

Haaparanta, Pertti; Starck, Christian; Vilmunen, Jouko

Working Paper

Kasvavien työtulojen odotukset vähentävät kotitalouksien säästämistä

Bank of Finland Discussion Papers, No. 21/1988

Provided in Cooperation with:

Bank of Finland, Helsinki

Suggested Citation: Haaparanta, Pertti; Starck, Christian; Vilmunen, Jouko (1988) : Kasvavien työtulojen odotukset vähentävät kotitalouksien säästämistä, Bank of Finland Discussion Papers, No. 21/1988, ISBN 951-686-168-7, Bank of Finland, Helsinki, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:fi:bof-201908051330>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/211524>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

TIIVISTELMÄ

Kotitalouksien säästäväisyys on trendinmukaisesti alenunut Suomessa jo useamman vuoden ajan. Tämä johtuu osittain epäsuorasti kasvaneista veroista ja osittain suoraan kotitalouksien tulo-odotuksista.

Pertti Haaparanta - Christian Starck - Jouko Vilminen
Suomen Pankin kansantalouden osasto
11.10.1988

21/88

KASVAVIEN TYÖTULOJEN ODOTUKSET VÄHENTÄVÄT
KOTITALOUKSIEN SÄÄSTÄMISTÄ

Kotitalouksien säästäväisyys on alenunut Suomessa jo useamman vuoden ajan. Tämä johtuu osittain epäsuorasti kasvaneista veroista ja osittain suoraan kotitalouksien tulo-odotuksista. Kasvavien työtulojen odotukset vähentävät kotitalouksien säästämistä.

ABSTRACT (Article published only in Finnish)

Households' savings ratio has been declining in Finland for several years. This trend seems to create problems in the external balance. One can certainly think many reasons for the observed decline in the savings ratio, but in our opinion among the most fundamental reasons lie households' expectations on future income and the deregulation of financial markets in Finland. The argument is that if financial markets are well-functioning, households can, at the given market rate of interest, invest their savings in a more profitable way.

1258 0788-3572
1258 051-888-168-7
8888

TIIVISTELMÄ

Kotitalouksien säästämisaste on trendimäisesti alentunut Suomessa jo useamman vuoden ajan. Tämä näyttäisi muodostuvan ongelmalliseksi kasvavan vaihtotaseen alijäämän olosuhteissa. Säästämisasteen alenemiseen on useita syitä, joista yksi keskeisimmistä on kotitalouksien tulo-odotukset ja säännöstelystä vapautuneet pääomamarkkinat. Jos pääomamarkkinat nimittäin toimivat riittävän täydellisesti, voivat kotitaloudet ottaa luottoa vallitsevalla korolla haluamansa määrän, kun ne odottavat tulojensa kasvavan, tai sijoittaa vallitsevalla korolla haluamansa määrän, kun ne odottavat tulojensa laskevan. Näin ollen kotitaloudet voivat tasata kulutusvirtaansa pääomamarkkinoiden avulla, jolloin säästäminen laskee odotettujen tulojen noustessa ja nousee odotettujen tulojen laskiessa. Tätä hypoteesia tutkittiin Suomen osalta ajanjaksolla 1960 - 85, sekä osajaksoilla 1960 - 69, 1960 - 75, 1970 - 85 ja 1976 - 85. Hypoteesi hylätään ainoastaan ajanjaksolle 1960-69, joka yhdessä erillisten luottorajoitearvioiden kanssa viittaa 1960-luvulla suhteelliseen kattavaan ja sitovaan luotonsäännöstelyyn. Kotitalouksien kulutus- ja säästämissäytymisessä näyttäisi tapahtuneen muutoksia siis jo 1970-luvulla.

ABSTRACT (Article published only in Finnish)

Households' savings ratio has been declining in Finland for several years. This trend seems to create problems in the external balance. One can certainly think many reasons for the observed decline in the savings ratio, but in our opinion among the most fundamental reasons lie households' expectations on future income and the deregulation of financial markets in Finland. The argument is that if financial markets are well-functioning, households can, at the given market rate of interest, take up the amount of credit they need in expec-

tation of a future increase in income, thus realizing their expectations through the financial markets. This implies that households can smooth out consumption over time through the financial markets, which in turn means that current household saving will decline (increase) when households expect an increase (decrease) in future income. This "signalling" function of current saving is the maintained hypothesis we seek to test using quarterly Finnish data. The sample period is 1960 - 1985, divided into subperiods 1960 - 69, 1960 - 75, 1970 - 85 and 1976 - 85 in order to find out if there are differences between the periods. It turns out that the hypothesis is rejected only for the subperiod 1960 - 69, which, together with the liquidity-constraint estimates, points to relatively binding credit rationing regime in the 1960s. We tentatively conclude that changes in household saving and consumption behaviour appear to have taken place already at the beginning of the 1970s.

SISÄLTÖ

	Sivu
1 ONKO KULUTTAJIEN MAHDOLLISTA VELKAANTUA ODOTETTUJA TYÖTULOJAAN VASTAAN?	7
2 PYSYVÄISTULOMALLIN MUKAAN KOTITALOUKSIEN SÄÄSTÄMINEN ENNAKOI TYÖTULOJA	8
3 OVATKO KULUTUS JA TULOT TASAPAINOSSA PITKÄLLÄ AIKAVÄLILLÄ SUOMESSA?	11
4 SÄÄSTÄMINEN JA TULOJEN MUUTOS SUOMESSA 1960 - 1985	13
5 TULOKSET VOIVAT OSITTAIN SELITTÄÄ SÄÄSTÄMISASTEEN VIIMEAIKAISEN ALENEMISEN	15
LIITE 1 INTEGROITUVUUDEN JA YHTEISINTEGROITUVUUDEN TESTAUS	17
LIITE 2 LIKVIDITEETTIRAJOITUSTEN TESTAUS	19
LIITE 3 VEKTORIAUTOREGRESSIIVISEN MALLIN ESTIMOINTI JA TESTAUS	21
LÄHTEET	23

1 ONKO KULUTTAJIEN MAHDOLLISTA VELKAANTUA ODOTETTUA
TYÖTULOJAAN VASTAAN?

Kuluttajan näkökulmasta katsottuna pääomamarkkinoiden tärkein tehtävä on ehkä siinä, että kuluttaja voi erottaa kulutus- ja tulovirtansa toisistaan. Lainanoton avulla kulutus voi pysyä tasaisena, vaikka tulot vaihtelevatkin. Tämä edellyttää kuitenkin, että pääomamarkkinat toimivat hyvin siinä mielessä, että niiltä on tarvittaessa saatavissa haluttu määrä luottoa vallitsevalla korolla. Toisin sanoen vaatimuksena on, ettei pääomamarkkinoilla esiinny luotonsäännöstelyä. Jos kuluttajat eivät saa vallitsevalla korolla haluamaansa määrää luottoa, ne eivät kykene tasoittamaan kulutusvirtaansa, vaan kulutus määrättyy kulloinkin ansaittujen tulojen perusteella.

Luotonsäännöstelyä voi markkinoilla esiintyä joko siistä syystä, että luotonantajien ei kannata porrastaa luottokorkoa jokaiseen yksittäiseen luotonottajaan liittyvän riskin mukaan, tai siitä syystä, että korot ovat hallinnollisesti säädelty liian alhaiselle tasolle (tai molemmista syistä). Ensimmäisestä syystä luotonsäännöstelyä voi syntyä myös täysin vapailla pääomamarkkinoilla (ks. esimerkiksi Stiglitz ja Weiss (1987)). Sitä on myös havaittu tällaisilla markkinoilla (ks. Hubbard ja Judd (1986)). Pääomamarkkinoiden vapauttamisen tulisi poistaa korkosäännöstelystä johtuva luotonsäännöstely, mutta se ei vaikuta informaation hankintakustannuksista johtuvaan luotonsäännöstelyyn.

Koska suomalaiset rahoitusmarkkinat ovat olleet aina 1980-luvun puoliväliin asti varsin säädellyt ja koska säännöstelyä on viime aikoina purettu merkittävässä määrin, on säännöstelyn purkamisen vaikutuksia kiinnostavaa tutkia. Tässä tutkimuksessa kiinnitämme huomion kotitalouksien säästämiseen. Tutkimme, miten säännöstely on vaikuttanut kotitalouksien mahdollisuuksiin tasoittaa kulutusvirtaansa ja miten ja milloin nämä mahdollisuudet ovat muuttuneet. Lähtökohtamme on Campbellin (1987) tutkimus, joka perustuu ajatukseen, että hyvin toimivilla pääomamarkkinoilla (kaukonäköiset)

kuluttajat säästävät pahojen päivien varalle ja ottavat hyviä aikoja odottaessaan lainaa. Tällaisessa tilanteessa säästämisen muutokset ennakoivat tulojen muutoksia siten, että odotettua tulojen kasvua vastaa säästämisen lasku ja odotettua tulojen laskua säästämisen kasvu. Jos luottojen määrä on säännöstelty, niin tämä mekanismi ei toimi, koska luotonotto tulevaisuudessa saatavia tuloja vastaan ei onnistu.

2 PYSYVÄISTULOMALLIN MUKAAN KOTITALOUKSIEN SÄÄSTÄMINEN ENNAKOI TYÖTULOJA

Jos pääomamarkkinat toimivat hyvin, kotitalouksien kulutus ei määräydy välittömästi käytettävissä olevan tulon, vaan varallisuuden perusteella. Varallisuus voidaan jakaa kahteen osaan: inhimilliseen pääomaan ja ei-inhimilliseen pääomaan. Inhimillinen pääoma on yhtä kuin odotettujen työtulojen nykyarvo. Ei-inhimillistä pääomaa on kaikki sijoitettu varallisuus. Hyvin monet kulutuskäyttäytymisen mallit päätyvät tulokseen, jonka mukaan kotitalouksien kulutus on suorassa suhteessa kotitalouksien kokonaisvarallisuudesta saatavaan tuloon (Campbell (1987), Campbell ja Deaton (1987), Jaeger ja Neusser (1987)):

$$(1) \quad C_t = \Gamma [(R-1)W_t + ((R-1)/R)\Sigma R^{-i} E_t y_{t+i}^l],$$

missä C = kulutus, W = ei-inhimillinen varallisuus, y^l = työtulo ja $R = 1 + r$, missä r on reaalikorko (joka oletetaan muuttumattomaksi) sekä Γ = kulutuksen suhde varallisuudesta saatavaan tuloon. Alaindeksi viittaa periodiin ja E = odotusarvo-operaattori. Pysyväistulohypoteesin mukaan $\Gamma = 1$. Muuten pätee vain yleinen rajoitus $\Gamma \leq 1$. Säästäminen S on

$$(2) \quad S_t = (R-1)W_t + y_t^l - C_t/\Gamma.$$

Yhtälön (2) määritelmä vastaa täsmälleen tavanomaista säästämisen määritelmää (kokonaistulot - kokonaiskulutus), kun $\Gamma = 1$. Kun $\Gamma < 1$, S on likipitään yhtä kuin säästäminen, mikäli Γ ei ole "liian pieni".

Kuluttajan käyttäytymisen kannalta S on relevantti säästämiskäsite, koska se heijastaa kuluttajan tulo-odotusten muutoksia (vrt. Campbell (1987, s. 1252), Jaeger ja Neusser (1987, s. 6). Yhtälöistä (1) ja (2) saadaan nimittäin

$$(3) \quad S_t = -\Sigma R^{-i} E_t \Delta y_{t+i}^l,$$

missä Δy_{t+i}^l = periodin $t+i$ tulonmuutos. Yhtälöstä (3) nähdään, että kuluttajan käyttäytyminen on eteenpäin katsovaa, ja että säästäminen on säästämistä "pahoja päiviä" varten.

Tämän ajatuksen soveltamisessa on kuitenkin oltava varovainen, jotta välttyttäisiin eräiltä kiperiltä ongelmilta. Ensinnäkin, on tärkeää erottaa toisistaan työ- ja pääomatulot. Kun talousyksiköt säästävät, heidän varallisuutensa ja tulevat pääomatulonsa kasvavat ja korvaavat siten osittain odotetun työtulon laskua. Itse asiassa tämä on mekanismi, jolla pidetään yllä kulutuksen nk. satunnaispolkuominaisuutta (Campbell (1987, s. 1250). Sargent (1978) ei ole ottanut huomioon pääomatulojen endogeenisuutta, jolloin hän on itse asiassa testannut väärin täsmennettyä pysyväistulomallia, missä kulutus ei noudata satunnaispolkua. Flavin (1981) argumentoi, että Hallin (1977) ja Sargentin (1978) ristiriitaisten havaintojen taustalla on Sargentin väärin täsmennämä pysyväistulon käsite. Mikäli pysyväistulon käsite täsmennetään oikein Sargentin mallissa, päädytään samoihin parametri-rajoituksiin kuin Hallin mallissa (Flavin (1981, s. 975)).

Toiseksi, mallille (3) voidaan antaa empiirinen sisältö vasta kun odotusten muodostusmekanismi on täsmennetty. Yhtälön (3) perusteella voitaisiin menetellä seuraavasti: täsmennetään työtuloprosessi (tai yleisemmin käytetty eksogeeninen prosessi), ja käytetään estimoituja parametriarvoja ennusteiden laskemisessa. Ennusteita tarkennetaan uuden informaation valossa (Campbell (1987), Campbell ja Deaton (1987)).

Kolmanneksi, validit tilastolliset testit perustuvat oletukseen mallin muuttujien stationaarisuudesta. Usein menetellään siten, että tulo- ja kulutussarjoista poistetaan trendi ennen ekonometristä analyysia. Tämä voi eräissä tapauksissa johtaa pysyväistulomallin

hylkäämiseen, vaikka kulutuksen ja tulojen erotukset ovatkin stationaarisia (Nelson (1985)). Yo. mallin täsmennyksestä havaitaan, että olennaista on, mitä oletamme työtulosarjasta. Oletamme, kuten monissa muissakin pysyväistulomallin uusimmissa testeissä, että (eksogeenisen) työtuloprosessin ensimmäiset differenssit ovat stationaarisia. Oletamme toisin sanoen, että työtuloprosessi on integroituva astetta yksi. Tämän jälkeen voidaan johtaa pysyväistulomallin implikoimat kulutuksen ja pääomatulojen aikasarjaominaisuudet ehdolla, että työtulot noudattavat annettua prosessia. Kuten yhtälöstä (3) havaitaan, jos pysyväistulomalli on validi, niin kulutuksen ja tulojen lineaarikombinaatio - säästäminen S - on stationaarinen, vaikkeivät kulutus ja tulo olekaan. Kulutuksen ja tulojen sanotaan tällöin olevan yhteisintegroituja (Engle ja Granger (1987)). Intuitiivisesti yhteisintegroituuden taustalla on ajatus, että muuttujat vaihtelevat yhteisen (stokastisen) trendin ympärillä. Yhteisintegroituuden avulla pyritään näin ollen hakemaan vastausta kysymykseen "ovatko muuttujat pitkällä aikavälillä tasapainossa?" Yhteisintegroituuus on myös teknisesti tärkeä muuttujien ominaisuus, sillä tällöin voidaan stationaarisuuteen perustuvaa päättelevää tilastotiedettä käyttää hypoteesien testaamiseksi. Näin ollen, jos pysyväistulomallin tulot ja kulutus ovat yhteisintegroituja, eivät ne voi "erkaantua toisistaan liikaa", sillä jokin tasapainorelaatio vallitsee niiden välillä pitkällä aikavälillä. Näin ollen poikkeamat pitkän aikavälin tasapainosta, säästäminen S , ovat stationaarisia, jos pysyväistulomalli on tosi. Säästämistä S voitaisiin siis kutsua "tasapainovirheeksi" (Engle & Granger (1987), vrt. myös käsitteeseen "spread" Campbell & Shiller (1987)). "Sivutuotteena" käytetystä estimointimenetelmästä (Stock (1987)) saadaan estimaatti parametrille r .

Seuraavassa jaksossa tutkitaan eri aikasarjojen integroituvuus- ja yhteisintegroituusominaisuuksia ja estimoidaan r . Tämän jälkeen jaksossa 4 esitetään tulokset testistä, jolla on arvoitu, ennakoiko säästämisen muutos työtulojen muutosta. Testi tehdään estimoimalla vektoriautoregressiivinen malli säästämiseksi ja tulojen muutoksille. Jos tässä mallissa edellisten periodien säästäminen selittää työtulojen muutosta, voimme todeta, että pääomamarkkinat antavat mahdollisuuden tasoittaa kulutusvirtaa.

3 OVATKO KULUTUS JA TULOT TASAPAINOSSA PITKÄLLÄ AIKAVÄLILLÄ SUOMESSA?

Campbellin (1987) mallissa kulutus ja työtulot ovat yhteisintegroituja. Tämä seuraa oletuksesta, että työtulot ovat integroituvat astetta yksi. Campbell pystyy hylkäämään hypoteesin, että koko yksityinen kulutus ja kotitalouksien käytettävissä olevat tulot ovat ei-yhteisintegroituja 15 prosentin merkitsevyytasolla laajennetun Dickey-Fuller testin (ADF) perusteella (vrt. Campbell (1987) taulukko II ja Phillips ja Ouliaris (1987) taulukko 2b). Lyhytikäisten tavaroiden sekä palvelusten kulutus ja käytettävissä olevat tulot eivät ole yhteisintegroituja edes 15 prosentin merkitsevyytasolla. Samoin Jaeger ja Neusser (1987) eivät ADF-testillä pysty hylkäämään hypoteesia, että vastaavat itävaltalaiset muuttujat eivät ole yhteisintegroituja edes 15 prosentin merkitsevyytasolla. Sen sijaan nämä muuttujat näyttävät olevan integroituvia astetta yksi.

Seuraavaksi pyritään selvittämään empiirisesti suomalaisen havaintoaineiston integroituvuus- ja yhteisintegroituusominaisuuksia. Käyttämämme teoria edellyttää, että kokonaiskulutus C , käytettävissä olevat tulot y sekä työtulot y_1^l sisältävät ykkösjuuren. Lisäksi sarjoilla C ja y sekä C ja y_1^l tulee olla yhteiset ykkösjuuret, eli näiden sarjaparien tulee olla yhteisintegroituja.

Integroituusasteen testaamiseen käytämme DF- ja ADF-testisuureita ja Doladon ja Jenkinsonin (1987) suosittamaa monivaiheista testi-strategiaa. Ideana on ensin testata nollahypoteesia integroituvuusasteesta kaikkein yleisintä vaihtoehtoista hypoteesia vastaan, ja siirtyä vaiheittain testaamaan nollahypoteesia kaikkein rajoituneimpaa vaihtoehtoista hypoteesia vastaan.

Testitulokset on esitetty liitteen 1 taulukossa 1. Yhteenvedon voidaan todeta, että emme voi hylätä hypoteesia, että kaikki sarjat sisältävät ykkösjuuren ja ovat integroituvia astetta yksi. Näin ollen käyttämämme mallin integroituvuus- ja yhteisintegroituusoletukset näyttävät pitävän paikkansa (Campbellin (1987) ja Jaegerin ja Neusserin (1987) tutkimuksissa tämä ei ollut kaikin puolin välttämättä näin), jolloin on validia estimoida ja testata mallin

vektoriautoregressiivinen erityismuoto. Tulosarjoissa näyttää lisäksi olevan driftiä.

Testeissä on muutamia mainitsemisen arvoisia piirteitä, jotka tulevat esiin liitteen 1 taulukosta 1. Ensinnäkin voidaan Downesin ja Leonin (1987) tapaan todeta, että pelkän DF-testin käyttäminen voi olla harhaanjohtavaa kun testiregression residuaali ei ole valkoista kohinaa (vrt. testit tulomuuttujille). Toiseksi saadaan tukea Schwertin (1987) ja Westin (1987) väitteille, että trendimuuttuja on sisällytettävä testiregressioihin (vrt. tuloksia eri vaihtoehtoisilla hypoteeseilla). On kolmanneksi syytä tuoda painokkaasti esille, että suorittamiemme ykkösjuuritestien kyky erottaa ykkösjuuren lähellä ykköstä olevasta juuresta on erittäin alhainen. Esimerkiksi Cochranen (1986) mukaan diskriminointikyky on hyvin lähellä nollaa, ja Hakkio (1986) on pienen Monte Carlo -simuloinnin avulla tullut tulokseen, että testit osuvat oikein kerran kymmenestä! Myös esimerkiksi Granger (1986) ja Henry (1986) suhtautuvat varsin varauksellisesti DF- ja ADF-testeihin.

Yhteisintegroituvuutta testasimme myös DF- ja ADF-testeillä. Yhteisintegroituvuusregressiot ja testitulokset on esitetty liitteen 1 taulukossa 2. Tulosten mukaan voidaan selvästi hylätä hypoteesi, jonka mukaan kulutus ja käytettävissä olevat tulot sekä kulutus ja palkkatulot eivät ole yhteisintegroituja. Kulutuksen yhteisintegroituvuusparametrin estimaatti $\gamma = 0.926$ vaikuttaa melko uskottavalta, ja se ei juurikaan muutu, kun yhteisintegroituvuusregressio ajetaan toiseen suuntaan. Koska yhteisintegroituvuusregression ilmoittama relaatio on ainoa stationaarinen muuttujien kombinaatio, konvergoi yhteisintegroituvuusparametrin estimaatti tavanomaista nopeammin kohti todellista arvoaan (Stock (1987)). Vaikka tulokset sinänsä vaikuttavat selviltä, on jälleen syytä pitää mielessä testien alhainen voimakkuus; yhteisintegroituvuustestihän ovat kaiken lisäksi ehdollisia integroituvuustestien tulemille.

4 SÄÄSTÄMINEN JA TULOJEN MUUTOS SUOMESSA 1960 - 1985

Säästämisen aikasarja S_t muodostetaan nyt asettamalla

$$S_t = y_t - C_t / .926.$$

Tämän jälkeen ajettiin muuttujille S_t ja Δy_t^L vektoriautoregressiivinen malli (mallin yksityiskohdista ks. Campbell (1987)). Työtulomuuttujana käytettiin paitsi jaksossa 3 käytettyä muuttujaa (joka on sama kuin BOF4-mallin käytettävissä olevien tulojen sarja, josta on poistettu kotitalouksien tulot pankkitalletuksista ja johon on lisätty kotitalouksien korkomenot pankkilainoista), myös muuttujaa y_2^L , johon on otettu mukaan BOF4-mallin palkkatulosarja, SOTU-maksusarja ja josta on poistettu kotitalouksien maksamat verot. Tämä tehtiin sen vuoksi, että emme onnistuneet löytämään sarjaa, joka olisi mitannut hyvin kotitalouksien pääomatuloja.

Koko periodille 1960:1 - 1985:4 estimoidun mallin tuloksista havaitaan, että riippumatta käytetystä työtulomuuttujasta hypoteesi, että säästäminen ei edeltäisi työtulojen muutosta, on hylättävä (liite 3, taulukko 3). Kummassakin työtuloyhtälössä F-testi hylkää nollahypoteesin, että viivästetyllä säästämisellä ei olisi merkitystä työtulojen ennustamisessa. Lisäksi säästämistermien merkit ovat oikeat: niiden tulee olla negatiivisia, jotta odotettu työtulojen nousu näkyisi säästämisen laskuna. Koko havaintoperiodilla siis ainakin pääomamarkkinat näyttävät toimineen kohtuullisen hyvin.

Periodille 1960:1 - 1969:4 estimoidun mallin tuloksista havaitaan, että tällä ajanjaksolla säästäminen/luotonotto ei ole kyennyt täyttämään tehtävänsä kulutuksen tasaajana. Luonnollinen selitys tälle on se, että luotonsäännöstely on estänyt tämän (ks. liite 3, taulukko 4).

Periodin 1960:1 - 1975:4 estimointituloksista nähdään, että tällä ajanjaksolla säästäminen ennustaa työtulojen muutoksia (liite 3, taulukko 5). Nyt kuitenkin säästämisen kertoimien merkit eivät kaikki ole oikeita. Erityisesti ensimmäisen viipeen merkit eivät kaikki ole oikein. Sen merkki on positiivinen, vaikka toisen viipeen merkki

sitten onkin jo negatiivinen. Tulos viittaisi siihen, että 1970-luvun alkupuolella luotonsäännöstely alkoi jo murtua, mutta myös siihen, että sillä oli vielä vaikutusta. Yksi selitys tälle on se, että 1970-luvun alussa tulot kasvoivat niin voimakkaasti, että kotitaloudet kykenivät lisäämään säästämistään. Tämä lievensi luotonsäännöstelyn voimaa, ja antoi mahdollisuuden alkaa säädellä säästämisen tasoa tulo-odotusten perusteella.

Ainakin osittaista tukea tälle tulokinnalle saadaan liitteen 2 estimointituloksista koskien luottorajoitteen alaisten kuluttajien osuutta kaikista kuluttajista. Tulosten mukaan luottorajoitteen alaisten kuluttajien osuus oli 70 prosenttia 1960-luvulla, josta se laski noin 50 prosenttiin periodilla 1960:2 - 1974:4. Työtulosarjassa havainnot 1975:4 ja 1976:1 ovat estimoinnin kannalta ongelmallisia. Edellinen havainto liittyy työtulojen erittäin voimakkaaseen nousuun ja jälkimmäinen voimakkaaseen laskuun. Edellisen havainnon voimakas vaikutus näkyy luottorajoite-estimoinneissa, sillä periodin 1960:2 - 1975:4 estimoitu prosentuaalinen osuus on alle 30 prosenttia. Toisaalta kun 1960-lukuun lisätään koko 1970-luku, on estimoitu prosentuaalinen osuus 21 prosenttia. Koko havaintoaineistossa (1960 - 1985) tämä osuus on estimointituloksen mukaan 18 prosenttia.

Periodille 1970:1 - 1985:4 suoritetuista estimoinneista havaitaan, että säästäminen ennustaa työtuloja merkittävästi ja että se on kulutusta tasaavaa (liite 3, taulukko 6). Sama havaitaan periodin 1976:1 - 1985:4 tuloksista. Aineisto antaa mahdollisuuden estimoida malli jälkimmäiselle periodille lyhyemmällä viiverakenteella kuin edelliselle periodille. Tämä saattaisi viitata siihen, että kulutuksen tasoitus on tullut koko ajan helpommaksi. Yllä saatuja tuloksia on syytä verrata muualla kirjallisuudessa saatuihin yo. pysyväistulomallin täsmennystä testaaviin tuloksiin, joista mainittakoon Jaegerin ja Neusserin tutkimus Itävallan aineistolla (1987, s. 2): "havainnot ovat Itävallan aineistolla voimakkaasti ristiriidassa pysyväistulo-elinkaari-mallin kanssa", ja Campbellin tutkimus, jonka mukaan "pysyväistulomallin heikoimmat implikaatiot toteutuvat...[.] Esim. säästämisen Granger syy työtulojen muutoksille on mallin heikko implikaatio ja tämä on käytetyistä spesifikaatioista riippumatta sopusoinnussa evidenssin kanssa". (Campbell (1987, s. 1267)).

5 TULOKSET VOIVAT OSITTAIN SELITTÄÄ SÄÄSTÄMISASTEEN VIIMEAIKAISEN ALENEMISEN

Yhteenvedona saaduista tuloksista voidaan todeta, että kulutus- ja säästämiskäyttäytymisen kannalta merkittäviä muutoksia tapahtui jo 1970-luvun alkupuolella. 1970-luvun alkupuolen voimakas tulokehitys on mahdollisesti johtanut siihen, että kotitaloudet ovat pystyneet lisäämään säästämistään, ja tätä kautta tasaamaan kulutustaan yli ajan. Tulojen voimakas kasvu on myös mahdollisesti lieventänyt luotonsäännöstelyn purevuutta aggregaattitasolla. Tämä on olennaista pysyväistulomallin toimivuuden kannalta, sillä luotonsäännöstely on mallin mukaan keskeisin syy sille, että kuluttajat eivät pysty tasaamaan kulutustaan yli ajan. Suoritetut likviditeettirajoitus-estimoinnit tuntuvat tukevan tätä näkemystä. Luottorajoitteenalaisten kotitalouksien prosentuaalinen osuus on laskenut 1960-luvun 70 prosentista koko ajanjakson 18 prosenttiin. Lisäksi osuuden estimaatti on systemaattisesti laskenut kullakin vuosikymmenellä. Koska estimoidun mallin viiverakenne lyhenee aineiston jälkijaksolla 1976:1 - 1985:1 näyttäisi siltä, että 1980-luvun alkupuolella toteutettu rahoitusmarkkinoiden säätelyn purkaminen ei ole varsinaisesti muuttanut kulutus- ja säästämiskäyttäytymistä, vaan pikemminkin vahvistanut aiemmin alkanutta käyttäytymisen muutosta. On syytä kuitenkin korostaa, että olemme tarkastelleet pysyväistulomallin, tai yleisemmin intertemporaaliseen substituutioon perustuvien mallien, erästä, heikkoa implikaatiota, nimittäin ennakoiko säästäminen odotettujen tulojen muutoksia, jolloin yo. johtopäätökset koskevat vain mallin kyseistä implikaatiota. Mallilla on muitakin, vahvempia implikaatioita havaitulle käyttäytymiselle (Campbell (1987)), jotka koskevat mallin sopivuutta ja yhtälöiden kerroinrajoituksia. Nämä vahvemmat implikaatiot tulisi tilastollisesti tarkistaa Suomen aineistolla, jotta saataisiin täsmällisempi kuva mallin sopivuudesta muilta osin aineistoon. Tässä on siis tilaa jatkotutkimukselle.

Toisaalta säästämisaste on Suomessa laskenut viime vuosina ja on luonnollista kysyä, mistä tämä johtuu. Tarkastellun mallin lähtökohdista katsoen huomio tulisi kiinnittää tulo-odotuksiin, ja täsmällisemmin odotettujen tulojen suhteellisen voimakkaaseenkin kasvuun. Edelleen, mikäli mallin implikoima mekanismi säästämisen ja tulo-

odotusten muutosten välillä toimisi, on odotettujen tulojen kasvu pystyttävä realisoimaan nykyperiodin kulutukseksi. Pääomamarkkinoilla on tässä suhteessa keskeinen asema, joten tuntuisi luonnolliselta keskittyä tutkimaan tulo-odotusten muutosten ja pääomamarkkinoiden säännöstelyn purkamisen välistä kytkentää kun selitetään säästämisasteen alenemisen syitä Suomessa. Eräs rajatumpi mahdollisuus olisi tutkia esimerkiksi säännöstelyn purkamisen vaikutuksia investointeihin ja tätä kautta tulo-odotuksiin.

On syytä korostaa, että tuloksemme perustuvat aggregaattiaineistoon, jolloin tulkintaan tulo-odotusten kasvusta säästämisasteen alenemisen selittäjänä on tehtävä eräs varaus. Kuten yllä todettiin, on luotto-rajotteen alaisten kotitalouksien suhteellinen osuus koko aineistosta noin 20 prosenttia, joka on osuuden laskusta huolimatta varsin merkittävä. Tuntuisi järkevältä ajatella, että mikäli pääomamarkkinoiden säätelyn purkaminen on poistanut tai hellittänyt luotto-rajotetta erityisesti luotonsäännöstelyjen kotitalouksien osalta, niin tätä kautta välittyisi "lisäruike" aggregaattikulutukseen, mikä ainakin osittain voisi selittää havaitun säästämisasteen laskun. Olemme siis yllä korostaneet käyttämämme pysyväistulomallin lähtökohdista ja implikaatioita - erityisesti sitä, että säästäminen signalloi tulo-odotusten muutoksia.

Viimeaikaiselle säästämisasteen alenemiselle voidaan saatujen tulosten perusteella etsiä myös muita kuin suoraan pääomamarkkinoiden muutoksiin liittyviä selityksiä. Tulo-odotusten kannalta merkittäviä tekijöitä ovat 1980-luvulla olleet öljyn hinnan lasku ja verouudistus. Mutta mitä tahansa tällaisia tekijöitä löydetäänkin on selvää, että pääomamarkkinoiden muutokset ovat auttaneet niiden vaikutusten välittymistä.

LIITE 1

INTEGROITUVUUDEN JA YHTEISINTEGROITUVUUDEN TESTAUS

TAULUKKO 1 Integroituvuusasteen testaus

H_1	H_0	C	ΔC	DF	ADF	DF	ADF	DF	ADF	Y	ADF
$\Delta x_t = -\alpha x_{t-1} + \beta \text{TREND}_t + \gamma + \epsilon_t$	$\alpha = 0$	DF -2.62	ADF -2.40	DF -12.0***	ADF -4.53***	DF -4.01**	ADF -2.70	DF 8.14**	ADF 3.65		
	$\alpha = \beta = 0$	DF 3.43	ADF 2.88	DF 71.4***	ADF 10.3***	DF 8.39***	ADF 5.33**				
	$\alpha = \beta = \gamma = 0$	DF 9.03***	ADF 2.78	DF 47.6***	ADF 6.86***						
$\Delta x_t = -\alpha x_{t-1} + \gamma + \epsilon_t$	$\alpha = 0$	DF -0.51	ADF -0.36	DF -12.0***	ADF -4.56***	DF -1.06	ADF -0.21				
	$\alpha = \gamma = 0$	DF 9.72***	ADF 1.30	DF 72.1***	ADF 10.4***	DF 4.47*	ADF 4.09*				
$\Delta x_t = -\alpha x_{t-1} + \epsilon_t$	$\alpha = 0$	DF 4.17	ADF 3.18	DF -10.1***	ADF -2.89***	DF 2.50	ADF 2.70				
H_1	H_0	ΔY	ΔY	DF	ADF	y_1^{λ}	ADF	DF	ADF	Δy_1^{λ}	ADF
$\Delta x_t = -\alpha x_{t-1} + \beta \text{TREND}_t + \gamma + \epsilon_t$	$\alpha = 0$	DF -16.9***	ADF -4.37***	DF -4.00**	ADF -2.64	DF -16.9***	ADF -4.43***	DF 143***	ADF 9.85***		
	$\alpha = \beta = 0$	DF 143***	ADF 9.57***	DF 8.10**	ADF 3.51	DF 95.3***	ADF 6.58***				
	$\alpha = \beta = \gamma = 0$	DF 95.4***	ADF 6.40**	DF 8.51***	ADF 5.42*						
$\Delta x_t = -\alpha x_{t-1} + \gamma + \epsilon_t$	$\alpha = 0$	DF -17.0***	ADF -4.40***	DF -1.05	ADF -0.20	DF -17.0***	ADF -4.46***	DF 144***	ADF 9.97***		
	$\alpha = \gamma = 0$	DF 144***	ADF 9.69***	DF 4.65*	ADF 4.36*						
$\Delta x_t = -\alpha x_{t-1} + \epsilon_t$	$\alpha = 0$	DF -15.1***	ADF -3.22***	DF 2.56	ADF 2.79	DF -15.0***	ADF -3.21***				

Estimoineissa on käytetty havaintoaineistoa aikaväliltä 1960:1 - 1985:4. x on C, y tai y_1^{λ} (tai näiden muutujien ensimmäiset differenssit), TREND on lineaarinen, kasvava trendi ja ϵ on satunnaistermi. DF on Dickey - Fuller-testi ja ADF modifioitu Dickey - Fuller testi, jossa on käytetty neljä viivettä. Fuller (1976) ja Dickey & Fuller (1981) ovat taulukoineet kriittiset arvot. Merkitsevät arvot 10 %, 5 % tai 1 % merkitsevyydellä on merkitty *, ** ja ***.

TAULUKKO 2 Yhteisintegroituveden testaus

Selittävä muuttuja	C	C	y	y ₁ ²
Selittävä muuttuja				
C			1.07 (98.0)***	1.10 (99.6)***
y		0.926 (98.0)***		
y ₁ ²	0.902 (99.6)***			
Vakio	0.00047 (5.30)***	0.00032 (3.46)***	-0.00024 (-2.36)**	-0.00042 (-4.09)***
R ²	0.990	0.989	0.989	0.990
D-W	1.86	1.86	1.87	1.87
DF	-9.50***	-9.53***	-9.61***	-9.58***
ADF	-4.92***	-4.76***	-4.69***	-4.83***

Suluissa t-arvot. Muista merkinnöistä katso taulukko 1. Engle & Granger (1987) ja Engle & Yoo (1987) ovat taulukoineet kriittiset arvot DF-testille, ja Phillips & Ouliaris (1987) asymptoottiset kriittiset arvot ADF-testille.

LIITE 2

LIKVIDITEETTIRAJOITUSTEN TESTAUS

Aggregatiivisesta aikasarja-aineistosta, joka käsittää yksityisen kulutuksen ja kotitalouksien käytettävissä olevan tulon, voidaan periaatteessa estimoida se väestön osuus, johon pätee sitova luottorajoitus. Havainto perustuu siihen, että elinkaarimallista johdetut optimaaliset kulutussäännöt poikkeavat toisistaan, kun kuluttajia sitoo luottorajoite ja kun luottorajoite ei ole sitova (ks. esim. Hubbard ja Judd (1987)).

Edustava kuluttaja maksimoi kulutuksesta c saamansa hyödyn u nykyarvon varallisuusrajoitteen alla. Työtulot y ja reaalikorko r ovat eksogeenisiä ja niiden aikauriin ei liity epävarmuutta. Kun perinnöistä abstrahoidaan, kuluttajan maksimointitehtävä suunnitteluhorisontilla T on

$$(A1) \quad \text{maks } U(t) = \int_0^T e^{-\delta t} u(c(t)) dt$$

{c(t)}

ehdoilla

$$\dot{A} = rA(t) + y(t) - c(t)$$

$$A(0) = A_0$$

$$A(T) = 0$$

missä δ on aikapreferenssiaste ja A on varallisuus. Hetkellinen hyötyfunktio u(.) oletetaan additiiviseksi yli ajan ja konkaaviksi ($u'(\cdot) > 0$, $u''(\cdot) < 0$).

Kun luottorajoite \bar{A} ei ole sitova $A > \bar{A}$, ja ongelman (A1) ratkaisuksi saadaan

$$(A2) \quad \dot{c}(t) = - \frac{u'(c(t))}{u''(c(t))} (r - \delta).$$

Olkoon $u(c(t)) = (1 - \alpha)^{-1} c(t)^{1 - \alpha}$, $\alpha > 0$, ja $u(c(t)) = \ln(c(t))$, $\alpha = 1$, jolloin (A2) tulee muotoon

$$(A3) \quad \frac{\dot{c}(t)}{c(t)} = \frac{r - \delta}{\alpha}.$$

Kun luottorajoite on sitova $A = \bar{A}$, jolloin kulutusta rajoittavat kokonaistulot $I(t)$, eli $c(t) = rA(t) + y(t) = I(t)$. Tällöin

$$(A4) \quad \frac{\dot{c}(t)}{c(t)} = \frac{\dot{I}(t)}{I(t)} .$$

Aggregatiivinen kulutusmalli kokonaiskulutukselle $C(t)$ saadaan määrittelemällä luottorajoitteen alaisten kuluttajien osuus θ , jolloin yhtälöistä (A3) ja (A4) seuraa

$$(A5) \quad \frac{\dot{C}(t)}{C(t)} = \theta \frac{\dot{I}(t)}{I(t)} + (1-\theta) \left(\frac{r-\delta}{\alpha} \right) .$$

Malli (A5) estimoitiin suomalaisesta neljännesvuosiaineistosta ajanjaksolta 1960 - 1985 pienimmän neliösumman menetelmällä. Käyttämällä havaintoaineistoa ainoastaan 1960-luvulta saatiin $\theta = 69.9$ prosenttia. Kun mukaan otettiin 1970-luku luottorajoitteenalaisten kuluttajien osuus laski arvoon $\theta = 20.8$ prosenttia, ja koko havaintoaineistoa käyttämällä estimoitiin $\theta = 18.1$ prosenttia. Tulokset vaikuttavat hieman alhaisilta (vrt. Kosonen (1986)), mutta suuntaa antavana voidaan pitää tulosta, että likviditeettirajoituksia esiintyy, ja että niitä on esiintynyt sitä enemmän mitä kauemmaksi ajassa taaksepäin mennään.

LIITE 3

VEKTORIAUTOREGRESSIIVISEN MALLIN ESTIMOINTI JA TESTAUS

TAULUKKO 3 1960:1 - 1985:4

$$y_2^L, R^2 = .59, df = 80 \quad y_1^L, R^2 = .587, df = 80$$

$$Q(27) = 17.304, D-W = 1.978 \quad Q(27) = 21.675, D-W = 1.973$$

S	viive	kerroin	t-arvo	kerroin	t-arvo
1		.243	1.489	-.298	-1.844
2		-.194	-1.079	-.359	-2.009
3		.072	.391	-.066	-.365
4		-.243	-1.363	-.203	-1.146
5		.039	.225	.123	.702
6		.163	.918	.129	.734
7		.0862	.488	-.078	-.441
8		-.241	-1.693	-.121	-.859

$$F(S) = .89236$$

$$F(S) = 2.77806$$

HUOM! Taulukoissa 3 - 7 $Q(k)$ on Box-Pierce tunnusluku vapausasteilla k , df viittaa vapausasteisiin ja F testiin hypoteesille, että viivästetyllä säästämisellä ei ole merkitystä työtulojen ennustamisessa.

TAULUKKO 4 1960:1 - 1969:4

$$y_2^L, R^2 = .053, df = 37 \quad y_1^L: \text{ohjelma ilmoitti momentti-}$$

$$Q(18) = 10.849, D-W = 2.051 \quad \text{matriisin singulaariseksi}$$

$$\Gamma = 1.004$$

S viive kerroin t-arvo

1	.002	.015
---	------	------

$$F(S) = .00023$$

TAULUKKO 5 1960:1 - 1975:4

$$y_2^l, R^2 = .347, df = 58 \quad y_1^l, R^2 = .259, df = 58$$

$$Q(21) = 16.179, D-W = 1.705 \quad Q(21) = 15.458, D-W = 1.847$$

$$\Gamma = .929$$

S	viive	kerroin	t-arvo	kerroin	t-arvo
1		.247	1.746	-.089	.372
2		-.378	-3.028	-.481	-3.156
			F(S) = 4.61778	F(S) = 5.50477	

TAULUKKO 6 1970:1 - 1985:4

$$y_2^l, R^2 = .596, df = 49 \quad y_1^l, R^2 = .479, df = 49$$

$$Q(21) = 24.979, D-W = 2.096 \quad Q(21) = 22.750, D-W = 1.985$$

$$\Gamma = .889$$

S	viive	kerroin	t-arvo	kerroin	t-arvo
1		-.138	-.680	-.292	-1.241
2		-.539	-2.261	-.414	-1.553
3		.142	.594	-.213	-.776
4		-.528	-2.227	-.482	-1.799
5		.218	1.085	.073	.307
			F(S) = 3.15770	F(S) = 2.07171	

TAULUKKO 7 1976:1 - 1985:4

$$y_2^l, R^2 = .598, df = 37 \quad y_1^l: \text{ohjelma ilmoitti momentti-}$$

$$Q(18) = 16.340, D-W = 2.249 \quad \text{matriisin singulaariseksi}$$

$$\Gamma = .880$$

S	viive	kerroin	t-arvo
1		-.756	-3.690
			F(S) = 13.622

LÄHTEET

CAMPBELL, J.Y. (1987) Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis. *Econometrica*, 55, 1249 - 1273.

CAMPBELL, J.Y. & DEATON, A.S. (1987) Is Consumption too Smooth? NBER Working Paper No. 2134.

CAMPBELL, J.Y. & SHILLER, J.R. (1987) Cointegration and Tests of Present Value Models, *Journal of Political Economy*, 95, 1062 - 1088.

COCHRANE, J.H. (1986) How Big is the Random Walk in GNP? Mimeo, University of Chicago.

DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057 - 1072.

DOLADO, J.J. & JENKINSON, T. (1987) Cointegration: A Survey of Recent Developments. *Economic Perspectives*, Harwood Academic Press, New York, tulossa.

DOWNES, A.S. & LEON, H. (1987) Testing for Unit Roots. An Empirical Investigation. *Economics Letters*, 24, 231 - 235.

ENGLE, R.F. & GRANGER, C.W.J. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251 - 276.

ENGLE, R.F. & YOO, B.S. (1987) Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems. *Journal of Econometrics*, 35, 143 - 159.

FLAVIN, M.A. (1981) The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income. *Journal of Political Economy*, 89, 974 - 1009.

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

GRANGER, C.W.J. (1986) Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213 - 228.

HAKKIO, C.S. (1986) Does the Exchange Rate Follow a Random Walk? A Monte Carlo Study of Four Tests for a Random Walk. *Journal of International Money and Finance*, 5, 221 - 229.

HALL, R.E. (1977) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis. *Journal of Political Economy*, 86, 971 - 987.

HENRY, D.F. (1986) Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 201 - 212.

HUBBARD, R.G. & JUDD, K.L. (1986) Liquidity Constraints, Fiscal Policy, and Consumption, *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1 - 59.

HUBBARD, R.G. & JUDD, K.L. (1987) Social Security and Individual Welfare: Precautionary Saving, Borrowing Constraints, and the Payroll Tax. *American Economic Review*, 77, 630 - 646.

JAEGER, A. & NEUSSER, K. (1987) Excess Consumption as a Predictor of Future Income Changes. Esitetty European Econometric Societyn kokouksessa 1987.

KOSONEN, K. (1986) Asuntorahoitusjärjestelmän vaikutuksista kotitalouksien säästämiskäyttäytymiseen Suomessa. *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, No 1, 50 - 59.

NELSON, C.R. (1985) A Reappraisal of Recent Tests of the Permanent Income Hypothesis. NBER Working Paper No. 1687.

PHILLIPS, P.C.B. & OULIARIS, S. (1987) Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. Cowles Foundation Discussion Paper No. 847, Yale.

SARGENT, T.J. (1978) Rational Expectations, Econometric Exogeneity and Consumption. *Journal of Political Economy*, 86, 673 - 700.

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

STIGLITZ, J. & WEISS, A. (1987) Macroeconomic Equilibrium and Credit Rationing, NBER Working Paper No. 2164.

STOCK, J.H. (1987) Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica*, 55, 1035 - 1056.

WEST, K.D. (1987) A Note on the Power of Least Squares Tests for a Unit Root. *Economics Letters*, 24, 249 - 252.

SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA

ISSN 0785-3572

- 1/88 ESKO AURIKKO Korko- ja valuuttakurssijousto talouden sopeutumisessa. 1988. 43 s. (ISBN 951-686-144-X)
- 2/88 PAAVO PEISA ja MARKKU PULLI Yritysten verotus ja tuloksen-tasaus: Tilinpäätöksen määräytyminen ja kuluvaraston riittävyys. 1988. 32 s. (ISBN 951-686-145-8)
- 3/88 JUHA TARKKA and ALPO WILLMAN Exports and imports in the BOF4 quarterly model of the Finnish economy. 1988. 34 s. (ISBN 951-686-146-6)
- 4/88 ERKKI KOSKELA and MATTI VIRÉN Dynamics of the demand for money and uncertainty: the U.S. demand for money revisited. 1988. 30 s. (ISBN 951-686-147-4)
- 5/88 ARI LAHTI and MATTI VIRÉN Rational expectations in a macromodel: some comparative analyses with Finnish data. 1988. 28 s. (ISBN 951-686-148-2)
- 6/88 JOHNNY ÅKERHOLM External adjustment in small open economies - some recent experience. 1988. 33 s. (ISBN 951-686-149-0)
- 7/88 HELKA JOKINEN Pääomanliikkeiden kustannuksiin vaikuttavat säädökset. 1988. 27 s. (ISBN 951-686-150-4)
- 8/88 ALPO WILLMAN Devaluation expectations and speculative attacks on the currency. 1988. 33 s. (ISBN 951-686-151-2)
- 9/88 JUHANI RAATIKAINEN ja HEIKKI SOLTTLA Suomalaisten yritysten käyttäytyminen valuuttojen termiinimarkkinoilla. 1988. 27 s. (ISBN 951-686-152-0)
- 10/88 HANNELE KUOSMANEN - ILMO PYYHTIÄ - REIJO SIISKONEN The KTKV model of the economics department of the Bank of Finland. A semiannual model for forecasting world economic prospects. 1988. 85 s. (ISBN 951-686-153-9)
- 11/88 CHRISTIAN C. STARCK How are the key Finnish market interest rates determined?. 1988. 23 s. (ISBN 951-686-154-7)
- 12/88 ESKO AURIKKO Rational exchange rate and price expectations under different exchange rate regimes in Finland. 1988. 30 s. (ISBN 951-686-156-3)
- 13/88 MATTI VIRÉN Interest rates and budget deficits: cross-country evidence from the period 1924 - 1938. 1988. 17 s. (ISBN 951-686-158-X)

- 14/88 JUHA TARKKA - ALPO WILLMAN - CHRIS-MARIE RASI Production and employment in the BOF4 quarterly model of the Finnish economy. 1988. 41 s. (951-686-159-8)
- 15/88 ANNE KERTTULA - ANNE MIKKOLA Monetary policy and housing prices. 1988. 27 s. (951-686-160-1)
- 16/88 MATTI VIRÉN Determination of interest rates in small open economies: a review of recent evidence. 1988. 33 s. (ISBN 951-686-161-X)
- 17/88 ALPO WILLMAN If the markka floated: simulating the BOF4 model with fixed and floating exchange rates. 1988. 40 s. (ISBN 951-686-163-6)
- 18/88 PERTTI HAAPARANTA Customs unions and national budgets. 1988. 17 s. (ISBN 951-686-164-4)
- 19/88 AMY SKOLNIK The EC internal market: an "economic United States" of Europe. 1988. 30 s. (ISBN 951-686-165-2)
- 20/88 TIMO TYRVÄINEN Wages and employment in a unionized economy: practical implications of theoretical considerations in the context of Finland. 1988. 46 s. (ISBN 951-686-167-9)
- 21/88 PERTTI HAAPARANTA - CHRISTIAN STARCK - JOUKO VILMUNEN Kasvavien työtulojen odotukset vähentävät kotitalouksien säästämistä. 1988. 24 s. (ISBN 951-686-168-7)