoon ja työttömäksi joutuessaan työntekijä menettää insider- asemansa ja siirtyy outsider-joukkoon. Palkkaneuvotteluja kuvaa ns. monopoliliiton malli. Markkinoilla insider-neuvottelijat asettavat palkan ja työnantajat työllisyyden. Neuvottelut käydään periodin alussa ja silloin on käytössä kaikkien edellisten periodien informaatio. Tällöin työllisyyden muutos kyseisenä periodina on

$$(2.2) \quad DL = DL_d = d_1 * DQ - d_2 * DW + d_2 * DP,$$

jossa D on differenssioperaattori. Olkoon insider-neuvottelijoilla jäsenyysääntö siten, että tavoiteltu työllisyys on vähintään edellisen periodin työllisyys. Silloin tavoiteltu työllisyyden muutos on nolla, jotta saadaan ulosmitattua mahdollisimman suuri palkka insider-joukolle odotetulla työn kysynnällä. Eli halutulle työllisyyden muutokselle DL_n pätee

$$(2.3) \quad DL_n = E(DL_d) = E(DL) = 0,$$

Ottamalla odotukset yhtälön (2.2) suhteen ja sijoittamalla (2.3) siihen, saadaan

$$(2.4) \quad DW = (d_1/d_2) * E(DQ) + E(DP) .$$

Työn hinnoittelu eli nimellispalkan muutokset riippuvat odotetuista tuotannon ja hintatason muutoksista. Periodin aikana tuottavuus on kiinteä ja vastaa periodin alussa odotettua reaali-palkkaa. Sijoittamalla (2.4) yhtälöön (2.2) saadaan työllisyyden muutos

$$(2.5) \quad DL = d_1 * (DQ - E(DQ)) + d_2 * (DP - E(DP)) ,$$

eli työllisyys vaihtelee insider-joukon ennustevirheiden takia. Jos esimerkiksi hyödykemarkkinoilla pätee Lucas-tarjontakäyrä, ovat odotusvirheet positiivisesti korreloituneita ja vahvistavat työllisyyden vaihteluita. Yhtälö (2.5) poikkeaa kuitenkin ratkaisevasti Lucas-tarjonnasta, koska ennustevirheillä on pysyvä vaikutus työllisyyden tasoon. Lucas-tarjontafunktiossa palataan luonnollisen aktiviteetin tasolle, jos seuraavalla periodilla odotusvirhe on nolla. Yhtälössä (2.5) odotusvirheet aiheuttavat pysyviä muutoksia työllisyyden tasoon. Jos odotusvirheet ovat satunnaisia rationaalisten odotusten mukaan, ovat työllisyyden muutoksetkin satunnaisia. Oletetaan odotusvirheiden olevan normaalijakautuneita, jolloin saadaan

$$(2.6) \quad DL = u(t) , \text{ jossa } u \text{ on normaalisesti jakautunut.}$$

Tähän äärimalliin sisältyy monta vahvaa oletusta markkinoiden toiminnasta, että tuloksena on malli, jonka selityskykyä, eli yksöjsjuurihypooteesia ja differenssin satunnaiskulkuhypooteesia on helppo testata empiirisesti. Seuraavassa eräitä vahvoja oletuksia, jotka satunnaiskulkumalli (2.6) sisältää.

(1) Insidereiden hyötyfunktiossa palkka on argumenttina, mutta ei työllisyys eikä työttömyys. [4] Työttömyyden rahoittaminen veroina tai kassa-avustuksina, eli työttömyyden kustannukset saattavat vaikuttaa siihen, että työllisyys on myös mukana hyötyfunktiossa. Mikäli hyötyfunktiossa on työllisyys on osoitettu, että työvoiman hinnoittelu monopoliliiton mallin mukaan ei ole Pareto-optimaalista. Parempi tulos saadaan neuvottelemalla sekä palkasta että työllisyydestä.

(2) Negatiivisen, odotetun kysyntäshokin aikana työllisyys säilyy ennallaan, mutta reaali-palkka laskee, kun insidereiden tuottavuus sopeutuu alemmalle tasolle. Havaittu prosyklinen tuottavuuden vaihtelu sopii tähän. Toisaalta työn tuottavuus on kiinteä periodin kuluessa, eikä sitä sopeuteta ennustevirheisiin sopimuksen ollessa voimassa. Tätä voidaan perustella informaation saannilla vasta periodin päätyttyä.

(3) Odotusten rationaalisuus on edellytys työllisyyden satunnaiskulle ylläolevassa hysteresis-mallissa (2.6), elleivät odotusvirheet keskenään ole melko erikoisella tavalla korreloituneita.

(4) Jäsenyyden menettäminen heti työttömäksi jouduttaessa tai sen saaminen työlliseksi päästessä lienee myös melko vahva oletus. Toisaalta osa ammattiyhdistysten äänestyksistä käydään työpaikoilla, joissa yleensä käy vain työllisiä jäseniä. Myös järjestäytymisaste Suomessa on melko korkea.

Näitä oletuksia ei kuitenkaan ole tässä tarkoitus testata. Onkin vaikeaa ilman yhtä vahvoja lisäoletuksia diskriminoida eri oletusten vaikutuksia empiirisestä aineistosta.

Työttömyyden analyysi on hieman hankalampaa ja se onkin tästä jätetty pois. Kun odotetaan tuotannon kasvua, palkkaa nostetaan vastaavasti eikä työllisyys muutu. Sitä vastoin työttömyyden muutokset riippuvat ei-työllisten työn tarjonnan muutoksesta havaitun palkan muutoksen jälkeen. Jos jousto on positiivinen, lisää odotettu positiivinen shokki työttömyyttä. Esimerkiksi odotettu, ekspansiivinen suhdannepolitiikka voi siten lisätä työttömyyttä. Työttömyyden analyysi riippuu siten ratkaisevasti, mitä oletetaan työttömän työvoiman tarjonnasta.

3 ONKO TYÖLLISYYS SATUNNAISKULKUA?

3.1 Trendistationaarisuus ja differenssistationaarisuus

Epästationaarisuus on tyypillinen taloudellisten aikasarjojen piirre. Epästationaarisuus johtuu sarjan astetta nolla korkeammasta trendistä tai sarjaa generoivan prosessin ykkösjuuresta. Ensimmäiseen luokkaan kuuluva sarja on trendistationaarinen (TS) ja jälkimmäiseen kuuluva differenssistationaarinen (DS). Trendistationaarisen muuttujan z TS-prosessi ajan t suhteen on

$$(3.1) \quad z(t) = a + bt + c(t) \quad \text{ja} \\ v_1(L)c(t) = v_2(L)u(t),$$

jossa a ja b ovat kiinteitä parametreja ja $u(t)$ on valkoista kohinaa. L on viiveoperaattori ja $v_1(L)$ ja $v_2(L)$ ovat L :n polynomeja, jotka toteuttavat stationaarisuuden ja käännettävyyden ehdot.

Ensimmäisen kertaluvun differenssistationaarisen muuttujan x DS-prosessi ajan t suhteen on

$$(3.2) \quad (1-L)x(t) = a + d(t) \quad \text{ja} \\ v_3(L)d(t) = v_4(L)u(t),$$

jossa a kiinteä parametri $u(t)$ valkoista kohinaa. L ja vi:t kuten edellä. Yksinkertaisin DS-prosessi on satunnaiskulku, jolloin $v_3(L) = v_4(L) = 1$.

Trendistationaarisen ja differenssistationaarisen sarjan ero on tärkeä empiirisille kuin myös teoreettisille töille. Näiden kahden prosessiluokan ero on niiden epävarmuuden, eli ennustevirheiden varianssin kasvussa. Prosessissa (3.1) epävarmuus tulevaisuuden suhteen pysyy äärellisenä, kun taas prosessissa (3.2) ennuste-epävarmuus kasvaa rajatta. Tämä siksi, että trendistationaarisen sarjan epävarmuus liittyy vain lyhyen aikavälin vaihteluihin. Karkeasti sanottuna differenssistationaarisen sarjan epävarmuus liittyy sarjan kasvuosaan. Ykkösjuuren testaus pitäisi olla saman-

lainen rutiinitoimenpide kuin erilaisten trendikomponenttien laskeminen. Nelson ja Kang (1981) ovat osoittaneet Monte Carlo -simuloinneissa, että selitettäessä satunnaiskulkua trendillä, saadaan keskimäärin selitysasteeksi .44. Niinpä kohtuulliselta näyttävä selitysaste saatetaan tulkita virheellisesti trendikomponenttimallin puolustukseksi.

3.2 Estimoitavat yhtälöt ja testit

Nelson ja Plosser (1982) ovat Dickeya ja Fulleria (1979, 1981) seuraten ovat kehittäneet proseduurin, jolla he pyrkivät identifioimaan kaksi erilaista aikasarjaluokkaa. Tässä estimoidaan yhtälöt (3.3) ja (3.4) ja testataan ykkösjuuri-hypoteesia, eli poikkeako tasoyhtälössä viivästetyn muuttujan kerroin ykkösestä [5] Lisäksi satunnaiskulkua testataan lisäksi estimoimalla yhtälöt, joissa työllisyyden muutoksia selitetään viivästetyillä muutoksilla.

L on logaritmoitu työllisten lukumäärä, T on lineaarinen trendimuuttuja ja D on differenssi-operaattori.

$$(3.3) \quad L(t) = a + b \cdot L(t-1) + u_1(t)$$

$$(3.4) \quad L(t) = a + b \cdot L(t-1) + c \cdot T + u_2(t)$$

$$(3.5) \quad DL(t) = a + b \cdot DL(t-1) + u_3(t)$$

$$(3.6) \quad DL(t) = a + b \cdot DL(t-1) + c \cdot DL(t-2) + u_4(t)$$

Vastaavat testattavat hypoteesit ovat

$$(3.3b) \quad H_0 : a = 0, \quad H_0 : b = 1, \quad H_0 : a = 0 \text{ ja } b = 1$$

$$(3.4b) \quad H_0 : b = 1, \quad H_0 : b = 1 \text{ ja } c = 0$$

$$(3.5b) \quad H_0 : a = b = 0$$

$$(3.6b) \quad H_0 : a = b = c = 0$$

Näistä (3.3b) ja (3.4b) testataan Dickeyn ja Fullerin (1979, 1981) esittämän proseduurin avulla. [6] Testisuureet lasketaan kuten t- ja F-testeissä, mutta ne noudattavat erilaista jakaumaa nollahypoteesin vallitessa. Testeissä ei voi käyttää tavallisia t- ja F-jakaumia, koska kyseessä on ykkösjuuren testaus. Sen sijaan (3.5b) ja (3.6b) voidaan testata käyttämällä F-jakaumaa. Jos hypoteesit (3.5b) ja (3.6b) hylätään, hylätään myös satunnaiskulkuhypoteesi.

Pääsääntöisesti, ellei toisin mainita, käytetään 90 %-merkitsevyysrajoja hypoteeseja (3.3b)-(3.6b) testattaessa. Tämä sen vuoksi, ettei liian tiukasti pidättäydytä ykkösjuuri-hypoteesissa (vrt. McCallumin (1986) kritiikki Nelsonin ja Plosserin päättelyä vastaan).

3.3 Työvoimatiedustelu ja työvoimatutkimus

Tutkittava aikasarja on työllisten määrä Suomessa kuukausittain työvoimatiedustelun (1959 - 1982) ja työvoimatutkimuksen (1983-) mukaan. Aineiston suurin epäjatkuvuuskohta on vuoden 1975 joulukuun ja 1976 tammikuun välissä, jolloin sarjassa on tapahtunut selvä tasosiirtymä. Periaatteessa katkos voidaan käsitellä dummy-tekniikalla tai ketjutamalla. Dummy-tekniikka tuo yhden (tai useamman) estimoitavan parametrin lisää yhtälöön. Tämä saattaa aiheuttaa harhaa muihin parametriestimaatteihin, jos tekniikka ei ole täysin perusteltu. Ketjutuksen ongelmana on sarjan täydellinen katkos, eli ei ole päällekkäisiä havaintoja. Sen vuoksi ketjutuksessa käytettiin apuna kansantalouden tilinpidon työllisyysarjan lukuja. [7] Aikasarjat on esitetty liitekuvioissa 1a ja 1b.

Yhtälöt (3.3) - (3.6) estimoitiin kuukausiaineistolla ja lisäksi aggregoituna vuosiaineistoksi. Vuosiaineistojen estimointitulokset ovat liitteessä 2. Kausivaihteluongelmaa tutkittiin estimoimalla mallit kausipuhdistetulla sarjalla ja lisäksi kausidummyjen avulla. Dummy-tekniikkaan pätee edellä mainittu huomautus, ja toisaalta kausipuhdistus, kuten sarjojen trendipoikkeamien käyttö, saattaa aiheuttaa näennäistä autokorrelaatiota.

Jäännöksistä tehdään ns. klassiset oletukset, joita testataan diagnostisin testein. Taulukoissa kertoimien alla on suluisissa t-luku. Q(p) on Box-Pierce -testi jäännöksen autokorrelaatiolle p:nsteen asteeseen, Ch on Chow-testi stabiilisuudelle (vuosi 73 ja kuukausi 73M7), Het on heteroskedastisuustesti jäännös-termin varianssin riippuvuudelle yhtälön systemaattisesta osasta. N on Jarque-Bera -testi jäännöksen normaalisuudelle. Ri:t ovat jäännös-termin i:n asteen autokorrelaatiokertoimia ja G-luvut alla Godfreyyn testisuureita, jotka ovat N(0,1)-jakautuneita. Nollahypoteesia stabiilisuudesta tai jäännös-termin klassista ominaisuuksista ei hylätä 90 %-merkitsevyysrajoilla, jos ilmoitetaan +, ei hylätä 95 %-rajoilla, jos ? ja hylkäämistä 95 %-rajoilla ilmaisee -.

Kuukausiaineiston tulokset periodilta 59M1 - 87M8 ovat taulukoissa 3.1a ja 3.1b, yhtälöt (3.3) - (3.6) ja hypoteesit (3.3b) - (3.6b) vastaavasti.

Taulukko 3.1a Työvoimatiedustelu, 1959M1 - 1987M8

Selitettävä	Kertoimet			R2	Q(12)	Ch	r1	r10	r12
	a	b	c	R2c	Het	N	G	N(0,1)	
L (3.3)	.058 (1.14)	.993 (152)		.985 .985	54.8 -	+	-.19 3.6	.23 4.3	-.11 2.2
L (3.4)	.189 (2.06)	.975 (81.8)	.00001 (1.72)	.986 .985	52.9 -	+	-.18 3.5	.23 4.4	-.11 2.1
DL (3.5)	.0005 (2.08)	-.199 (3.74)		.039 .037	52.0	+	-.03 2.4	.25 4.6	-.11 2.0
DL (3.6)	.0006 (2.30)	-.226 (4.18)	-.128 (2.37)	.056 .050	42.3	?	.01 1.0	.22 4.1	-.07 1.3

Taulukko 3.1b Testit (3.3b) - (3.6b), kuukausisarja kausipuhd.

Hypoteesi	Testit	"F kr"		H0	"t kr"
	H0				
(3.3b) F(a=0,b=1)		2.19	(3.81)	t(b=1)	-1.14 (-2.57)
(3.4b) F(b=1,c=0)		2.45	(5:39)	t(b=1)	-2.06 (-3.13)
(3.5b) F(a=0,b=0)		8.52	(2.33)		
(3.6b) F(a=0,b=0,c=0)		7.64	(2.11)	(2.68)	(3.95)
				5%	1%

Yhtälön (3.3a) tuloksista ei voida hylätä hypoteesia ($a=0$), 90 %-merkitsevyystason kriittinen arvo on 2.16. Taulukossa 3.1a on esitetty ne autokorrelaatiokertoimet, jotka poikkeavat eniten nollassa. Voimakas 10 kuukauden autokorrelaatio saattaa viitata kausipuhdistusongelmaan.

Ykkösjuurihypoteesia ei voida hylätä 90 %-merkitsevyysrajoilla taulukon 3.1b tulosten mukaan. Huomattakoon, että insider-hypoteesin mukaista hysteresismallia olisikin vaikea puolustaa, jos työllisyys olisi trendistationaarinen prosessi.

Satunnaiskulkuhypoteesi hylätään kuukausitasolla taulukon 3.1b testien (3.5b) ja (3.6b) perusteella. Differenssisarjan historialla on selityskykyä, mikä on ristiriidassa hypoteesin kanssa. Ainakaan tulos ei johdu pienestä otoksesta, mutta kausipuhdistus voisi olla syy. Sen vuoksi testit (3.5b) ja (3.6b) tehtiin myös kausipuhdistamattomalle sarjalle dummy-tekniikan avulla. Tällöin ei voida erottaa vakiota kausivaihtelusta, joten parametria a :ta ei voida testata. Mutta hypoteesit $b=0$ ja $b=c=0$, eli satunnaiskulkuhypoteesi hylättiin. [8]

Tulosten stabiilisuutta tutkittiin paitsi Chow-testin avulla myös lyhentämällä estimointiperiodia. Taulukossa 3.2a on esitetty vastaavat estimoinnit periodilta tammikuu 1967 - elokuu 1987. Piste-estimaatit eivät taso- eivätkä differenssiyhtälöissä muuttuneet merkitsevästi. Myöskään ykkösjuuri-hypoteesia ei voida hylätä lyhyemmältä periodilta. Satunnaiskulkumalli hylätään myös lyhyemmällä periodilla.

Taulukko 3.2a Estimoinnit ja testit periodille 1967M2-1987M7

Selitettävä	Kertoimet			R2	Q(12)	Ch	r1	r10	r12
	a	b	c	R2c	Het	N	G	- N(0,1)	
L (3.3)	.032 (.50)	.996 (120)		.983 .983	48.2 -	+ -	-.22 3.5	.24 3.8	-.11 1.8
L (3.4)	.359 (2.60)	.953 (52.5)	.00003 (2.62)	.984 .983	48.4 -	+ -	-.20 3.3	.24 4.1	-.09 1.6
DL (3.5)	.0005 (1.49)	-.223 (3.56)		.049 .046	44.9	+ -	-.03 2.4	.25 4.1	-.10 1.6
DL (3.6)	.0006 (1.70)	-.258 (4.05)	-.157 (2.46)	.072 .065	35.0	+ -	.01 .94	.22 3.7	-.05 .81

Taulukko 3.2b Testit (3.3b)-(3.6b), 1967M2-1987M8

Hypoteesit	Testit	"F kr"	H0	"t kr"
(3.3b) F(a=0,b=1)	.814	(3.81)	t(b=1)	-.495 (-2.57)
(3.4b) F(b=1,c=0)	3.69	(5.39)	t(b=1)	-2.59 (-3.13)
(3.5b) F(a=0,b=0)	7.13	(2.33)		
(3.6b) F(a=0,b=0,c=0)	6.81	(2.11)	5% (2.68)	1% (3.95)

Vakio on kuitenkin melko suuri lyhyemmällä periodilla, joka edustaa samalla enemmän tai vähemmän keskitettyjen tulosopimusten aikaa. Tätä ajanjaksoa dominoi kuitenkin ensimmäisen öljykriisin hintashokki ja vuoden 1979 positiivinen tuotantoshokki. Shokkien aikana työllisyys nousi monena kuukautena peräkkäin. On vaikeaa eritellä, johtuuko vakion suuruus näistä autokorreloituneista shokeista vai esim. koko periodin solidaarisesta palkkapolitiikasta. Vai tuliko työvoiman tuottavuuden lyhytaikaisen kasvun raja vastaan, jolloin insider-markkinavoima ei pystynyt hyödyntämään yritysten kaikkea uutta palkanmaksukykyä.

Dickey ja Fuller konstruoivat testijakaumansa olettaen, että prosessit sisältävät ainoastaan AR-komponentteja. [9] He esittävät myös korkeamman asteen AR-prosessien mahdollisuuden. Tällöin yhtä-

löihin (3.3) ja (3.4) lisätään sarjan viivästettyjä differenssejä selittäjiksi. Tasoyhtälöt estimoitiin siksi myös muodossa

$$(3.7) \quad L(t) = a + b*L(t-1) + c*T + d*DL(t-1) + e*DL(t-2) + u$$

Taulukossa 3.3 on esitetty vastaavat estimoinnit ja testit sekä koko periodille että periodille helmikuu 1967 - elokuu 1987. Raportoinnit ovat kuten taulukoissa 3.1a ja 3.1b. Tulosten mukaan ei voida näisäkään hylätä ykkösjuuren olemassaoloa. Vakio on myös pienetynyt, joten jäännöstermin uudelleen spesifiointi teoreettisestikin olisi paikallaan.

Taulukko 3.3a Tasoyhtälöt, kaksi viivästettyä differenssia

Selitettävä Aikaväli	Kertoimet			DL(1)	DL(2)	R ² _c	CH
	a	b	c	d	e	Q(12)	N
L (3.7a) 59-87	.038 (.76)	.995 (153)		-.224 (4.12)	-.128 (2.34)	.986 44.5	- -
L (3.7b) 59-87	.132 (1.46)	.983 (83.1)	.00001 (1.24)	-.217 (3.97)	-.121 (2.24)	.986 46.1	? -
L (3.7c) 67-87	-.001 (0.03)	1.000 (123)		-.246 (3.87)	-.150 (2.38)	.984 36.4	+ -
L (3.7d) 67-87	.290 (2.15)	.962 (53.9)	.00002 (2.43)	-.234 (3.71)	-.146 (2.32)	.984 39.1	+ -

Taulukko 3.3b Testit yhtälöille (3.7a)-(3.7d)

Yhtälö Aika	Testit H ₀	90% "F kr"	H ₀	"t kr"
(3.7a) 59-87	F(a=0,b=1)	.346 (3.79)	t(b=1)	-.752 (-2.57)
(3.7b) 59-87	F(b=1,c=0)	1.06 (5.38)	t(b=1)	-1.46 (-3.13)
(3.7c) 67-87	F(a=0,b=1)	.045 (3.81)	t(b=1)	.034 (-2.57)
(3.7d) 67-87	F(b=1,c=0)	2.96 (5.39)	t(b=1)	-2.15 (-3.13)

Esitettäköön tässä eräs mielenkiintoinen tulkinta havaittuihin ensimmäisiin negatiivisiin korrelaatioihin differenssi-sarjassa.

Differenssiyhtälöt (3.5) ja (3.6) voidaan nimittäin tulkita eräänlaisina virheenkorjausmalleina. Jos lähdetään tilanteesta, jossa kaikki (ja vain) insiderit ovat töissä, muutokset työllisyydessä ovat hinnoitteluvirheitä, jotka pyritään korjaamaan seuraavilla periodeilla. Tällöin differenssiyhtälö on virheenkorjausdynamiikan sisältävä yhtälö, jossa on mukana viivästetty tasoyhtälön virhe, eli aiemmat työllisyyden muutokset. Korjaus ei kuitenkaan ole kovin suuri. Työllisyyden muutoksista differenssimuuttujien kertoimien mukaan jää n. kolme neljäsosaa pysyväksi. Huomattakoon, ettei virhekorjaustulkinta ole ristiriidassa differenssistationaarisuuden kanssa.

Tämä tulkinta edellyttää differenssisarjan stationaarisuutta, testitulokset stationaarisuudesta on esitetty liitteessä 3. On tosin vaikeaa jakaa työllisyyden muutokset korjaustermiin ja uuteen ennustevirheeseen havainnoista ex post. Lisäksi osa outsider-työllisistä saattaa muuttua insider-työllisiksi ja osa insider-työttömistä outsider-työttömiksi. Luonnollisesti tällöin insider-lukumäärä on endogeeninen muuttuja, joka täytyisi mallittaa.

Toisaalta differenssisarjan negatiiviset korrelaatiot voivat johtua ylidifferenssioinnista. Jos parametri b on pienempi kuin yksi yhtälössä (3.3) tai (3.4), differenssisarjassa on jo tästä johtuvaa negatiivista autokorrelaatiota. Tässä saatujen tulosten mukaan ei ykkösjuurihypothesia kuitenkaan voida hylätä. Samoin yhtälössä (3.7) viivästettyjen differenssien kertoimet ovat negatiivisia ja tässä yhtälössä b määräytyy vapaasti (tulokset taulukoissa 3.3a ja 3.3b).

4 JOHTOPÄÄTÖKSET

Yksinkertaisen hysteresis-mallin hyvä puoli empiirisen tutkimuksen kannalta on sen testattavuus. Satunnaiskulku on selkeä hypoteesi. Keskeinen tulos oli, että yksinkertaista työllisyyden satunnaiskulkumallia vastaan saatiin paljon evidenssiä. Malli, jonka mukaan työllisyyden muutokset ovat valkoista kohinaa, hylättiin. Sen sijaan ei voitu hylätä hypoteeseja, joiden mukaan työllisyysarjassa on ykkösjuuri. Tarkemmin sanottuna ei voitu hylätä työllisyyden differenssistationaarisuusväitettä.

Työllisyyden muutosten omalla historialla on selityskykyä, mikä on ristiriidassa satunnaiskulkumallin kanssa. Differenssisarjan ensimmäiset korrelaatiokertoimet kuukausitasolla ovat merkitsevästi negatiivisia. Työllisyyden ARMA-mallin, jossa AR-osassa on ykkösjuuri, voidaan kuitenkin tuottaa teoreettisesti monella tavalla.

Mikäli pidättäydytään insider-outsider -mallissa, voidaan tulokset tulkita eräänlaiseksi virhekorjaustermiksi. Jos jäsenyyden saaminen tai menettäminen ei ole välitöntä, työllisyyden negatiiviset muutokset voivat tarkoittaa insider-työttömyyttä ja positiiviset outsider-työllisyyttä. Tilanteessa, jossa koko insider-joukko on töissä, työllisyyden muutos on odotusvirhe, jota pyritään korjaamaan seuraavalla periodilla.

Tulosten mukaan kuuden kuukauden jälkeen olisi n. 75 % työllisten määrän lisäyksestä jäljellä. Eli noin neljännes työllisyyden muutoksista on pystytty korjaamaan. Tällöin tehokkaalta ja odottamattomalta politiikalta vaaditaan myös vastaavaa yliampumista.

Vaikka tulokset ovatkin alustavia, ovat ne teorian kannalta mielenkiintoisia. Alustavia sikäli, että kausivaihtelun ja jäännöstermin dynamiikan perusteellisempi analysointi johtaisi luotettavampiin tuloksiin. Myös sektoreittaisten työllisyys-sarjojen tutkiminen lienee paikallaan. Tulokset ovat mielenkiintoisia, sillä vaikka yksinkertainen työllisyyden satunnaiskulkumalli hylättiin, poikkeamat siitä voidaan tulkita hysteresis-hypoteesin ja insider-mallin sisällä ja antavat viitteitä teorian kehittelylle.

HUOMAUTUKSET

- [1] Aggregaattiaineiston käyttäytyminen ei kylläkään ole perusteltua tilanteessa, jossa talouden eri sektoreilla työvoimamarkkinat toimivat hyvin eri tavalla. Toisaalta esim. järjestäytyneet toimialat ja toimialat, joissa koulutus- ja irtisanomiskustannukset ovat korkeat, voivat tuottaa hysteresis-mallin, vaikka syyt olisivatkin erilaiset.
- [2] Kysyntäfunktio (2.1) pätee, jos hyödykemarkkinoilla on epätäydellinen kilpailu ja täydellisen kilpailun tapauksessa, jossa tuotantoteknologia on vakioskaalatuottoinen Cobb-Douglas -tuotantofunktio. Itse asiassa tässä ei vaadittaisi työn kysyntäfunktioon palkan lisäksi kuin yksi muu argumentti, jonka suhteen odotukset muodostettaisiin.
- [3] Hyödykemarkkinat käsitellään eksogeenisena, jotta nähdään mallin perusintuitio.
- [4] Carruth ja Oswald (1987) käsittelevät tapausta, jossa insider-hyötyfunktio on polveikas. Kun kaikki insiderit ovat töissä, ainoastaan palkka on hyödyn argumenttina. Työllisyys vaikuttaa hyötyyn vain, jos insidereita on työttöminä.
- [5] Jossain yhteyksissä Dickey-Fuller -testi on tehty siten, että testataan onko muuttujan viivästetyn tasomuodon kerroin merkitsevästi nollaa pienempi, kun selitettävänä on differenssimuoto. Täsmälleen sama testi saadaan, kun yhtälöistä (3.3) ja (3.4) vähennetään molemmilta puolilta viivästetty tasomuuttuja.
- [6] Hypoteesin (3.3b) ongelma on, että $b:n$ jakauma sisältää tuntemattoman $a:n$. Dickey'n ja Fullerin taulukot ovat korrekkeja vain, jos hypoteesia $a = 0$ ei hylätä. Huomat-

takoon, ettei tätä ongelmaa ole hypoteesin (3.4b) testauksessa (Dickey ja Fuller (1981) ss. 1068 - 1070).

[7] Työvoimatiedustelun sarja ketjutettiin siten, että sarjan alkupuoli kerrottiin vakiolla. Vakio valittiin siten, että vuositasolla työllisyyden muutosprosentti vuonna 1976 on sama tilinpidon ja työvoimatiedustelun sarjoissa.

[8] Estimointitulokset olivat seuraavat (dummy-muuttujia ei raportoida)

Yhtälö	b	c	R ² c	F(b=c=0)
(3.5)	-.10 (1.79)		.907	
(3.6)	-.12 (2.16)	-.19 (3.44)	.910	7.59

[9] Schwert (1987) väittää, että Fullerin (1976) raportoimat jakaumat voivat olla harhaanjohtavia, jos prosessissa on MA-termejä. Esimerkiksi Schwertin mukaan taloudellisiin aikasarjoihin sopiva ARIMA(0,1,1)-prosessia noudattavan aikasarjan ykkösjuurihypoteesi hylätään liian usein. Tässä työssä on todettu jäännöskorrelaatioissa mahdollisuus MA-termeihin, ykkösjuurihypoteesia ei kuitenkaan hylätty edes Dickey-Fullerin taulukoilla. Vaihtoehtoinen korkeamman asteen termien vaikutusten approksimointitapa on ei-parametrinen korjaus testisuureisiin. Kts. Stock ja Watson (1986).

LÄHTEET

BLANCHARD O. ja SUMMERS L. (1987) Hysteresis in Unemployment. European Economic Review 31 no. 1/2, ss. 288 - 295.

CARRUTH A.A. ja OSWALD A.J. (1987) On Union Preferences and Labour Market Models: Insiders and Outsiders. Economic Journal 97, ss. 431 - 445

DICKEY D.A. ja FULLER W.A. (1979) Distribution of the Estimators for Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, vol 74, ss. 427 - 431.

DICKEY D.A. ja FULLER W.A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, vol 49 no. 4, ss. 1057 - 1072.

FULLER W.A. (1976) Introduction to Statistical Time Series. Wiley, New York.

LINDBECK A. ja SNOWER D. (1984) Involuntary unemployment as an Insider-Outsider Dilemma. Seminar Paper no. 282 (Institute of International Economic Studies, University of Stockholm).

LINDBECK A. ja SNOWER D. (1986) Wage Setting, Unemployment and Insider-Outsider Relations. American Economic Review, AEA Papers and Proceedings, May 1986.

McCALLUM B. (1986) On "Real" and "Sticky-Price" Theories of the Business Cycle. Journal of Money, Credit and Banking, vol 18, ss. 397 - 414.

NELSON C.R. ja KANG H. (1984) Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variable in Regression. Journal of Business & Economic Statistics, ss.73 - 82.

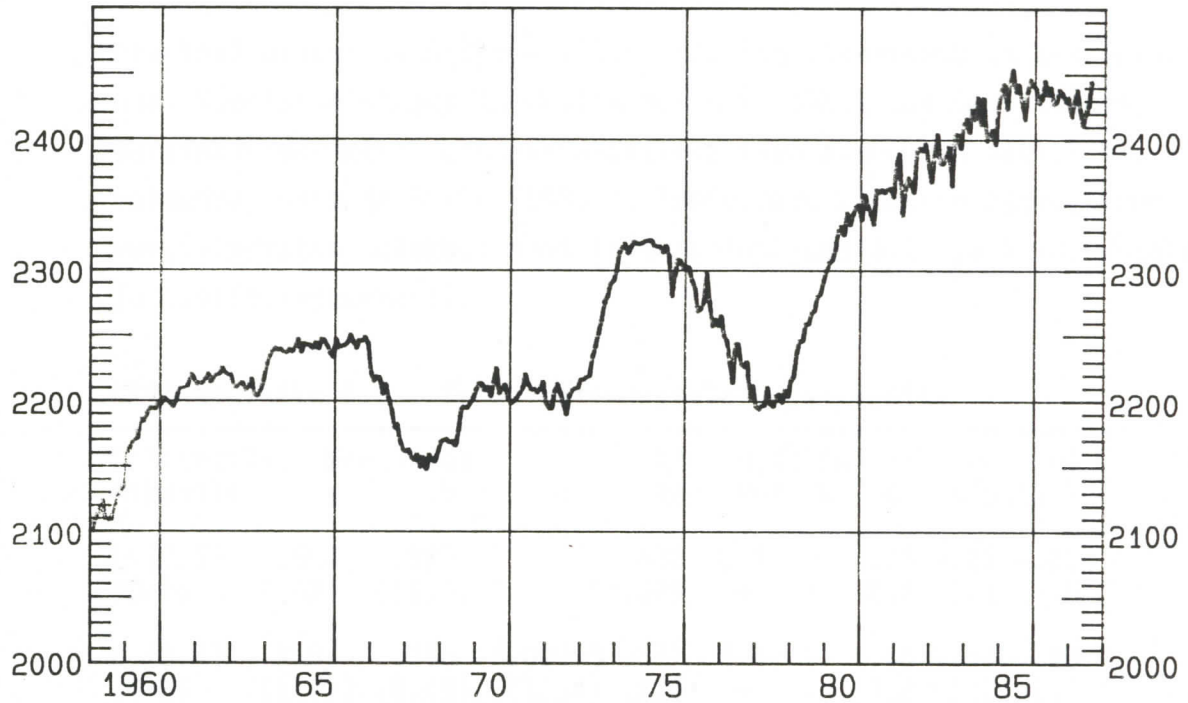
NELSON C.R. JA PLOSSER C. (1982) Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. Journal of Monetary Economics, ss. 139 - 162.

SCHWERT G.W. (1987) Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data. Journal of Monetary Economics 20, ss. 73 - 103.

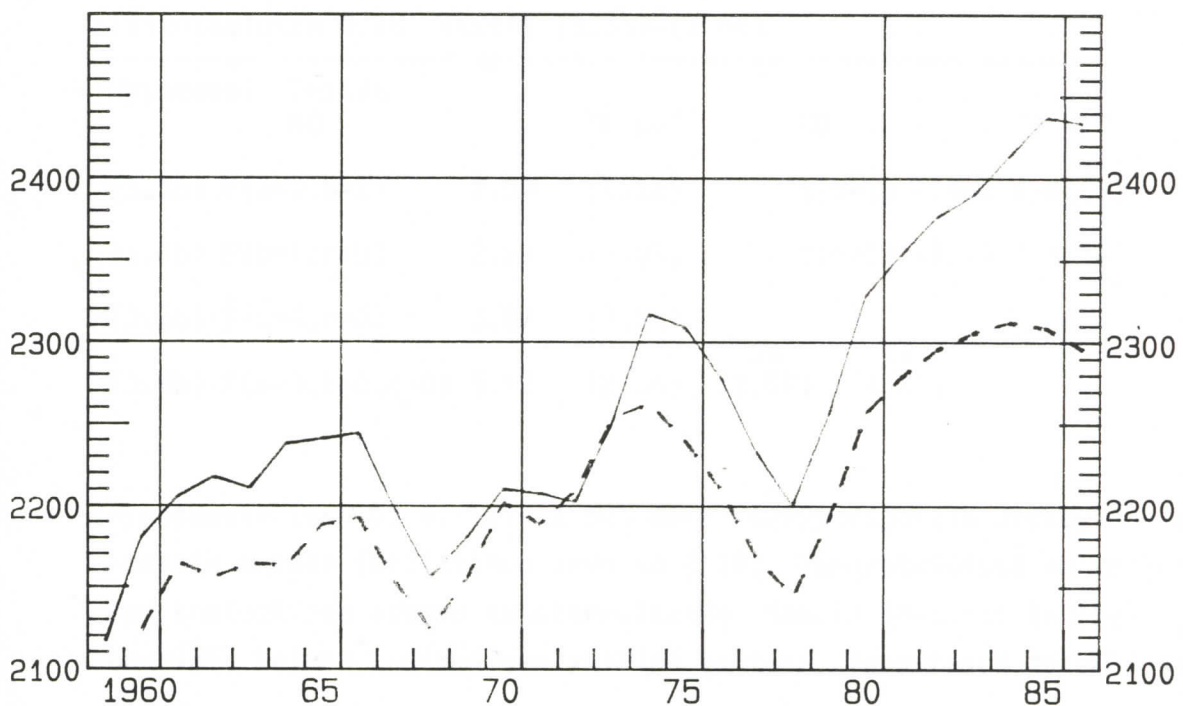
STOCK J.H. ja WATSON M.W (1986) Does GNP have a Unit Root? Economics Letters 22, ss. 147 - 151.

LIITE 1 : TYÖLLISYYS

TYÖLLISET (TYTI), 1000H, KAUSIPUHDISTETTU



TYÖLLISET (TYTI), 1000H
 TYÖLLISET (KTTA), 1000H



LIITE 2

Vuosiaineistojen tulokset

Pienissä otoksissa Dickey-Fuller -testien voimakkuus on kyseenalainen. Vuosiaineistojen tuloksiin voi siis suhtautua skeptisesti, varsinkin parametri b:n piste-estimaattien pienuuden vuoksi (testien voimasta Evans ja Savin (1983)). Työvoimatutkimuksen aggregoidun vuosiaineiston tulokset ovat liitetaulukoissa 3.1a ja 3.1b, yhtälöt ja testit vastaavasti.

Liitetaulukko 3.1a Työvoimatiedustelu vuositasolla

Selitettävä Aikaväli	Kertoimet			R2 R2c	Q(4) Het	Ch N	r1 G	r2 - N(0,1)	r3
	a	b	c						
L (3.3) 60-86	.554 (.87)	.929 (11.3)		.836 .829	8.1 +	? +	.43 2.4	-.17 1.1	-.29 1.6
L (3.4) 60-86	1.87 (1.77)	.756 (5.48)	.00008 (1.54)	.851 .838	8.4 +	+ +	.45 3.2	-.14 1.2	-.28 1.7
DL (3.5) 61-86	.0022 (.78)	.384 (2.18)		.165 .130	7.9 +	+ +	.22 2.2	-.38 2.3	-.33 1.7
DL (3.6) 62-86	.0038 (1.46)	.603 (3.26)	-.478 (2.73)	.371 .314	1.3 +	+ +	-.01 .06	-.06 .46	-.04 .24

Liitetaulukko 3.2b Testit (3.3b)-(3.6b)

Hypoteesi	Testit		HO	"t kr"
	HO	"F kr"		
(3.3b) F(a=0,b=1)	2.00	(4.12)	t(b=1)	-.862 (-2.63)
(3.4b) F(b=1,c=0)	2.20	(5.91)	t(b=1)	-1.77 (-3.24)
(3.5b) F(a=0,b=0)	3.67	(2.55)		
(3.6b) F(a=0,b=0,c=0)	5.22	(2.36)	5% (3.07)	1% (4.87)

Hypoteesia ($a = 0$) ei hylätä 90%-merkitsevyysrajoilla Dickey-Fuller-testin mukaan (kriittinen arvo on 2.16). Tasoyhtälöissä on melkoinen ensimmäisen asteen autokorrelaatio. Samoin BP-testi indikoi ongelmia kolmen ensimmäisen yhtälön suhteen. Vuositason tuloksissa

ei myöskään voida hylätä hypoteesia, että työllisyydessä olisi ykkösjuuri AR-osassa (hypoteesit 3.3b ja 3.4b). Toisaalta omalla historialla voidaan selittää sarjan muutoksia (hypoteesit 3.5b ja 3.6b), mikä on ristiriidassa satunnaiskulkuhypoteesin kanssa.

Myös kansantalouden tilinpidossa on työllisyysarja, joka on yksi tarkasteltava aikasarja. Vertailun vuoksi estimoitiin myös tälle sarjalle yhtälöt (3.3)-(3.6). Tilinpidon työllisyysarja on vuosia-aineistoa 1960-1986, joten havaintoja ei ole kuin 27. Tulokset ovat liitetaulukoissa 3.2a ja 3.2b.

Taulukko 3.2a Tilinpidon työllisyyden satunnaiskulku

Selitettävä	Kertoimet			R2 R2c	Q(4) Het	Ch N	r1 G	r2 - N(0,1)	r3	r4
	a	b	c							
L (3.3) 61-86	1.01 (1.35) (1.95)	.869 (8.89) (12.9)		.767 .757	6.6 + +		.41 2.4	-.17 1.1	-.21 1.2	-.13 .7
L (3.4) 61-86	2.48 (2.12) (2.18)	.676 (4.41) (4.53)	.00007 (1.60) (1.59)	.790 .772	8.4 + +		.42 3.2	-.16 1.4	-.26 1.5	-.23 1.2
DL (3.5) 62-86	.0011 (.43) (.43)	.357 (1.87) (1.89)		.132 .095	5.5 + +		.21 2.5	-.38 2.2	-.18 .90	-.03 .15
DL (3.6) 63-86	.0026 (1.09) (1.11)	.569 (2.99) (3.43)	-.447 (2.41) (2.22)	.343 .281	1.9 + +		.09 .83	-.22 1.9	.01 .05	-.15 .78

Taulukko 3.1b Testit (3.3b) - (3.6b)

Hypoteesi	Testit		"F kr"	HO	"t kr"
	HO				
(3.3b) F(a=0,b=1)	1.56	(4.12)		t(b=1)	-1.34 (-2.63)
(3.4b) F(b=1,c=0)	2.24	(5.91)		t(b=1)	-2.12 (-3.24)
(3.5b) F(a=0,b=0)	2.18	(2.55)			
(3.6b) F(a=0,b=0,c=0)	4.07	(2.36)		5% (3.07)	1% (4.87)

Yhtälöiden kertoimet testattiin testien (3.3b) - (3.6b) mukaisesti. Nollahypoteesia (3.3b) $t(a = 0)$ ei hylätä Dickey-Fuller -testin

mukaan 10 %-merkitsevyysrajoilla (kriittinen taso on 2.2). Testien kriittiset tasot on annettu 90 %-merkitsevyydellä. Kansantalouden tilinpidon aineiston perusteella ei myöskään voida hylätä hypoteesia, että työllisyys olisi ykkösjuuriprosessi ilman vakiokasvua. Testi (3.5) ei hylkää satunnaiskulkua, sen sijaan (3.6) hylkää satunnaiskulun 95 %-merkitsevyysrajoilla. Tuloksia tulkitessa täytyy kuitenkin muistaa otoksen pienuus.

LIITE 3

Integraation asteen testaus

Työllisyysarjan logaritmissa differenssin pitäisi olla stationaarinen, jos ykkösjuuri-hypoteesi pitää paikkansa. Seuraavassa esitetään DF- ja ADF-testit. Toista differenssia selitetään viivästetyillä ensimmäisellä differenssillä (DF-testi) ja lisäksi viivästetyillä toisilla differensseilla (ADF-testi). Mikäli viivästetyn ensimmäisen differenssin kerroin on negatiivinen ja merkitsevä, on sarjan ensimmäinen differenssi stationaarinen. ADF(p) on testisuure, jossa on lisäksi mukana p kappaletta viivästettyjä toisia differenssejä selittäjinä. Estimointiperiodin ensimmäinen kuukausi on ilmoitettu rivillä Alku, viimeinen on 87M8.

Liitetaulukko 2 Kausipuhdistettu kuukausityöllisyys

Testi	DF	ADF(1)	ADF(4)	ADF(12)	Kriitt.	1%	10%
Kerroin	-1.20	-1.35	-1.08	-.683			
"t"	-22.5	-16.15	-7.43	-3.74	-3.46	-2.57	
Alku	59M2	59M3	59M6	60M2			

Testitulosten perusteella hylätään hypoteesi, jonka mukaan kuukausitasolla työllisyysarjan differenssissa olisi ykkösjuuri. Ensimmäiset differenssit ovat siten stationaarisia testin mukaan.

Kansantalouden osasto 4.2.1988 1 (2) BDKT

1987

- KT 1/87 Pertti Haaparanta
On the Choice of the Currency of Invoice
in International Trade, 23 p.
25.1.1987
- KT 2/87 Pertti Haaparanta and Juha Kähkönen
Liberalization Policies and Welfare
in a Financially Repressed Economy, 24 p.
5.3.1987
- KT 3/87 Monica Ahlstedt
Pankkien nettosarjojen kausipuhdistus, s. 58
16.3.1987
- KT 4/87 Timo Hämäläinen - Anne Mikkola
Rahapolitiikan vaikutusten välittyminen, s. 42
14.5.1987
- KT 5/87 Ari Lahti
Kokonaistaloudellisen mallin rakentaminen:
Suomen Pankin kansantalouden osaston
neljännesvuosimalli, s. 113
25.5.1987
- KT 6/87 Paavo Peisa - Markku Pulli
Verotus ja tuloksentasaus: Teollisuusyritysten
tilinpäätöskäyttäytyminen vuosina 1978 - 85, s. 20
1.7.1987
- KT 7/87 Anne Mikkola
Rahan transaktiokysyntä ja pörssivaihto, s. 13
23.7.1987
- KT 8/87 Christian C. Starck
International Differences in Social Security
and Saving: A Note, 10 p.
28.7.1987
- KT 9/87 Christian C. Starck
Consumption and Income in Finland 1960-1983:
A Multiple Time Series Analysis, p. 19
29.7.1987
- KT 10/87 Ari Lahti
Vektoriautoregressiivisen mallin käyttö
kansantalouden ennustamisessa rakennemalliin
verrattuna, 16 s.
31.7.1987

Kansantalouden osasto

4.2.1988

2 (2)

BDKT

1987

- KT 11/87 Olavi Rantala
Pankkien epätäydellinen kilpailu ja
luottokorkojen määräytyminen, 12 s.
14.10.1987
- KT 12/87 Pertti Haaparanta
Aggregate Spending and the Terms of Trade:
There is a Laursen-Metzler Effect, p. 12
16.10.1987
- KT 13/87 Pertti Haaparanta
Liberalization and Capital Flight, p. 15
21.10.1987
- KT 14/87 Ari Lahti and Matti Virén
Using a Macromodel to Examine Policy Alternatives:
Some Finnish Results, p. 14
1.12.1987
- KT 15/87 Jarmo Pesola
Den lagerteoretiska ansatsen
till cash management och dess tillämpnings-
möjligheter i företag, s. 62 + bilagor,
19.11.1987
- KT 16/87 Timo Hämäläinen
Terminimarkkinoiden käyttäytyminen ja valuutta-
spekulaatiot vuonna 1986, s. 23
7.12.1987

1988

- KT 1/88 Christian Starck
Miten integroitunut kansainvälisiin rahamarkkinoihin
Suomi on?
7 s., 4.2.1988.
- KT 2/88 Arto Elomaa
Työllisyyden stokastiset ominaisuudet ja
hysteresis.
22 s., 4.2.1988.

Luettelossa mainittuja keskustelualoitteita on rajoitetusti saatavissa kansantalouden osastolta. Kokoelma sisältää tutkimusprojekteja ja selvityksiä, joista osa on tarkoitettu myöhemmin julkaistavaksi sellaisenaan tai edelleen muokattuna. Keskustelualoitteina taltioidaan myös vanhempaa julkaisematonta aineistoa. - Koska keskustelualoitteet joissakin tapauksissa ovat raportteja keskeneräisestä tutkimustyöstä tai ovat tarkoitettut lähinnä sisäiseen käyttöön, mahdollisiin tekstilainauksiin tai -viittauksiin olisi varmistettava kirjoittajan suostumus.

Tiedustelut: Seija Määttä, puh. 183 2519