

KESKUSTELUALOITTEITA

Suomen Pankin
kansantalouden osasto

DISCUSSION PAPERS

Bank of Finland
Economics Department



ANNE MIKKOLA

RAHAN TRANSAKTIOKYSYNTÄ JA PÖRSSIVAIHTO

23.7.1987

KT 7/87

Kansantalouden osasto
Anne Mikkola/TAI

23.7.1987

BB7

RAHAN TRANSAKTIOKYSYNTÄ JA PÖRSSIVAIHTO

Tiivistelmä

Raportissa estimoidaan rahan kysyntää vuosina 1983/1 - 1986/12, jolta aikaväliltä aito markkinakorko on saatavissa. Samalla pyritään selvittämään, onko pörssivaihdon arvon nopea kasvu lisännyt transaktiorahakassojen kysyntää. Tulokset tukevat toistaiseksi vain vähäisessä määrin pörssivaihdon merkittävyyttä rahan kysynnän selittäjänä.

Estimointi suoritettiin sekä tasoina että differensseinä ja käyttäen hyväksi kointegroituneita muuttujia ja error correction -malleja. Tulokset osoittavat, että rahan kysyntää voidaan estimoida ilman tavallisesti käytettävää osittaisen sopeutuksen mallia. Rahan transaktiokysynnän voidaankin olettaa sopeutuvan lähes välittömästi, jolloin estimointi tasomuodossa antaa tyydyttäviä tuloksia.

SISÄLTÖ

1 JOHDANTO	1
2 ESTIMOINTI JA TULOKSIA	3
2.1 Perustuloksia	5
2.2 Rahan kysyntä, kointegroituneet muuttujat ja EC-yhtälöt	8
3 LOPUKSI	11
ABSTRACT	12
LÄHTEET	13

TIEDUSTELUT: Seija Määttä, puh. 183 2519.

1 JOHDANTO

Rahan transaktiokysynnän katsotaan yleensä riippuvan rahan hallussapitokustannuksesta eli korosta ja transaktioiden määrästä, jota tavallisesti approksimoidaan bruttokansantuotteella. Bruttokansantuote antaa kuitenkin vain karkean arvion todellisesta transaktioiden määrästä. Useat kirjoittajat ovat kiinnittäneet huomiota siihen, että myös transaktiot rahoitusmarkkinoilla vaativat käteiskassoja, ja tämä osa rahan kysyntää voi olla riippumaton kansantuotteesta (ks. esim. Field (1984), Goodfriend (1985) ja Modigliani ja muut (1970)). Empiirisissä rahan kysynnän estimoinneissa on kuitenkin pääsääntöisesti käytetty kansantuotetta ainoana skaalamuuttujana.

Teorian mukaan rahoitusvaateiden vaihdon määrä ja arvo jälkimarkkinoilla voi vaikuttaa rahan transaktiokysyntään täysin riippumatta vallitsevasta korosta tai kansantulosta. Field (1984) on havainnut, että rahoitusvaateiden vaihdon määrän voimakas vaihtelu johtuukin suurelta osalta muista tekijöistä kuin esimerkiksi tuotannosta, tulosta, kulutuksesta tai säästämisestä. Vaihdon määrä kasvaa esimerkiksi silloin, kun eri henkilöiden odotukset vaateiden tulevista hinnoista muuttuvat nopeasti ja toisistaan poikkeavasti. Näin tapahtuu, jos henkilöt saavat uuden tiedon eri aikaan tietoonsa tai tulkitsevat sen eri tavoin. Vaihdon määrän kasvaessa vaateiden hinnat voivat nousta, laskea tai pysyä ennallaan.

Tavanomaisen suljetun talouden IS-LM -analyysin mukaan lisääntynyt rahoitusvaateiden vaihdon arvo lisää rahan transaktiokysyntää, ja LM-käyrä siirtyy vasemmalle ellei rahamäärän anneta sopeutua. Rahamarkkinatilanne voikin kiristyä tarpeettomasti, mikäli rahoitusvaateiden vaihdon voimakas kasvu jää viranomaisilta ottamatta huomioon. Tämä on vaarana, jos viranomaiset pyrkivät vakaaseen hintatasoon pitämällä rahamäärän kiinteänä suhteessa kansantuotteeseen. Tällöin rahoitusvaateiden vaihdon kasvu saattaa nostaa koron inflaatio-tavoitteen kannalta tarpeettoman korkeaksi. Sen sijaan avotaloudessa, jossa pääoman liikkeet ovat vapaat, koron nousu johtaa välittö-

mästi pääoman tuontiin, jolloin rahoitusmarkkinoiden kiristymiseltä ja koron voimakkaalta nousulta vältytään.

Modigliani, Rasche ja Cooper (1970) pyrkivät arvioimaan rahoitusvaateiden vaihdon vaatimaa rahan kysyntää pörssivaihdon avulla, jonka he lisäsivät rahan kysyntäyhtälöön selittäjäksi. Pörssivaihtomuuttujan kerroin oli odotetusti positiivinen, mutta rahan kysynnän jousto sen suhteen oli hyvin pieni. Field (1984) puolestaan sai tulokseksi, että Yhdysvalloissa kuukausittaiset vaihtelut pörssivaihdossa vuosina 1919 - 29 vaikuttivat rahan transaktiokysyntään kansantulon ja koron vaihteluista riippumatta. Fieldin tulkinnan mukaan ennennäkemätön pörssivaihdon kasvu nosti korkoja voimakkaasti ja johti talouden lamaan vuoden 1925 jälkeen. Korot nousivat, koska viranomaiset eivät havainneet pörssivaihdon kasvun vaativan runsaasti transaktiokassoja, minkä vuoksi rahamäärän ei sallittu sopeutua riittävästi.

Tämän työn tavoitteena on selvittää, ovatko pörssivaihdon arvon muutokset vaikuttaneet rahan transaktiokysyntään Suomessa. Kysymyksen tekee mielenkiintoiseksi pörssivaihdon nopea kasvu 1980-luvulla. Pörssin kokonaisvaihdon arvon kuukausittainen vaihtelu on lisäksi ollut varsin suurta ja epäsäännöllistä. Tämän vuoksi voidaankin olettaa pörssivaihdolla olevan kansantuotteesta riippumaton vaikutus rahan transaktiokysyntään.

Lisäksi ollaan kiinnostuneita rahan kysynnän korko- ja tulojoustosta vuoden 1983 jälkeisellä aineistolla, kun luotonsäännöstelystä on luovuttu ja lyhyen rahan markkinat ovat kehittyneet. Saatuja joustoja verrataan Solttilan ja Johanssonin (1987) vuotta lyhyemmällä aineistolla saamiin estimointituloksiin. Solttilasta ja Johanssonista poiketen tässä käytetään nimellisiä muuttujia Fieldin (1984) tapaan. Rahan kysyntäyhtälöt estimoidaan tasomuotoisina, differensseinä ja käyttäen hyväksi kointegroituneita muuttujia. Tavallisesti rahan kysynnän estimoinneissa on oletettu osittainen sopeutuminen. Tällöin on kuitenkin saatu tulokseksi kohtuuttoman hitaita sopeutumismisnopeuksia. Tässä lähdetäänkin siitä, että rahan kysyntä sopeutuu välittömästi. Saadut estimointitulokset eivät näytä antavan aihetta hylätä oletusta rahan kysynnän välittömästä sopeutumisesta.

2 ESTIMOINTI JA TULOKSIA

Teorian mukaan rahan kysynnän oletetaan olevan seuraavaa muotoa:

$$m_t = a_0 + a_1 r_t + a_2 y_t, \text{ missä}$$

m_t = halutut reaaliset rahakassat hetkellä t

r_t = nimelliskorko hetkellä t

y_t = taloudellisen aktiviteetin mittari (esim. reaalinen bkt) hetkellä t .

Empiirisissä tutkimuksissa rahan kysynnän oletetaan yleensä olevan tätä muotoa pitkällä aikavälillä. Kunkin hetken t rahan kysynnän estimoinnissa on kuitenkin yleisimmin käytetty ns. Goldfeldin (1973) kysyntäfunktiota. Siinä reaalikassojen kysynnän oletetaan sopeutuvan portfolion sopeuttamiskustannusten vuoksi hitaasti halutulle, korosta ja reaalitylostasta riippuvalle, pitkän aikavälin tasolle. Estimoitavaan yhtälöön tulee tällöin lisäselittäjäksi viivästetyt reaali-kassat:

$$m_t = b_1 + b_2 r_t + b_3 y_t + b_4 m_{t-1}, \text{ missä}$$

m_t = reaalikassojen kysyntä hetkellä t .

Viivästettyjen rahakassojen sisällyttäminen estimoitavaan yhtälöön ei ole kuitenkaan teoreettisesti perusteltua (ks. esim. McCallum ja Goodfriend (1987) ja Goodfriend (1985)). Koska portfolion sopeuttamiskustannukset ovat suurelta osin riippumattomia sopeutettavasta määrästä, pitäisi sopeuttamiskustannusten päinvastoin johtaa välittömään rahakassojen sopeuttamiseen halutulle tasolle. Se, että viivästettyjä rahakassoja käytetään selittäjinä johtuneekin siitä, että ilman niitä ei ole saatu ekonometrisesti tyydyttäviä tuloksia. Viivästettyjen rahakassojen kerroin on lisäksi yleensä positiivinen ja vastaa suurta osaa yhtälön selitysvoimasta. Se on kuitenkin tyypillisesti niin suuri, että sen implikoima rahan kysynnän sopeutumisasiive on liian pitkä johtuakseen pelkästään sopeutumiskustannuksista.

Goodfriend (1985) osoittaa, että viivästetyn rahamäärän kerroin voi olla positiivinen siitä huolimatta, että rahan kysyntä sopeutuu välittömästi. Näin tapahtuu aina, jos todellinen korko ja transaktioiden määrää kuvaava muuttuja ovat autokorrelloituneita ja niiden mittaamisessa on virheitä. Transaktiomuuttujana käytetään yleensä bruttokansantuotetta, johon sisältyy monestakin syystä mittausvirheitä¹. Mittausvirheiden suuruutta kuvaa myös se, että jatkossa estimoitavat bkt:n kertoimet ovat varsin herkkiä BKT-muuttujan valinnalle. Goodfriend osoittaaakin, että mallissa, jossa ei ole osittaissopeutumista, mittausvirhe voi hyvin olla syynä sen suuruisiin viivästettyjen rahakassojen kertoimiin, joita käytännössä on estimoitu.

Tässä rahan kysyntää estimoidaan ilman viivästettyä selitettävää muuttujaa ts. oletetaan transaktiokassojen sopeutuvan välittömästi halutulle tasolle. Koska näin estimoitujen yhtälöiden jäännöstermit näyttäisivät käyttäytyvän tyydyttävästi, ei nähty mitään syytä sisällyttää viivästettyä rahamäärää selittäjäksi.

Fieldin (1984) tapaan käytetään nimellisiä muuttujia, jolloin vältetään deflaattorin valintaan liittyviltä ongelmilta. Estimointimenetelmä on PNS, ja data on kuukausiaineistoa aikaväliltä 1983 - 86. Estimointi aloitetaan vuodesta 1983, koska vasta tämän jälkeen korkosäännöstelyä on purettu ja lyhyen rahan markkinat ovat kehittyneet niin, että on saatavissa aito markkinakorko. Soltilan ja Johanssonin (1987) mukaan rahan kysynnän korkojousto ja sopeutumisenopeus onkin kasvanut huomattavasti vuosina 1983 - 1985 siitä, mitä se oli 1970-luvulla.

Tässä markkinakorkona käytetään uusien sijoitustodistusten kannan keskikorkoa. BKT:n kuukausisarja puolestaan on muodostettu neljännesvuosisarjasta vähittäismyynnin muutosten avulla (BKT*) Soltilan ja Johanssonin tapaan. Lisäksi kokeillaan Tilastokeskuksen kokonais-

¹Paitsi että bruttokansantuote ei ota huomioon transaktioita rahoitusvaateilla, se ei sisällä myöskään "harmaan talouden" transaktioita eikä välituotteiden kauppaa.

tuotannon kuukausikuvaajaa BKT-muuttujana (BKT). Rahoitusvaateiden vaihtoa kuvaavana muuttujana käytetään Pörssin kuukausittaista kokonaisvaihtoa. Koska tarkoituksena on selittää transaktiokassojen kysyntää, rahamäärämuuttujaksi valitaan M1 ts. liikkeessä oleva raha ja yleisön käteistalletukset. Kaikki sarjat ovat kausipuhdistamattomia. Sen sijaan käytetään dummyja joillekin yksittäisille kuukausille.

2.1 Perustulokset

Tasoina ja 12 kuukauden differensseina estimoiduissa yhtälöissä jäännösten autokorreloituneisuus ei muodostu ongelmaksi. Lisäksi saadut joustot ovat järkevä suuruisia. Tämä viittaa siihen, että rahan kysyntä sopeutuu välittömästi, jolloin viivästettyä rahamäärää ei tarvita selittäjänä.

Taulukossa 1 esitetään tulokset tasomuodossa estimoiduille yhtälöille (1 ja 2). Nämä yhtälöt on lisäksi estimoitu 12-kuukauden differensseinä kausivaihtelun poistamiseksi (yhtälöt 3 ja 4). Lisäksi kokeiltiin yhden kuukauden differenssejä (yhtälöt 5 ja 6). Yhtälöissä 1,2,5 ja 6 käytettiin kausivaihteludummyja niille kuukausille, joiden dummyn kerroin oli merkitsevä. 1-kk differensseinä estimoiduissa yhtälöissä on vahvaa negatiivista autokorrelaatiota, mikä saattaa olla merkki ylidifferenssiöinnistä (differenssiöinnin vaikutuksista ks. Plosser ja Schwert (1978)). Tämä viittaa tasomuodon paremmuuteen. 12-kk differenssit sen sijaan näyttävät toimivan hyvin. Niiden residuaalit eivät ole testisuureiden mukaan autokorreloituneita ensimmäistä eivätkä useampaa astetta.

Tasomuotoiset yhtälöt antavat jonkinlaista tukea sille, että pörssivaihto saattaisi vaikuttaa rahan kysyntään. Ongelmana, johon palaan myöhemmin, on sarjojen epästationäärisyys. Koska kuitenkin tasomuoto näyttää toimivan epästationäärisyydestä huolimatta (vrt. luku 2.2) ja koska yhtälöissä ei ole ainakaan kovin voimakasta autokorrelaatiota, t-arvoja voitaneen tulkita normaalisti (ks. Hall ja Henry (1987)). Pörssivaihtomuuttujan merkitsevyyden ratkaisee estimointitulosten mukaan transaktiomuuttujan valinta. Ongelmana on,

että oikeaa transaktiomuuttujaa ei tiedetä. Kokonaistuotannon kuukausikuvaaja (2)-yhtälössä näyttää toimivan jonkin verran paremmin kuin (1)-yhtälön bkt-muuttuja. Kuukausikuvaajaa käytettäessä pörssivaihdon kerroin ei ole kuitenkin merkitsevä päinvastoin kuin (1)-yhtälössä, jossa se on merkitsevä ja suuruudeltaan noin .03. Tätä jouston arvoa voitaneenkin pitää ylärajana rahan kysynnän joustolle pörssivaihdon suhteen.

Estimoititulokset 12 kuukauden differensseillä tukevat tasomuodolla saatuja tuloksia. Differensseinä estimoiduissa yhtälöissä, pörssivaihdon kerroin on pieni ja tilastollisesti epämerkitsevä. Syynä tähän tulokseen on ilmeisesti se, että pörssivaihto on vain pieni osa talouden kokonaistransaktioista. Näin siitäkin huolimatta, että pörssivaihto suhteutettuna bruttokansantuotteeseen on kasvanut estimointiperiodin aikana yhdestä prosentista noin viiteen prosenttiin.

Korko- ja kansantulomuuttujien kertoimet ovat suoraan rahan kysynnän pitkän aikavälin joustoja. Tässä saadut joustot (12-kk differenssi-muodossa estimoidut) ovat lähes samansuuruiset kuin Soltilan ja Johanssonin (1987) vuotta lyhyemmällä aineistolla, reaalisilla muuttujilla ja osittaisen sopeutumisen mallilla estimoidut joustot. Heillä rahan kysynnän pitkän aikavälin joustot kansantulon ja lyhyen koron suhteen olivat noin .72 ja -.26, kun taas lyhyen aikavälin vastaavat joustot olivat vain noin .42 ja -.16.

Kirjallisuudessa ei ole yksimielisyyttä siitä, miten suuria rahan kysynnän teoreettisesti oikeat korko- ja kansantulojoustot ovat. Baumol-Tobin lähestymistavan mukaan rahan transaktiokysynnän jousto kansantulon suhteen on 0.5, mikä on hämmästyttävän lähellä tässä estimoitujen tasomuotoisten yhtälöiden joustoja. Jos taas kvantiteettiteorian mukaisesti rahan kiertonopeuden oletetaan olevan vakio, rahan kysynnän kansantulojoustoksi saadaan yksi.

TAULUKKO 1.

Estimointituloksia rahan kysynnälle²
Aikaväli 1983/1 - 1986/12

SELITTÄJÄT

	korko	BKT*	BKT	pörssi- vaihto	vakio	R2	DW	Q(12)	SE
tasoina:									
(1)	-.35 (.05)	.49 (.06)		.03 (.01)	5.8 (.6)	.89	2.07	18.7	.036
(2)	-.31 (.04)		.66 (.07)	.01 (.01)	7.5 (.3)	.92	1.78	16.3	.031
12-kk differensseinä:									
(3)	-.27 (.05)	.65 (.12)		.004 (.02)		.13	2.03	15.6	.046
(4)	-.24 (.04)		.90 (.11)	-.02 (.01)		.30	1.79	13.1	.036
1-kk differensseinä:									
(5)	-.17 (.07)	.13 (.06)		.003 (.01)		.15	2.64	38.3	.040
(6)	-.19 (.07)		.16 (.10)	-.01 (.01)		.31	2.66	38.4	.036

²R2 on vapausasteilla korjattu selityksaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle ja Q on Box-Pierce testisuure useamman asteen autokorrelaatioille (tässä aina 12 asteeseen asti). Testisuureiden mukaan residuaalit eivät näytä olevan autokorreloituneita yhtälöissä 1-4. Q-testisuure saattaa kuitenkin olla harhaanjohtava havaintojen vähyyden vuoksi. SE on jäännösvirheen keskihajonta. Suluissa ovat kerrointen keskihajonnat. Tasomuotoisissa yhtälöissä on käytetty kausivaihtelukummyja jouluja maaliskuulle ja (2)-yhtälössä lisäksi heinäkuulle. Myös dymmy vuoden 1986 elokuulle oli merkitsevä. 12-kuukauden differenssiointi poistaa puolestaan kausivaihtelun vaikutukset yhtälöissä 3 ja 4. Kaikki muuttujat ovat logaritmisia.

2.2 Rahan kysyntä, kointegroituneet muuttujat ja EC-yhtälöt

Edellä saadut tulokset viittaavat siihen, että rahan kysyntää voidaan estimoida suoraan tasomuodossa. Tasomuotoisissa sarjoissa on kuitenkin ongelmana sarjojen epästationäärisyys. Sen testaamiseksi, onko estimointi tasomuodossa mahdollista ja toisaalta onko oletus välittömästä sopeutumisesta oikeutettu, yhtälö estimoidaan myös ns. error correction muodossa.

Error correction -malleissa oletetaan, että on olemassa pitkän aikavälin tasapaino, jota kohti rahan kysyntä sopeutuu lyhyellä aikavälillä, jos tasapainosta on poikettu. Aikasarjojen epästationäärisyydestä huolimatta voidaan käyttää tavallisia estimointitekniikkoja, jos muuttujien joukko on kointegroitunut. Muuttujajoukon sanotaan olevan kointegroitunut, jos muuttujien lineaarinen kombinaatio on stationäärinen, vaikka yksittäiset sarjat ovatkin epästationäärisiä. Granger ja Engle (1985) ovat osoittaneet, että jos muuttujajoukko on kointegroitunut, data voidaan esittää error correction muodossa ilman, että epästationäärisyydestä syntyy ongelmia. He ehdottivat myös kaksivaiheista estimointimenetelmää, jota esim. Hall (1986, 1987) on sittemmin soveltanut. Jatkossa noudatetaan Hallin esimerkkiä.

Kaksivaiheisessa menetelmässä yhtälö estimoidaan ensin tasomuodossa. Estimoidun yhtälön residuaalien avulla voidaan sen jälkeen testata kointegroitavuutta. Toisessa vaiheessa tasomuodossa estimoidun yhtälön residuaaleilla korvataan error-correction mallin tasomuotoiset termit. Näin malliinsaadaan mukaan pitkän aikavälin rajoite.

Estimointi tasomuodossa on jo tehty yhtälöissä 1 ja 2. Näiden yhtälöiden residuaalien avulla voidaan testata kointegroitavuutta useilla eri testeillä. Tässä lasketaan kolme testisuureta: CRDW (cointegrating regression Durbin-Watson), DF (Dickey-Fuller testi) ja ADF (augmented DF). Granger ja Engle (1985) ovat johtaneet karkeita kriittisiä arvoja näille testeille. Kaikissa testeissä nollahypoteesina on, että jäännöstermi noudattaa satunnaiskulkua eli random walkia. Jos nollahypoteesi voidaan hylätä, jäännösprosessi on

stationäärinen ja muuttujajoukko on kointegroitunut. Yhtälöille saatiin seuraavat testisuureet (kriittiset arvot suluisissa):

	Yhtälö 1	Yhtälö 2
CRDW (.4)	2.1	1.7
DF (-3.5)	-7.1	-6.4
ADF (-3.2)	-3.4	-3.1

Testisuureiden mukaan yhtälöiden 1 ja 2 muuttujat näyttävät muodostavat kointegroituneen joukon. Yhtälöt 1 ja 2 voidaan tulkita näin ollen rahan kysynnän pitkän aikavälin tasapainoksi. Koska estimointiajanjakso on kuitenkin vain neljä vuotta, pitkän aikavälin tasapainoa on tulkittava varoen.

Toisessa vaiheessa tasomuotoisten yhtälöiden viivästetyt residuaalit (RES) on lisätty differenssien lisäksi selittäjäksi. Rahamäärän muutosta selitetään näin ollen koron, BKT:n ja pörssivaihdon muutoksilla sekä vastaavan tasoina estimoidun yhtälön viivästetyllä jäännösvirheellä, joka kuvaa poikkeamaa pitkän aikavälin tasapainosta. Näin saadut error correction -mallit on estimoitu PNS:llä (ks. taulukko 2). Yhtälöissä 7 ja 8 residuaali (RES) on viivästetty 12 kuukaudella ja yhtälöissä 9 ja 10 yhdellä kuukaudella.

Virheenkorjaustermien kertoimet ovat odotetusti negatiivisia. Huomattavaa on myös, että ne ovat lähellä ykköstä, ts. rahan kysyntä sopeutuu välittömästi lähes täysimääräisesti, jos tasapainosta poiketaan. Kertoimet ovat lisäksi merkitseviä eikä niiden lisääminen muuta merkittävästi rahan kysynnän korko- eikä BKT-joustoja. Saatujen tulosten perusteella ei näin ollen ole syytä hylätä alkuperäistä oletusta rahan transaktiokysynnän välittömästä sopeutumista.

TAULUKKO 2.

Estimointituloksia error correction muotoisille yhtälöille
Aikaväli 1983/1 - 1986/12

SELITTÄJÄT

	korko	BKT*	BKT	pörssi- vaihto	RES	R2	DW	Q	SE
12-kk differensseinä:									
(7)	-.29 (.04)	.65 (.09)		.01 (.01)	-.90 (.18)	.36	2.15	38.9	.035
(8)	-.26 (.03)		.85 (.08)	-.01 (.01)	-.74 (.15)	.54	1.73	15.6	.027
1-kk differensseinä:									
(9)	-.22 (.05)	.16 (.06)		.00 (.01)	-.80 (.12)	.63	2.28	25.9	.027
(10)	-.24 (.05)		.16 (.06)	-.01 (.01)	-.92 (.13)	.69	2.16	18.5	.024

Taulukon 2 tulosten mukaan 12 kuukauden differensseinä estimoidut yhtälöt näyttävät varsin tyydyttäviltä. Testisuureiden mukaan parhaalta vaikuttaa yhtälö 8, jossa transaktioiden määrää kuvaavana muuttujana on käytetty Tilastokeskuksen bkt:n kuukausikuvaajaa. Siinä ei näyttäisi olevan myöskään ensimmäisen eikä useamman asteen autokorrelaatiota, minkä vuoksi estimaattorien keskihajontojen voi olettaa olevan harhattomia. Rahan kysynnän korkojousto (-.26) on täsmälleen samansuuruinen kuin Soltilan ja Johanssonin (1987) pitkän aikavälin joustoksi estimoitu. BKT-jousto on sen sijaan tässä jonkin verran suurempi. Pörssivaihto ei edelleenkään saanut merkitsevää kerrointa.

Tuloksista havaitaan myös, että virheenkorjaustermin mukaanotto vähentää huomattavasti jäännösten useamman asteen autokorreloituneisuutta ja parantaa selitystasetta varsinkin yhden kuukauden differensseinä estimoidussa yhtälössä.

3 LOPUKSI

Tavoitteena oli selvittää, onko rahoitusvaateiden vaihdon arvon kasvu pörssissä lisännyt rahan transaktiokysyntää aikavälillä 1983/1 - 1986/12. Rahan kysyntää estimoitiin nimellisillä muuttujilla tasoina, differensseinä ja käyttäen hyväksi kointegroituneita muuttujia ja error correction malleja. Tuloksista käy ilmi, ettei pörssivaihdolla ole ollut selvää tilastollisesti merkittävää vaikutusta rahan transaktiokysyntään (tasoestimointeja ehkä lukuunottamatta). Tämä johtunee siitä, että kasvustaan huolimatta pörssivaihdon arvo on vielä varsin vähäinen suhteutettuna koko talouden transaktioiden määrään. On kuitenkin mahdollista, että pörssivaihto tulee tulevaisuudessa merkittäväksi selittäjäksi, mikäli pörssivaihdon kasvu jatkuu nykyistä vauhtia.

Tulokset viittaavat lisäksi siihen, että rahan transaktiokysyntä sopeutuu välittömästi. Jäännösten autokorreloituneisuus ei ollut ongelma tasomuodossa eikä 12 kuukauden differensseinä estimoiduissa yhtälöissä. Myös saadut korko- ja kansantulojoustot olivat odotetun suuruisia. Rahan kysynnän estimointi taso- tai differenssimuodossa antaakin sellaisenaan varsin tyydyttäviä tuloksia. Yhtälöt estimoitiin lisäksi Grangerin ja Englen (1985) suosittelemalla kaksivaiheisella menetelmällä, jossa error correction -mallissa käytetään hyväksi kointegroituneita muuttujia. Myös nämä tulokset viittaavat siihen, että rahan kysyntä sopeutuu välittömästi, jos rahakassat poikkeavat halutulta tasolta. Osittaisen sopeutumisen mallin käytölle rahan kysynnän estimoinneissa ei siten näytä olevan empiirisiä perusteluja.

ABSTRACT

In this paper money demand is estimated for the period 1983/1 - 1986/12 for which a market interest rate is available. The purpose is to study whether the rapid increase in the total value of trading on the Helsinki Stock Exchange has had any impact on the transactions demand for money. The results give only slight support for the significance of the stock exchange variable as a determinant of money demand.

The estimation is carried out using both levels and difference specification. Cointegrating variables and error correction -models are also tested. The results show that money demand can validly be estimated without lagged dependent variable. Hence, it is legitimate to assume that money demand adjusts more or less immediately in which case estimation in levels specification gives satisfactory results.

LÄHTEET

- FIELD, A. (1984)
Asset Exchanges and the Transactions Demand for Money, 1919 - 29.
American Economic Review.
- GOLDFELD, S. (1973)
The Demand for Money Revisited. Brookings Papers on Economic
Activity 3.
- GOODFRIEND, M. (1985)
Reinterpreting Money Demand Regressions. Garnegie-Rochester
Conference Series on Public Policy 22, 207 - 242.
- GRANGER, C.W.J. ja ENGLE, R.F. (1985)
Dynamic Model Specification with Equilibrium Constraints:
Co-Integration and Error-Correction. University of California,
San Diego.
- HALL, S.G. (1986)
An Application of the Granger & Engle Two-Step Estimation Procedure
to United Kingdom Aggregate Wage Data. Oxford Bulletin of Economics
and Statistics, 48,3.
- HALL, S.G. ja HENRY, S.G.B. (1987)
Wage Models. National Institute Economic Review, Feb. 1987.
- McCALLUM, B. ja GOODFRIEND, M. (1987)
Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money. NBER Working
Paper No. 2157.
- MODIGLIANI, F., RASCHE, R., COOPER, J.P. (1970)
Central Bank Policy, the Money Supply, and the Short-Term Rate of
Interest. Journal of Money, Credit and Banking.
- SOLTTILA, H. ja JOHANSSON, P. (1987)
Markkinakorko ja rahan kysyntä Suomessa: Estimointituloksia
1980-luvun aineistolla. Suomen Pankin valuuttapolitiikan osaston
keskustelualoitteita 3/87.

Kansantalouden osasto

23.7.1987

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.
1.7.1987
- KT 7/87 Anne Mikkola
Rahan transaktiokysyntä ja pörssivaihto, s. 13
23.7.1987

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